فصلنامه
اقتصاد مالی
(نشـــریه علمـــی)

دورهٔ ۱۹، شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)
تابستان ۱۴۰۴
شاپا (چاپی): ۳۸۳۳-۲۵۳۸
شاپا (الکترونیک): ۳۸۴۱-۲۵۳۸







صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
مدیر مسئول: دکتر نعمت فلیحی
سردبیر: دکتر علی اسماعیل زاده
مدیر داخلی: دکتر منیژه هادی نژاد
ویراستار علمی: دکتر منیژه هادی نژاد
ویراستار ادبی: دکتر لیلا آسیابی اقدم
نسخه خوان: هلن محمدزاده
ناظر فنی : رضا قاسمی
انجمن همکار: انجمن اقتصاد ایران

اعضای شورای تحریریه:

دکتر اسماعیل ابونوری	استاد	آمار و اقتصاد سنجی	دانشگاه مازندران
دکترعلی اسماعیل‌زاده	استاد	مدیریت مالی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر نظر دهمرده قلعه نو	استاد	اقتصاد – توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی	دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر کیومرث شهبازی	استاد	اقتصاد	دانشگاه ارومیه
دکتر محمدنبی شهیکی‌تاش	استاد	اقتصاد	دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر شهریار نصابیان	دانشیار	اقتصاد کشاورزی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر احمد یعقوب نژاد	دانشیار	مدیریت مالی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

- **لیتوگرافی و چاپ:** سازمان چاپ و توزیع دانشگاه آزاد اسلامی
- **پست الکترونیکی:** Eco_jour@yahoo.com **وب‌سایت:** Ecj@iauctb.ac.ir
- این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (**ISC**) نمایه می‌شود.
- این نشریه در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (**SID**) نمایه می‌شود.
- این نشریه در بانک اطلاعات نشریات کشور مگیران (**magiran**) نمایه می‌شود.
- این نشریه در پایگاه مجلات تخصصی نور مگز (**noormags**) نمایه می‌شود.
- مطالب مندرج در این فصلنامه و مسئولیت صحت آمارها و نتایج بر عهده نویسندگان است و فصلنامه مسئولیتی را در این مورد نمی‌پذیرد.

نشانی: تهـران، انتهای بلوار ارتش، خیابان شهید سوهانی، بالاتر از میدان سوهانک، مجتمع دانشگاهی ولایت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
کدپستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱
تلفن: ۷۳۶۸۱۴۵۲ (۹۸۲۱)

به استناد مجوز شماره ۳/۳/۱۸/۱۳۰۸ مورخ ۹۶/۱/۱۴ وزارت علوم تحقیقات و فناوری در جلسه مورخ ۱۳۹۵/۱۲/۲۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور، با اعطای رتبه علمی – پژوهشی از تابستان ۱۳۹۵ با این فصلنامه موافقت گردیده است.

فصلنامــه اقتصــاد مالــی

صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

داوران این شماره عبارتند از (به ترتیب حروف الفبا) :

- دکتر علی امامی
- دکتر رویا آل عمران
- دکتر عباسعلی ابونوری
- دکتر عیسی اکبری
- دکتر محمد علی بیداری
- دکتر ساسان بابایی
- دکتر کاوه پرندین
- دکتر زهرا پورزمانی
- دکتر مرجان دامن کشیده
- دکتر علیرضا دقیقی اصل
- دکتر میثم دعایی
- دکتر محمدرضاربیعی مندجین
- دکتر رضا رحیمی
- دکتر غلامعلی حاجی
- دکتر میثم شیر خدایی
- دکتر سعیده صفری
- دکتر نعمت فلیحی
- دکتر مقداد فرجپور
- دکتر امیررضا کیقبادی
- دکتر نگار خسروی پور
- دکتر غلامرضا عباسی
- دکتر محمد صادق علی پور
- دکتر نازی محمدزاده
- دکتر مانی موئتمنی
- دکتر آزاده محرابیان
- هوشنگ مومنی وصالیان
- دکتر علی نعمتی
- دکتر زریر نگین تاجی
- دکتر منیژه هادی نژاد

چارچوب پذیرش مقاله

اهداف نشریه

هدف از انتشار " فصلنامه اقتصاد مالی" کمک به گسترش دانش مالی، انتشار یافته‌های جدید در حوزه مطالعات نظری و تجربی ، ایجاد زمینه مناسب در جهت سیاست‌گذاری‌های اقتصادی به ویژه در چارچوب اقتصاد مالی ایران، بهره‌گیری از تجارب جهانی و دستیابی به تعمیق بازارهای مالی در فرایند توسعه می‌باشد. با توجه به تغییر ماهیت بازارهای سرمایه‌ای در سال‌های اخیر و افزایش بی نظیرحجم تراکنش‌های مالی در مقیاس جهانی هدف فصلنامه اقتصاد مالی کمک به بهبود و گسترش دانش اقتصادی و مشارکت فکری نخبگان در ارایه موضوعات جدید مالی در عصر اقتصاد دانش محور است. بر این اساس، از مقالات علمی و دستاوردهای نوین پژوهشی نویسندگان و صاحب نظران این رشته درحوزه اقتصاد مالی ایران و تجارب بین المللی ارزشمند جهت تقویت فعالیت‌های اقتصادی و کمک به بهبود عملکرد بازارهای پولی و مالی استقبال می‌شود.

شایان ذکر است که فصلنامه اقتصاد مالی از شماره ۱ تا ۳۲ با عنوان فصلنامه علوم اقتصادی و از شماره۳۳ تا ۳۴ با عنوان اقتصاد مالی و توسعه و از شماره ۳۵ با عنوان اقتصاد مالی چاپ شده است. امید اینکه انتشار این فصلنامه در گشایش مسایل مالی اقتصاد ایران مفید باشد.

این فصلنامه با مجوز شماره ۳/۳/۱۸/۱۳۰۸ مورخ ۱۳۹۶/۰۱/۱۴ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری با عنوان اقتصاد مالی **حائز رتبه علمی پژوهشی** شناخته شد و از شماره ۳۵ تابستان ۱۳۹۵ دارای رتبه علمی و پژوهشی می‌باشد. چاپ مقاله در این فصلنامه در ارتقای هیأت علمی استادان دانشگاه و پژوهشگران موثر می باشد.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله‌ها

مقاله‌های دریافتی را حداقل ۳ نفر از داوران فصلنامه به انتخاب هیأت تحریریه مورد ارزیابی قرار می‌دهند. پذیرش نهایی مقاله و موافقت قطعی آن توسط هیأت تحریریه مشخص می‌شود.

نحوه ارسال مقاله‌ها

۱) ارسال یک نسخه از فایل Word مقاله با مشخصات: حداقل ۱۰ و حداکثر ۲۰ صفحه، هر صفحه ۳۰ سطر با فونت فارسی (B Nazanin) سایز ۱۱ و فونت انگلیسی (Times New Roman) سایز ۹.

۲) چکیده مقاله در حدود ۱۵۰ کلمه به زبان فارسی و انگلیسی همراه با واژگان کلیدی و طبقه بندی موضوعی JEL.

۳) فهرست منابع مورد استفاده در صفحه ای مستقل با توجه به الگوی زیر درج شود:

الف: کتاب تألیف شده: نام خانوادگی مؤلف، نام نویسنده. (تاریخ نشر). نام کتاب.محل انتشار، ناشر.

ب: کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی، نام مؤلف. (تاریخ نشر).نام کتاب به فارسی. نام و نام خانوادگی مترجم. ناشر.

ج: مقاله: نام خانوادگی، نام. (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات استفاده شده.

د: مراکز آماری: نام مرکز آماری. نام نشریه آماری، سال‌های استفاده شده، نام اداره یا دفتر منتشرکننده آمار.

نشانی: تهـران، انتهای بلوار ارتش، خیابان شهید سوهانی، بالاتر از میدان سوهانک، مجتمع دانشگاهی ولایت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

کدپستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱ تلفن: ۷۳۶۸۱۴۵۲ (۹۸۲۱) **Email:** Eco_jour@yahoo.com

فهرست مطالب

بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای منتخب براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز صدیقه علیزاده و محمد نبی شهیکی تاش	۱-۱۸
پیش‌بینی قیمت سهام با ترکیب XGBoost و بهینه‌ساز گرگ خاکستری باینری هادی اسمعیلی، شهاب جهانگیری و علی رضازاده	۱۹-۵۲
تحلیل عوامل رفتاری و روانی بر ناهنجاری‌های بازار سهام و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران مهرداد نعمتی و سامان رحمانی نوروزآباد	۵۳-۷۶
ضرورت سرمایه‌گذاری صندوق توسعه ملی در انرژی‌های تجدیدپذیر با رویکرد آمایش سرزمین قدرت طاهری، هاشم اورعی میرزمانی و علیرضا میرعرب بایگی	۷۷-۹۹
بررسی رفتار گله‌ای براساس اندازه و نقدشوندگی شرکت¬ها در بورس اوراق بهادار تهران یحیی ابراهیم پور، الهام نوبهار و پرویز محمدزاده	۱۰۱-۱۲۰
پیش‌بینی سود در عرضه اولیه سهام و پیامدهای آن آناهیتاسادات دریاباری، ایمان داداشی و کاوه آذین فر	۱۲۱-۱۳۸
تاثیر اثرات آستانه ای اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد اقتصادی با تاکید بر درجه باز بودن ... محمدامین نهال و بیژن باصری	۱۳۹-۱۶۲
بررسی ویژگی لیپتوکورتیک در مدل‌سازی قیمت‌گذاری استفان‌کو مبتنی روش کاهش واریانس - شبیه‌سازی مونت‌کارلو کیانوش فتحی واجارگاه و حسین اسلامی مفیدآبادی	۱۶۳-۱۸۸
اثر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی (رهیافت کوانتیل ...) محمد عاملی، منیژه هادی نژاد و ابوالفضل غیاثوند	۱۸۹-۲۱۲
بررسی محیط اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری متقاضیان ضمانتنامه¬های اعتباری در صندوق ضمانت صادرات ایران فرشید احمدی سرتختی، کامبیز هژبر کیانی، سید شمس الدین حسینی و عباس معمارنژاد	۲۱۳-۲۳۴
سنجش قدرت انحصاری صنعت بانکداری ایران با رویکرد هال- راجر جعفر یوسفی، مهدی مرادی، سید یوسف حاج اصغری و رستم قره داغی	۲۳۵-۲۵۶
انگیزه‌های مدیریتی در گزارشگری متهورانه مالی با توجه به تئوری چشم انداز تجمعی علی مولائی ایل ذوله و کاوه پرندین	۲۵۷-۲۷۶
تاثیر عوامل شخصیتی و هوش هیجانی در تصمیم¬گیری سرمایه¬گذاران عبداله ثقفیان، سید علی پایتختی اسکوئی، علی اصغرمتقی، یونس بادآور نهندی و ناصر فقهی فرهمند	۲۷۷-۳۰۲
بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی در ادوار تجاری ایران نگین رحیمی، رویا آل عمران، حسین پناهی و حسین اصغرپور	۳۰۳-۳۲۶
اثر سرایت پذیری ریسک عدم تقارن بین نا اطمینانی بازار ارز و بورس اوراق بهادار تهران عباس نعیمی، میرفیض فلاح شمس و فریدون اوحدی	۳۲۷-۳۵۲
شناسایی و اولویت بندی عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود با استفاده از رویکرد دلفی فازی (مورد ...) زهراحمامی، حسن قدرتی، میثم عرب زاده، حسین پناهیان و محمدعلیپور	۳۵۳-۳۷۲
طراحی مدل پیاده¬سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی یاسمن مالکی، عباسعلی حق پرست، رضا ستوده و حبیب پیری	۳۷۳-۳۹۴

فهرست مطالب

طراحی مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا منصور شیخ الاسلامی کندلوس، علی¬محمد مزیدی شرف آبادی و سیدعلیرضا افشانی	۳۹۵-۴۱۸
طراحی و تبیین سیستم پیش‌هشداردهنده بحران ارزی برای اقتصاد ایران با تمرکز بر متغیرهای بخش مالی اقتصاد عباس کشوری و غلامرضا زمردیان	۴۱۹-۴۴۰
نقش میانجی کیفیت ارائه صورتهای مالی و راهبری شرکتی بر تعامل بین سبک های تصمیم گیری و سلامت مالی شرکتها علی مسعودفر، رسول عبدی، عسگر پاک مرام و نادر رضایی	۴۴۱-۴۷۲

فصلنامـه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۰۱ تا ۱۸

بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای منتخب براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز

صدیقه علیزاده[۱]
محمد نبی شهیکی تاش[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۰

چکیده

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از روش‌های متداول قیمت‌گذاری سهام است و یکی از این مدل ها مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز (SAPM) است. در این مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز با استفاده از روش GMM برای کشورهای ایران، ترکیه، ایالات متحده آمریکا، آلمان، ایتالیا و فرانسه برای دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۰ برآورد میگردد. هدف از انجام این مطالعه بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای مختلف براساس مدل قیمت گذاری مبتنی بر پس انداز در کشورهای منتخب و همچنین مقایسه میزان پس انداز در این کشورها است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که مدل SAPM در تمامی کشورهای مورد بررسی بازدهی مورد انتظار سهام را توضیح می‌دهد و به عبارتی معنی‌دار است. همچنین با کمک مدل این نتیجه حاصل شد که میان دو کشور ایران و ترکیه، نرخ پس انداز در ایران نسبت به ترکیه بالاتر است و همچنین در میان کشورهای آمریکا، آلمان، ایتالیا و فرانسه بالاترین نرخ پس انداز مربوط به آلمان و کمترین نرخ مربوط به آمریکا است. با توجه به برآوردهای انجام شده در این مطالعه کشور ایران نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه در دوره زمانی در نظر گرفته شده ترجیحات پس انداز بالاتری و ایالات متحده آمریکا ترجیحات پس‌انداز پایین‌تری را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر پس انداز، بازدهی مورد انتظار سهام، نرخ پس‌انداز.

طبقه بندی JEL: O16,G12,R53

۱ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، سیستان و بلوچستان، ایران.sedighe.alizadeh14@gmail.com
۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، سیستان و بلوچستان، ایران.(نویسنده مسئول)
mohammad_tash@eco.usb.ac.ir.

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

سرمایه‌گذارانی که از اطلاعات مالی استفاده می نمایند برای تصمیگیری در زمینه خرید و فروش سهام، به اطلاعات مالی نیاز دارند و زمانی که به اطلاعات کافی در مورد هر دارایی دست یابند اقدام به سرمایه‌گذاری می نمایند. از سوی دیگر مهمترین عامل جهت تصمیم گیری سرمایه‌گذاران در خصوص خرید، فروش و یا نگهداری یک دارایی، سودآوری و بازده دارایی مورد نظر می‌باشد. بازارهای مالی میتوانند انگیزه سرمایه‌گذاری را برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند(کیامهر و همکاران۱۳۹۹). امروزه در کشورمان بورس اوراق بهادار این وظیفه را به عهده دارد، بدین معنی که سرمایه‌گذاران به کمک بورس اوراق بهادار میتوانند در سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس سرمایه-گذاری کنند. اگر سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری خود را به صورت نگهداری مجموعه‌ای از اوراق بهادار مختلف و متنوع انجام دهند، باز هم ریسک و خطر به همراه خواهد داشت. هر یک از سرمایه‌گذاران، نرخ بازده مورد انتظار متفاوتی را با توجه به میزان ریسک‌پذیری و انتظارات خود از سرمایه‌گذاری در سهام طلب می‌کنند. بنابراین با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری در هر اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و این عامل با بازار سرمایه و بازار اوراق بهادار و عامل تاثیرگذار در این بازار یعنی بازده دارایی‌های مالی ارتباط دارد، بررسی مدل‌های تعیین بازده اوراق بهادار و دارایی‌های مالی موضوع حائز اهمیتی است. همچنین با توجه به اینکه سرمایه‌گذاران در مورد ارتباط میان ریسک و بازده آگاهی لازم و کافی را ندارند و این ارتباط به درستی بیان نمیشود، امکان سوءاستفاده از طریق دستکاری قیمت و ایجاد حباب قیمت ایجاد میشود که این مسئله باعث زیان سرمایه‌گذاران، آسیب رساندن به بدنه بازار سرمایه در بلندمدت و تضعیف نقش تامین‌کنندگی مالی بازار سرمایه می‌شود. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک هر دارایی، میزان بازده مورد انتظار آن دارایی که با ریسک متناسب باشد را ارائه می‌دهد. با تعدیل و گسترش این مدل‌ها تخصیص بهینه منابع و تشکیل پرتفوی بهینه متناسب با درجه ریسک‌پذیری حاصل می‌شود.

به منظور اندازه‌گیری ریسک، اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را ارائه میدهند. یکی از مهمترین روش‌هایی که به سرمایه‌گذاران در تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری کمک می‌کند، مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. در این مدل مازاد بازده سهام نسبت به بازده دارایی بدون ریسک متناسب با مازاد بازده بازار است. هر چند این مدل بسیار مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی قرار گرفته است، لیکن در مطالعات بعدی مورد انتقاد قرار گرفته و محققان بسیاری به توسعه آن پرداخته‌اند.(علیزاده و همکاران، ۱۳۹۹)

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز که در این مطالعه به بررسی آن پرداخته شده است، یکی از دیگر انواع مدل‌های قیمت‌گذاری است که مورد توجه محققین از جمله دریر و همکاران[1](۲۰۱۳)، ایرادو و همکاران[2] (۲۰۱۷)، روی و همکاران[3] (۲۰۲۲) قرار گرفته است. در این مطالعه ضمن بررسی مدل قیمت گذاری مبتنی بر پس انداز در کشورهای ایران، ترکیه، آمریکا، ایتالیا، آلمان و فرانسه برای سال‌های ۱۳۷۴-۱۴۰۰ به این

[1] Dreyer et al (2013)
[2] Airaudo et al (2017)
[3] Roy et al (2022)

مسئله پرداخته خواهد شد که چگونه تفاوت در عادت های پس انداز در کشورهای مختلف (ایران، ترکیه، آمریکا، ایتالیا، آلمان و فرانسه) بر قیمت‌گذاری دارایی تاثیر خواهد گذاشت. لازم به ذکر است که این نوع بررسی تاکنون در مطالعات داخلی صورت نگرفته است لذا با توجه به نبود مطالعه در این زمینه این مقاله به این مهم پرداخته است.

این مقاله بدین صورت سازماندهی شده است که بعد از مقدمه در بخش دوم و سوم مروری بر پیشینه تحقیق انجام شده و به مبانی نظری مدل پرداخته می‌شود. بخش چهارم به توضیح روش تحقیق پرداخته و بخش پنجم مقاله دربردارنده داده‌ها و متغیرهای تحقیق است. در بخش ششم نتایج حاصل از تخمین معادلات با روش GMM آورده شده و در نهایت بخش پایانی مقاله به نتیجه گیری اختصاص داده شده است.

۳- مروری بر ادبیات تحقیق

در این قسمت مطالعات انجام شده در زمینه قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و همچنین مطالعات انجام شده در زمینه مقایسه نرخ پس انداز در کشورهای مختلف به طور خلاصه مورد بررسی قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه بسیار محدود می باشد و تنها به بیان سه مطالعه که از لحاظ موضوعی نزدیک به مطالعه حاضر می‌باشد پرداخته می‌شود.

کالماکو و همکاران[1] (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل درآمد ثابت رفتار خانوارهای روسی را در یک موقعیت بحران اقتصادی مورد بررسی قرار دادند و بیان کردند که درآمد، مخارج و پس انداز مفهومی عمومی در معادلات مصرف و پس انداز هستند. آنها نشان دادند که در طی بحران های اقتصادی گذشته روسی ها اغلب مدل رفتاری پس انداز را انتخاب نموده اند.

راچر و استیرل[2] (۲۰۱۵) تفاوت های پایدار در نرخ پس انداز خانوار اروپا را مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که عامل هایی نظیر سطح درآمد، وابستگی سنی و نااطمینانی (که این عوامل متغیرهای توضیحی سنتی هستند) تاثیر معنی داری بر نرخ پس انداز دارند. براساس مطالعه آنها نرخ پس انداز خانوار در آلمان، فرانسه و بلژیک بیشتر از سایر کشورها است.

دریر و همکاران۳ (۲۰۱۳) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها براساس پس انداز را با تعدیلاتی در مدل CCAPM ارائه دادند. آنها بیان کردند که افراد علاوه بر مصرف با پس انداز هم مطلوبیت کسب می‌کنند که از طریق مدل‌هایی از شکل‌گیری عادات و مدل‌های سرمایه‌داری و همچنین عادات انتظاری اثبات می‌شود. دریر و همکاران با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۲ و روش GMM رابطه اویلر این ترجیحات پس انداز را استخراج نمودند و نتایج آنها نشان داد که ترجیحات پس انداز از لحاظ اقتصادی حائز اهمیت هستند.

[1] Kolmakov (2011)
[2] Rocher and Stierle (2015)
[3] Dreyer et al (2013)

آور[1] (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی مدل شکل گیری عادات کمپل و کوکران (۱۹۹۹) و توانایی این مدل در توضیح صرف ریسک سهام کشورهای G7 با فرض یکپارچگی کامل بازار سرمایه پرداخت. وی کواریانس شرطی مدل را با استفاده از GARCH و GMM آزمون نمود و نشان داد مدل مورد استفاده قدرت توضیح دهندگی بیشتری در مقایسه با مدل های CAPM و CCAPM دارد. مدل شکل گیری عادات بیش از ۹۰٪ تغییرات داده های مقطعی در صرف ریسک را توضیح می دهد.

تلان ایسکن[2] (۲۰۱۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی به بررسی چگونگی تغییرات نرخ پس انداز با استفاده از داده های نرخ پس انداز آمریکا برای دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۰ پرداخت. وی نتیجه گرفت که تجزیه و تحلیل نرخ پس انداز ایالات متحده آمریکا با مجموعه متفاوتی از مسائل مفهومی و اندازه‌گیری در یک اقتصاد باز مواجه است.

راس هاروی[3] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به مقایسه نرخ پس انداز در کشورهای منطقه یورو، ایالات متحده و ژاپن پرداخت. بر طبق نتایج مطالعه، نسبت‌های نرخ پس انداز در این مناطق کاهشی هستند. نسبت این نرخ در مناطق یورو از ایالات متحده بیشتر است و نرخ ژاپن نزدیک به نرخ منطقه یورو است. ترتیبات مختلف حقوقی و اداری تا حدی برخی از این تفاوت‌ها را در سه حوزه اقتصادی مشخص می‌کند. هاروی سه مورد از این ترتیبات را به شرح زیر بیان نمود:۱- مصرف خانگی خدمات عمومی، ۲- استفاده از مالیات بر درآمد، مالیات واردات و تولید به منظور تامین مالی هزینه های دولت، ۳- اجرای طرح تامین اجتماعی یا طرح بازنشستگی خصوصی.

پاستین ادوارد[4] (۱۹۹۵) عوامل موثر بر پس انداز را در ۳۶ کشور بررسی کرد و یکنواخت نبودن نرخ پس انداز در کشورهای مختلف را مورد بحث و بررسی قرار داد. وی با استفاده از تخمین متغیرهای ابزاری دریافت که یکی از مهمترین تعیین کنندگان پس اندازهای خصوصی و عمومی رشد سرانه است.

اکبرپور (۱۴۰۰) با استفاده رگرسیون چندکی به بررسی عوامل کلان اقتصادی موثر بر نرخ پس انداز خانوارهای شهری پرداخت. طبق بررسی های وی متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ وابستگی، نرخ بهره حقیقی و نرخ ارز تاثیر نامتقارن بر نرخ پس انداز خانوارهای شهری در چندک های مختلف دارند.

فرمان آرا و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه ای به بررسی نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی پرداختند. آنها با استفاده از روش آماری و اقتصادسنجی داده‌های تابلویی متغیرهای مدل را برآورد کرده و اثرات آن بر رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج انها نشان داد که تامین مالی از طریق بازار سرمایه در رشد اقتصادی کوتاه مدت و بلندمدت تاثیر مثبتی دارد و همچنین درجه توسعه بازار مالی به اثر بخشی بیشتر بازار سرمایه در رشد اقتصادی منجر میگردد.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۹) به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف با استفاده معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش پرداختند. نتایج آنها نشان داد که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای

[1] Auer (2013)
[2] Talan B. Iscan (2011)
[3] Ross Harvey (2004)
[4] Edwards, s (1995)

مبتنی بر مصرف سنتی عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام مقطعی دارد و مدل CCAPM تعدیل یافته نسبت به مدل سنتی بخش بزرگتری از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تعدیل مدل با کمک هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به بهبود عملکرد مدل می‌شود.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از مدلسازی براساس پس انداز به استخراج معادلات اویلر پرداختند. براساس نتایج آنها متغیر مصرف و پس انداز در توضیح بازده سهام در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ موفق بوده است. آنها نشان دادند که عامل تنزیل ذهنی زمان عدد بزرگتر از ۰.۸ دارد و ترجیحات در تابع پس انداز معنادار است اما ضریب تاثیرگذاری بالایی ندارد.

۳- مبانی نظری مدل

دریر و همکاران (۲۰۱۳) تعدیلاتی در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف انجام دادند و مدل قیمت گذاری دارایی مبنی بر پس انداز را ارائه دادند. اساس مدل آنها برگرفته از مطالعه مارشال (۱۹۲۰) است که در آن افراد در کنار مصرف از پس انداز نیز مطلوبیت بدست می‌آورند. ترجیحاتی که به پس انداز مربوط می شود با مدل‌هایی از شکل گیری عادات و مدل‌های سرمایه داری و همچنین عادات انتظاری مرتبط است.

در مدل مارشال تابع مطلوبیت به صورت زیر است:

$$U(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}) \qquad (۱)$$

تابع مطلوبیت فوق، اکیداً مقعر و C و W به ترتیب نشان دهنده مصرف و ثروت است. در تابع فوق عوامل اثرگذار بر ترجیحات مصرف و رشد ثروت می‌باشد. رشد ثروت در اینجا همان پس انداز عوامل اقتصادی است. عامل تنزیل درون زا و به نرخ پس انداز بستگی دارد. انباشت ثروت با استفاده از رابطه (۲) بدست می‌آید:

$$W_{t+1} = (W_t - C_t)R_{t+1}^{w} \qquad (۲)$$

در رابطه (۲) تفاوت W و C نقدینگی در دسترس است و R در این رابطه بازده آن است که عبارت است از میانگین وزنی بازده‌ها بر دارایی‌های مالی.

با توجه به تابع مطلوبیت فوق اگر U_1 مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف و U_2 مشتق تابع مطلوبیت نسبت به انباشت ثروت باشد، آنگاه در این تابع روابط $U_1.U_2 > 0$ و $U_{11}.U_{22} < 0$ صدق می‌کند. رابطه (۳) این تئوری را کاربردی می‌کند:

$$U\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) = \frac{[C_t\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)^{\theta}]^{1-\eta}}{1-\eta}, \quad \eta > 0, \eta \neq 1$$
$$= LnC_t + \theta Ln\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right), \quad \eta = 1 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، پارامتر θ به ترتیب نشان دهنده تمایل به پس انداز و پارامتر η مربوط به تعریف تابع مطلوبیت (نرخ ترجیحات مصرف) می باشد.

این تابع $[C_t\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)^{\theta}]^{1-\eta}$ نوعی تابع مطلوبیت مقعر است که بیانگر رابطه بین ترجیحات مصرف و پس انداز می باشد..

پارامترهای انحنای تابع مطلوبیت در یک مدل پویا علاوه بر ریسک گریزی و ترجیحات بین کالاها، میل به جانشینی مصرف در طول زمان را نیز نشان می‌دهد. اگر عامل تنزیل β را ثابت در نظر بگیریم، مصرف کننده مطلوبیت انتظاری طول عمر را با توجه به قید بودجه (۲) و ثروت اولیه W_0 حداکثر می‌کند.

$$max_{\{C_t.\lambda_t)_{t=0}^{\infty}}E\sum_{t=0}^{\infty}U(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}) \qquad (۴)$$

حال به منظور انتخاب میان مصرف و پس انداز، منافع نهایی و هزینه نهایی بر حسب یک واحد افزایش در مصرف فعلی در نظر گرفته می‌شود؛ به طوری که با یک واحد افزایش در مصرف دوره حال، مصرف کننده مطلوبیت نهایی فعلی $EU_1(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t})$ را بدست می‌آورد و با افزایش مصرف حال، یک واحد پس انداز را از دست می‌دهد که می توانست بازده R_{t+1}^W را داشته باشد که این منجر به کاهش مصرف دوره بعدی می گردد.

با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت بدون لحاظ پس انداز، مصرف کننده با مساوی قراردادن هزینه نهایی و منافع ماکزیمم مطلوبیت انتظاری را ماکزیمم می کند و رابطه اویلر (۵) به دست می‌آید:

$$U_1(C_t) = \beta EU_1(C_{t+1})R_{t+1}^W \qquad (۵)$$

تابع مطلوبیتی که متغیر پس انداز به آن وارد شده است با دو نکته اساسی رو به رو می‌شود:

- مصرف بیشتر امروز، نرخ رشد ناخالص ثروت را به اندازه $\frac{R_{t+1}^W}{W_t}$، کاهش می‌دهد، که این امر منجر به زیان در مطلوبیت کنونی به علت افزایش در مصرف حال و کاهش پس انداز میگردد.
- در دوره t+1 مصرف کاهش می‌یابد. به عبارتی نرخ رشد ناخالص ثروت در دوره t+2 کاهش می یابد. دلیل این امر این است که مصرف کننده کاهشی در مطلوبیت تنزیلی در دوره t+1 را دارد.

مصرف کننده با برابر قرارداد منافع نهایی انتظاری و هزینه‌های نهایی انتظاری مقدار مصرف در دوره t را انتخاب می‌کند. با در نظر گرفتن این موضوع رابطه اویلر براساس پس انداز به صورت رابطه (۶) حاصل می‌شود:

$$EU_1\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) - EU_2\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)\frac{R_{t+1}^W}{W_t} = \beta EU_1\left(C_{t+1}.\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right)R_{t+1}^W - \beta EU_2\left(C_{t+1}.\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right)\frac{R_{t+1}^W}{W_t}\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}} \qquad (۶)$$

اگر تابع ارزش بصورت $v(w_t)$ باشد، رابطه بلمن بصورت (۷) خواهد بود.

$$v(w_t) = max_{C_t \lambda_t} EU\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) + \beta EV(W_{t+1}) \quad (7)$$

λ_t^s و λ_t^{h} سهم ثروت سرمایه‌گذاری شده در سهام و در سرمایه انسانی را نشان می‌دهد. در صورتی که انباشت ثروت بصورت $W_{t+1} = (W_t - C_t)R_{R+1}^W$ باشد. بازده ثروت میانگین وزنی بازده‌ها بر دارایی بدون ریسک، سهام و سرمایه انسانی برابر است با:

$$R_{t+1}^W = \left(1 - \lambda_t^s - \lambda_t^h\right)R_{t+1}^f + \lambda_t^s R_{t+1} + \lambda_t^h R_{t+1}^h \quad (8)$$

با ماکزیمم کردن معادله بلمن با لحاظ رابطه (۸) شرایط مرتبه اول حاصل می‌شود:

$$EU_1\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) = EU_2\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)\frac{R_{t+1}^W}{W_t} + \beta EV(W_{t+1})R_{t+1}^W \quad (۹)$$

و

$$E\left(R_{t+1} - R_{t+1}^f\right)\left[u_2\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)\frac{1}{W_t} + \beta v(W_{t+1})\right] = 0 \quad (۱۰)$$

با دیفرانسیل گیری از رابطه (۷) به شرط W_t رابطه (۱۱) حاصل می شود:

$$V(W_t) = EU_2\left(C_t^*.\frac{W_{t+1}^*}{W_t^*}\right)\frac{C_t^*}{W_t^{*2}}R_{t+1}^w + \beta EV(W_{t+1})R_{t+1}^w \quad (۱۱)$$

با جانشینی رابطه (۱۱) در رابطه (۹) خواهیم داشت:

$$V(W_t) = EU_1\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) - EU_2(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t})\frac{1}{W_t}\frac{W_{t+1}}{W_t} \quad (۱۲)$$

با استفاده از رابطه (۹) می توان به رابطه اویلر استخراج شده در رابطه (۶) رسید.

به منظور بررسی تقاضای سهم هر یک از دارایی ها به این موضوع پرداخته می شود که مصرف کننده سبد دارایی‌اش را تا جایی تعدیل می‌کند که بتواند مطلوبیت انتظاری‌اش را با انتقال ثروت از سهام به دارایی بدون ریسک، افزایش دهد. رابطه اویلر در غیاب پس انداز به صورت (۱۳) است:

$$E\left(R_{t+1} - R_{t+1}^f\right)\left(C_{t+1}.\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right) = 0 \quad (۱۳)$$

همچنین، با اضافه نمودن پس انداز رابطه اویلر بصورت(۱۴) خواهد بود:

$$E\left(R_{t+1} - R_{t+1}^f\right)\left[U_2\left(C_t.\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) + \beta U_1\left(C_{t+1}.\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right) - \beta U_2\left(C_{t+1}.\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right)\frac{1}{W_{t+1}}\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right] = 0 \quad (۱۴)$$

هر چه سهم داراییِ های ریسکی بیشتر شود، افزایش بازدهی به اندازه $R_{t+1} - R_{t+1}^{f}$ خواهیم داشت. افزایش بازده نیز سبب شدت گرفتن انباشت ثروت در دوره t و t+1 و انباشت ثروت نیز منجر به افزایش مطلوبیت دوره t می گردد. حال اگر رابطه (۱۴) با استفاده از رابطه (۳) بازنویسی شود، خواهیم داشت:

$$E\left(R_{t+1} - R_{t+1}^{f}\right)\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}\left\{\theta\frac{c_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left(1-\theta\frac{c_{t+1}}{w_{t+1}}\right)\right\} = 0 \qquad (۱۵)$$

۴- روش تحقیق

در این پژوهش مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر پس انداز با استفاده از معادلات اویلر ارائه شده توسط دریر و همکاران (۲۰۱۳) در شش اقتصاد مختلف شامل ایالات متحده آمریکا، ایتالیا، آلمان، فرانسه، ایران و ترکیه برآورد شده است:

$$\frac{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[\theta\frac{c_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left(1-\theta\frac{c_{t+1}}{w_{t+1}}\right)\right]R_{t+1}}{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}} = 1 \qquad (۱۶)$$

و

$$\frac{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[\theta\frac{c_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left(1-\theta\frac{c_{t+1}}{w_{t+1}}\right)\right]R_{t+1}^{f}}{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}} = 1 \qquad (۱۷)$$

در معادلات (۱۶) و (۱۷)، w ثروت در دوره t، c مصرف، R_{t+1} بازدهی پرتفوی بازار سهام و R_{t+1}^{f} بازدهی نرخ بدون ریسک اقتصاد می باشد. β پارامتر عامل تنزیل زمانی و θ تمایل به پس انداز را نشان میدهد..

به پیروی از خیلستروم و میرمن[1] (۱۹۷۴و۱۹۸۱) محاسبه ریسک گریزی نسبی ثابت را می توان به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\Gamma = 1 - (1-\eta)(1+\theta) \qquad (۱۸)$$

۵- روش جمع آوری داده ها

بازه زمانی داده های این پژوهش از سال ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۰ می باشد که به صورت زیر گردآوری شده است:

[1] Khilstrom and Mirman (1974,1981)

- **بازدهی سهام**: در این مطالعه پراکسی بازدهی سهام آمریکا داده های S&P500 می باشد و از شاخص اروپایی MSCI به عنوان معیار بازدهی سهام اروپا استفاده شده است.

به منظور محاسبه بازده سهام ایران از رابطه (۱۹) استفاده می‌شود:

$$R_{i.t} = \frac{P_{i.t} - P_{i.t-1} + D_{i.t}}{P_{i.t-1}} \qquad (۱۹)$$

که در آن $R_{i,t}$ بازده سهام i در روز t، $P_{i,t}$ و $P_{i,t-1}$ به ترتیب قیمت سهام i در ابتدا و انتهای ماه و $D_{i,t}$ سود نقدی هر سهم طی دوره t است. لازم به ذکر است منافع حاصل از افزایش در قالب پاداش سهام و حق تقدم، از دیگر اجزای بازده سهام محسوب می‌شود. بازده بازار نیز با استفاده از رابطه (۲-۴) محاسبه می‌شود:

$$R_m = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}} \qquad (۲۰)$$

در رابطه بالا R_m بازدهی بازار، $TEPIX_t$ شاخص کل بورس تهران در روز t و $TEPIX_{t-1}$ شاخص کل بورس تهران در روز t-1 می‌باشد.

نرخ بازده بدون ریسک: برای تمامی کشورها به جز ایران با استفاده از نرخ بدون ریسک بلندمدت BIS[1] محاسبه می شود و در ایران معادل نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت (i) می‌باشد. که با استفاده از رابطه زیر برای هر فصل به دست می‌آید:

$$R_f = \left[\left(1 + \frac{i}{100}\right)^{\frac{1}{4}} - 1\right] * 100 \qquad (۲۱)$$

- **ثروت**: داده های ثروت اروپا از سایت یورتست[2]، آمریکا از سایت بانک جهانی و ایران نیز از سایت مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است
- **حقوق و دستمزد**: داده های حقوق و دستمزد آمریکا از سایت وزارت بازرگانی ایالات متحده، اروپا از سایت یورتست و ایران نیز از مرکز آمار ایران جمع آوری شده است.

لازم به ذکر است که در ادامه از شاخص قیمت مصرف کننده به منظور محاسبه مقادیر واقعی متغیرها استفاده می‌گردد.

۶- برآورد مدل و یافته ها

به منظور برآورد مدل در این مطالعه از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. همچنین لازم به ذکر است که براساس مطالعه دریر و همکاران (۲۰۱۳) محدودیت های منطقی زیر بر روی پارامترهای مدل اعمال می‌شود.

[1] Bank of International Settlement

2 https://ec.europa.eu/،

$\theta = [0.01 \ . \ 100]$
$\eta = [0.01 \ . \ 100]$
$\beta = [0.9 \ . \ 1]$

در روش GMM بررسی ساکن پذیری متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ایستایی داده ها است. آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، با توجه به آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، فرضیه H_0 یعنی وجود ریشه واحد رد می‌شود و می توان نتیجه گیری کرد که تمامی متغیرها ایستا هستند.

مرحله بعد انتخاب متغیرهای ابزاری است و برای انتخاب ان باید به دو نکته مهم توجه کرد اول اینکه متغیر ابزاری بیشتر به معنی مطلوب تر بودن تخمین نیست و دومین مورد اینکه باید براساس توانایی شان در تخمین و تشخیص شرایط انتخاب شوند. زمانی یک متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد که اضافه کردن این متغیر اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد و زمانی از یک متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد که شرایط زیر را ایجاد کند:

- اگر اضافه کردن متغیر ابزاری سبب ایجاد هم خطی بین متغیرهای ابزاری شود
- سبب ایجاد خطا در مدل شود
- شرایط تخمین مدل را بدتر کند و یا منجر به تخمین نتایج گوشه ای برای پارامترها شود

جدول (۱) متغیرهای ابزاری استفاده در مدل این مطالعه را نشان می دهد:

جدول ۱- متغیرهای ابزاری مدل پژوهش

گزینه ها	بردار متغیرهای ابزاری
۱	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w\}$
۲	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w\}$
۳	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.R_t^g.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w\}$
۴	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.R_{t-1}^g.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w\}$
۵	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}.R_t^g.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w\}$
۶	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.R_t^g.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w.R_{t-1}^w\}$
۷	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}.R_{t-1}^g.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w\}$
۸	$z = \{k.\frac{C_t}{C_{t-1}}.\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}.R_{t-1}^g.\frac{y_t}{y_{t-1}}.R_t^w.R_{t-1}^w\}$

منبع: یافته های پژوهشگر

در جدول فوق y_t ابزار خارجی "حقوق و دستمزد" است که در برآوردهای دریر و همکاران (۲۰۱۳) استفاده شده است.

در جدول (۲) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب β معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب ارایه شده است.

جدول۲- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین ضریب β معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	0.999 (0.000)	0.998 (0.000)	0.994 (0.000)	0.998 (0.000)	0.991 (0.000)	0.987 (0.000)
۲	0.998 (0.000)	0.989 (0.000)	0.998 (0.000)	0.990 (0.000)	0.982 (0.000)	0.994 (0.000)
۳	0.999 (0.000)	0.990 (0.000)	0.996 (0.000)	0.990 (0.000)	0.921 (0.000)	0.981 (0.000)
۴	0.995 (0.000)	0.992 (0.000)	0.998 (0.000)	0.991 (0.000)	0.991 (0.000)	0.976 (0.000)
۵	0.989 (0.000)	0.995 (0.000)	0.981 (0.000)	0.985 (0.000)	0.951 (0.000)	0.964 (0.000)
۶	0.988 (0.000)	0.983 (0.000)	0.999 (0.000)	0.972 (0.000)	0.992 (0.000)	0.989 (0.000)
۷	0.999 (0.000)	0.981 (0.000)	0.999 (0.000)	0.981 (0.000)	0.986 (0.000)	0.988 (0.000)
۸	0.979 (0.000)	0.999 (0.000)	0.995 (0.000)	0.981 (0.000)	0.997 (0.000)	0.978 (0.000)

منبع: یافته های پژوهشگر

- نتایج برآورد β در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:
- ایران:β در تمامی گزینه ها (منظور بردار متغیرهای ابزاری که در جدول (۱) ارائه شده است) ارقامی کمتر از یک و با میانگین ۰.۹۹۳ دارد و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار است.
- ترکیه:β عددی کمتر از یک با میانگین ۰.۹۹۰ است و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار می باشد.
- ایالات متحده: عامل تنزیل زمانی (β) برای دوره زمانی مورد نظر کمتر از یک و با میانگین ۰.۹۹۴ می باشد و همچنین در سطح ۱٪ معنی دار است.
- آلمان: β محاسبه شده کمتر از یک و در سطح معنی داری ۱٪ معنادار است.
- فرانسه: در فرانسه کمتر از یک (به طور متوسط ۰.۹۸۹) و در سطح معنی داری۱٪ معنی دار است.
- ایتالیا: همانند نتایج به دست آمده برای دیگر کشورهای مورد بررسی، β در ایتالیا نیز عددی کمتر از یک (به طور متوسط ۰.۹۸۶) و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار است.

- همانطور که از نتایج بالا مشخص می‌شود میانگین عامل تنزیل تصادفی در ایران و سایر کشورهای منتخب عددی بین ۰.۹ و یک و معنی دار می‌باشد.

در جدول (۳) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب η معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب آمده است.

جدول۳- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین ضریب η معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	3.336 (0.001)	۳.۰۲۳ (۰.۰۰۱)	2.967 (0.209)	2.327 (0.004)	4.017 (0.211)	2.120 (0.004)
۲	2.956 (0.002)	۲.۸۴۶ (۰.۱۴۶)	0.106 (0.545)	3.951 (0.003)	5.633 (0.020)	2.470 (0.006)
۳	2.632 (0.201)	۱.۰۰۳ (۰.۰۰۴)	8.450 (0.000)	1.230 (0.417)	2.014 (0.541)	2.010 (0.191)
۴	4.261 (0.003)	۳.۲۹۴ (۰.۰۲۳)	1.066 (0.001)	4.217 (0.021)	3.730 (0.043)	0.040 (0.012)
۵	3.669 (0.005)	۳.۱۹۴ (۰.۰۴۶)	7.322 (0.000)	3.914 (0.031)	1.330 (0.011)	1.986 (0.002)
۶	1.682 (0.026)	۲.۶۸۴ (۰.۱۲۹)	8.921 (0.001)	1.117 (0.005)	3.052 (0.011)	3.240 (0.003)
۷	2.699 (0.036)	۲.۱۹۷ (۰.۰۰۸)	4.510 (0.007)	3.214 (0.030)	6.340 (0.043)	2.026 (0.001)
۸	3.316 (0.261)	۱.۹۶۶ (۰.۲۰۶)	4.214 (0.002)	2.310 (0.010)	6.330 (0.092)	4.021 (0.003)

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج برآورد η در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:

- ایران: η برای گزینه ۱،۲،۴و ۵ (منظور بردار متغیرهای ابزاری ۱،۲،۴و ۵ که در جدول (۱) ارائه شده است) در سطح معنی داری ۱٪ و برای گزینه ۶ و ۷ در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار است و دارای میانگین ۳.۰۶۸ می‌باشد.
- ترکیه: نرخ ترجیحات مصرف برای گزینه‌های ۱،۳و۷ در سطح معنی داری ۱٪ و برای گزینه های ۴ و ۵ در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار است. لازم به ذکر است که η با میانگین ۲.۵۳ دارای معنی‌داری ضعیفی است.

- ایالات متحده: در سطح معنی داری ۱٪ برای بیشتر برآوردها با میانگین ۶.۰۶ معنی دار است. (با توجه به گزینه‌ها)
- آلمان: نرخ ترجیحات مصرف در مورد کشور آلمان برای بیشتر گزینه ها در سطح معنی داری ۱٪ (گزینه‌های ۱،۲،۶) و در برخی موارد (گزینه ۵ و ۷) در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار است و میانگین آن نیز ۲.۸۰۵ می‌باشد.
- فرانسه: برای گزینه های ۲،۴،۵،۶،۷در سطح معنی داری ۵٪ و برای گزینه ۸ در سطح معنی داری ۱۰٪ معنی دار است. لازم به ذکر است که معنی داری η با میانگین ۴.۸۵۰ نسبت به سایر کشورها کمتر و ضعیف تر است.
- ایتالیا: η نیز در بیشتر موارد (غیر از گزینه ۳) معنی دار و دارای میانگین ۲.۶۴۷ است.

در جدول (۴) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب θ معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب آمده است.

جدول ۴- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین ضریب θ معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	4.666 (0.366)	۱.۹۵۵ (۰.۳۰۲)	0.113 (0.324)	1.251 (0.215)	0.926 (0.032)	1.056 (0.114)
۲	0.666 (0.259)	۲.۲۵۱ (۰.۰۲۱)	1.028 (0.150)	1.651 (0.317)	0.906 (0.142)	1.231 (0.009)
۳	1.336 (0.092)	۱.۸۴۶ (۰.۰۰۶)	0.291 (0.453)	2.021 (0.080)	1.212 (0.001)	1.971 (0.121)
۴	1.856 (0.006)	۰.۶۰۵ (۰.۰۷)	0.288 (0.088)	0.401 (0.173)	0.790 (0.061)	2.786 (0.081)
۵	2.394 (0.146)	۰.۹۱۸ (۰.۰۰۴)	0.375 (0.025)	1.917 (0.091)	0.845 (0.041)	0.415 (0.006)
۶	1.066 (0.103)	۱.۵۰۹ (۰.۲۱۱)	0.485 (0.022)	2.140 (0.060)	1.690 (0.002)	1.640 (0.091)
۷	2.109 (0.092)	۲.۰۶۱ (۰.۰۶۲)	0.252 (0.090)	2.591 (0.084)	1.022 (0.124)	1.941 (0.050)
۸	3.201 (0.060)	۱.۵۶۲ (۰.۰۴۶)	0.487 (0.006)	1.870 (0.051)	0.834 (0.081)	0.615 (0.061)

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج برآورد θ در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:

- ایران: θ با میانگین ۲.۱۶۲ برای کشور ایران بوده و ضرایب گزینه ها ۳،۴،۷،۸ معنادار است و ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت ۷.۱۳ می باشد.
- ترکیه: θ با میانگین ۱.۵۸ برای کشور ترکیه معنی دار است همچنین با برآورد معادله (۱۸) برای کشور ترکیه، ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت برای این کشور ۴.۷۷ است.
- ایالات متحده: ترجیحات پس انداز معنی داری ضعیف‌تری دارد و میانگین آن ۰.۴۸۷ می باشد. در مطالعه دریر و همکاران (۲۰۱۳) این عدد برابر ۰.۳ است که همانند مطالعه حاضر عدد پایینی است. با این وجود از لحاظ آماری و اقتصادی عدد پایینی است و تایید کننده این است که آمریکایی‌هایی تمایل زیادی برای پس‌انداز ندارند. با تخمین معادله (۱۸) برای پارامتر ریسک گریزی نسبی ثابت عدد ۷.۷۵ به دست می‌آید که تا حدودی از عدد به دست آمده مطالعه دریر و همکاران (۲۰۱۳) (۱۰.۵) کمتر است.
- المان: ترجیحات پس انداز در بیشتر گزینه ها (۵،۳،۶،۷ و۸) معنی دار است اما این معنی داری ضعیف است (سطح ۱۰٪) و میانگین ضریب ترجیحات پس انداز ۰.۱۹۰۳ می‌باشد. این نتیجه تاییدی بر فرضیات مطالعه مبنی بر بیشتر بودن ترجیحات پس انداز در آلمان نسبت به ایالات متحده است. با تخمین معادله (۱۸) برای پارامتر ریسک گریزی نسبی ثابت عدد ۶.۲۴۱ به دست می‌آید و نشان دهنده این است که ریسک گریزی پایین‌تر برای تعدیل صرف سهام در آلمان ضروری است.
- فرانسه: θ نیز با میانگین ۱.۰۲۸ برای فرانسه ضریب معنی داری (برای گزینه های ۱،۳،۵،۴،۶،۸) است. براساس نتایج، نرخ پس انداز در فرانسه نسبت به ایالات متحده آمریکا بیشتر است و نسبت به آلمان کمتر است. با این وجود، ضریب ریسک گریزی ثابت نسبی ۸.۸۰۸ که حتی از ایالات متحده آمریکا بیشتر است و این نتیجه حاصل می‌شود که اگرچه خانوارهای فرانسوی نسبت به آمریکایی‌ها تمایل بیشتری به پس انداز دارند، این برای کاهش سطح ریسک گریزی نسبی آنها مانند سایر کشورها کافی نیست.
- ایتالیا: ترجیحات پس انداز در بیشتر موارد معنادار است به طوری گزینه ۲ و۵ در سطح معنی داری ۱٪ و گزینه‌های ۴،۷،،۶ و ۸ در سطح معنی داری ۱۰٪ معنی دار و دارای میانگین ۱.۴۰۹ است. همچنین این نتیجه استنباط می‌شود که نرخ پس انداز در ایتالیا بیشتر از آمریکا است. در این مورد ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت (رابطه ۱۸) برابر با ۴.۹۶۹ است و نشان دهنده این است که ایتالیا همانند آلمان در مقایسه با ایالات متحده به ریسک گریزی کمتری نیاز دارد تا صرف سهام را تا تعدیل کند.

در جدول (۵) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب j-test معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب آمده است.

جدول۵- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین j-test معادله اویلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	0.24	۰.۰۹	0.31	0.29	0.44	0.17
۲	0.08	۰.۲۱	0.35	0.21	0.21	0.23
۳	0.35	۰.۳۵	0.31	0.09	0.06	0.34
۴	0.06	۰.۲۳	0.05	0.08	0.32	0.02
۵	0.07	۰.۱۹	0.41	0.31	0.09	0.08
۶	0.41	۰.۰۷	0.32	0.25	0.41	0.41
۷	0.21	۰.۳۵	0.29	0.41	0.19	0.33
۸	۰.۲۸	۰.۱۳	0.43	0.30	0.52	0.25

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج برآورد j-test در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:

- برای کشور ایران نشان می‌دهد که تخمین‌های ۲، ۴و۵ با استفاده از آزمون J در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می‌شود.
- ترکیه: گزینه ۶ با استفاده از آزمون J در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می‌شود.
- آمریکا: گزینه چهارم توسط آزمون محدودیت های بیش از حد شناسایی شده (J-test) در سطح معنی داری ۱۰٪ رد شده است.
- المان: براساس نتایج جدول، برآورد سوم و چهارم (منظور بردار متغیر ابزاری سوم و چهارم که در جدول (۱) ارائه شده است) توسط آزمون محدودیت های بیش از حد شناسایی شده (J test) در سطح معنی داری ۱۰٪ رد شده است.
- فرانسه: برآورد گزینه‌های ۳ و ۵ با استفاده از آزمون J در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می‌شود.
- ایتالیا: با استفاده از آزمون J برآورد گزینه های چهارم و پنجم در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می‌شود.

خلاصه ای از برآوردهای انجام شده در این مطالعه در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶: خلاصه برآوردها

میانگین	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
β	۰.۹۹۳	۰.۹۹۰	۰.۹۹۴	۰.۹۸۴	۰.۹۸۹	۰.۹۸۶
η	۳.۰۶۸	۲.۵۳	۶.۰۶۳	۲.۸۰۵	۴.۸۵۰	۲.۶۴۷
θ	۲.۱۶۱۷	۱.۵۸	۰.۳۳۳	۱.۹۰۳	۱.۰۲۸	۱.۴۰۹
Γ	۷.۱۳	۴.۷۷	۷.۷۵۳	۶.۲۴۱	۸.۸۰۸	۴.۹۶۹

منبع: یافته های پژوهشگر

۷- نتیجه گیری

این مطالعه به بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای منتخب براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز ارائه شده توسط درایر و همکاران (۲۰۱۳) برای دوزه زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۰ می‌پردازد. مشاهده می شود که مدل به کار برده شده برای تمامی کشورها مناسب است. براساس یافته های مطالعه، این نتیجه حاصل می شود که مدل می تواند تناقض صرف سهام مبنی بر پس انداز پایین مردم در بازار آمریکا را توضیح دهد. در این مورد فرض شد که تئوری مبتنی بر پس انداز نشان می‌دهد ترجیحات پس انداز در کشورهایی که مردم به طور سنتی بیشتر پس انداز می کنند، بالاتر است. بنابراین، این ترجیحات پس انداز بالاتر باید با ضریب ریسک گریزی نسبی پایین تری همراه باشد به طوری که پس انداز باید سطح ریسک خانوار را کاهش دهد.

نتایج به دست آمده برای ایالات متحده آمریکا همانند مطالعه درایر و همکاران (۲۰۱۳) است و نشان می‌دهد که پس انداز خانوارهای آمریکایی کم است اما این ضریب معنی دار است.

همچنین، نتایج گویای آن است که که نرخ پس انداز در ایران از آلمان هم بیشتر است. و مقدار ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت ایران، نشان می دهد که در مقایسه با فرانسه و ایالات متحده به ریسک گریزی کمتری نیاز دارد تا صرف سهام را تعدیل کند. براساس نتایج، نرخ پس انداز در کشور ترکیه از آلمان و ایران کمتر و نزدیک به کشور ایتالیا است. البته نرخ پس انداز در این کشور نسبت به کشور ایتالیا، فرانسه و ایالات متحده بیشتر است. همچنین برای کشور ترکیه ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت عددی نزدیک به عدد به دست آمده برای کشور ایتالیا است و نشان دهنده این است که این کشور به منظور تعدیل صرف سهام به ریسک گریزی کمتری نیاز دارد.

در مورد کشورها شامل آلمان، ایتالیا، فرانسه، ترکیه و ایران ترجیحات به دست آمده برای پس انداز بیش از انتظار است. لازم به ذکر است که ضریب ریسک گریزی نسبی پایینی مورد نیاز است تا صرف سهام را در این کشورها توضیح دهد. که این مورد نتیجه ترجیحات بالای پس انداز است. به عنوان مثال، اگرچه خانوارهای فرانسوی ترجیحات بالاتری نسبت به ایالات متحده آمریکا برای پس انداز دارند نتایج نشان می‌دهد که در این مورد ضریب ریسک گریزی نسبی بالاتری مورد نیاز است.

با توجه به برآوردهای انجام شده در این مطالعه کشور ایران نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه در دوره زمانی در نظر گرفته شده ترجیحات پس انداز بالاتری و ایالات متحده آمریکا ترجیحات پس‌انداز پایین‌تری را نشان می دهد.

فهرست منابع

اکبرپور، سعید. "بررسی عوامل کلان اقتصادی موثر بر نرخ پس انداز خانوارهای شهری: رهیافت رگرسیون کوانتایل:. فصلنامه راهبرد توسعه، ۷.۲، (۱۴۰۰).۴۴-۶۷

فرمان‌آرا، وحید. کمیجانی، اکبر. فرزین وش، اسداله و غفاری، فرهاد. "نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی (مطالع موردی ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه). فصلنامه اقتصاد مالی. ۱۳. ۴۷ (۱۳۹۸). ۱۳-۳۷

محمدزاده، اعظم. شهیکی تاش، محمد نبی. روشن، رضا. "تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مصرف براساس تابع ترجیحات مارشالی". فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی.۲۵.۴ (۱۳۹۵)

علیزاده، صدیقه. شهیکی تاش، محمد نبی. روشن، رضا. "استفاده از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش به عنوان ژراکسی برای هزینه معاملاتی در تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف". فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار.۴۴ (۱۳۹۹) ۲۲۷-۲۵۶

علیزاده، صدیقه. شهیکی تاش، محمد نبی. روشن، رضا. "مقاسه تطبیقی الگوهاس قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران(رویکرد رگرسیون دو مرحله ای فاما و مکبث". فصلنامه اقتصا مالی. ۵۰.۱۴ (۱۳۹۹).۶۳-۹۸

کیامهر، علی. جنانی، محمد حسن. همت فر، محمود. "تبیین نقش ناهنجاریهای بازار سهام در قیمت‌گذاری دارایی های سرمایه ای". فصلنامه اقتصاد مالی.۱۴،۵۳(۱۳۹۹).۱۹۳-۲۱۲

Rocher, Stijn. Stierle, Michael. "Household saving rates in the EU. Why do they differ so much?. *European Economy*,(2015)

Ross, Harvey. "Comparison of household saving ratios: Euro area/ United States/ Japan". *Organisation for Economic Co-operation and Development*, (2004), 8

Kolmakov, Aleksander, Lokhtina, Tatiana and Kulesh, Mariano. "Changes in Household Saving and Borrowing Behavior during the Economic Crisis. IOP Conference Series. Earth and Environmental Science",(2020) 751(1). http://dx.doi.org/10.1088/1755-1315/751/1/012150

Dreyer, Johannes, Schneider, Johannes and Smith, Willian, " Saving-based asset pricing. *Journal of Banking and Finance*"(2013). 37, 3704–3715.

Dreyer, Johannes. Kabderian, Schneider, Johannes. and Smith, William. "Saving-Based Asset Pricing and Leisure", *Annals of Economics and Finance*, (2020)21-2, 507-526.

Edwards, Sebastian. "Why Are Saving Rates So Different Across Countries? An International Comparative Analysis", *NBER Working Paper Series*, (1995).5097

Iscan, Talan. " Productivity growth and the U.S. saving rate". *Economic Modelling*, (2011).28. 501-514.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Investigating savings preferences in selected countries based on savings-based asset pricing Model

Sedighe Alizadeh1
Mohammad nabi Shahiki Tash2

Received: 25/ March /2025 Accepted: 31/ May /2025

Abstract

Capital asset pricing models are common methods of asset pricing, and one of these models is the savings-based asset pricing model (SAPM). In this study, the asset pricing model based on savings is estimated using the GMM method for the countries of Iran, Turkey, the United States of America, Germany, Italy, and France from 1995 to 2020. The purpose of this study is to investigate savings preferences in different countries based on the pricing model based on savings in selected countries and also to compare the amount of savings in these countries. The results of the study show that the SAPM model explains the expected return of stocks in all the investigated countries and is meaningful. Also, with the help of the model, it was concluded that between Iran and Turkey, the savings rate in Iran is higher than in Turkey, and among the countries of America, Germany, Italy, and France, the highest savings rate is related to Germany and the lowest rate is related to America. According to the estimates of this study, compared to other countries studied in the considered period, Iran shows higher savings preferences and the United States of America shows lower savings preferences.

Keywords: Capital asset pricing model based on savings, expected stock returns, savings rate
JEL classification: O16, G12, R53

[1] Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran. sedighe.alizadeh14@gmail.com
[2] Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran. (Author and Responsible) .mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۱۹ تا ۵۲

پیش‌بینی قیمت سهام با ترکیب XGBoost و بهینه‌ساز گرگ خاکستری باینری

هادی اسمعیلی[۱]
شهاب جهانگیری[۲]✉
علی رضازاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۰

چکیده

سرمایه‌گذاری کمی که توسط یادگیری ماشینی ایجاد می‌شود، فرصت‌های جدیدی را برای تولید بینش بیشتر از داده‌های مالی باز کرده است که منجر به توسعه ایده‌ها برای افزایش عملکرد سرمایه‌گذاری‌ها در بازارهای سهام می‌شود.

در این تحقیق، مدل معرفی شده به نام CBGWO-XGBoost برای پیش‌بینی قیمت پایانی روز آتی سهام تحت مطالعه پیشنهاد شده است. مدل پیشنهادی CBGWO را به عنوان بخش مهندسی ویژگی و XGBoost به عنوان پیش‌بینی کننده قیمت پایانی ترکیب می‌کند. این مدل با قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در قالب دو مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته آموزش داده شده و سپس از مدل برای پیش‌بینی قیمت پایانی آتی سهام استفاده شده است. پس از آموزش و پیش‌بینی، ارزش واقعی و پیش‌بینی شده سهام با هم مقایسه می‌شود. به طور کلی مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۲ عملکرد بهتری از مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۱ بدون فرآیند مهندسی ویژگی داشته است. همچنین با اعمال فرآیند مهندسی ویژگی در مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۲ الگوریتم‌ها به ترتیب CBGWO، BGWO2 و BGWO1 بهترین عملکرد را در نمادهای مختلف کسب نمودند.

این مطالعه نشان داد که عملکرد موفقیت‌آمیز پیش‌بینی قیمت سهام به یک روش پیش‌بینی انحصاری بستگی ندارد. در عوض، نشان داده شده است که یک عملکرد پیش‌بینی خوب تا حد زیادی به فرآیندهای مهندسی ویژگی بستگی دارد، که عمداً با یک الگوریتم یادگیری ترکیب می‌شود، که می‌تواند تعادل و هماهنگی خوبی بین افزایش ابعاد و کاهش ابعاد ایجاد کند.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی قیمت سهام، XGBoost، بهینه‌ساز گرگ خاکستری باینری

طبقه بندی JEL: C61, C63, G13, G17

۱ گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.esmaeili_hadi93@yahoo.com
۲ گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.(نویسنده مسئول)kh.jahangiri@urmia.ac.ir
۳ گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.a.rezazadeh@urmia.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

عملکرد بازار مالی یک کشور عامل تعیین کننده‌ای برای وضعیت کلی اقتصادی آن کشور است که به اقتصاددانان و کارشناسان مالی این امکان را می‌دهد تا سلامت اقتصادی فعلی کشور را بسنجند. در میان بازارهای مالی مختلف، بازار سهام به عنوان یک نیروی محرکه اصلی و برجسته است. در بازار سهام، نوسان‌های گسترده در همه حال موجب ورود و خروج سرمایه گردیده و اثرات این جابجایی بر اقتصاد کشورها می‌تواند به شدت پرمخاطره باشد (ابراهیمی، ۱۳۹۸: ۲۸۳). وضعیت اقتصادی یک کشور به طور مستقیم یا غیرمستقیم بر بخش‌هایی مانند مالی، کشاورزی، فلزات و بانکداری سرمایه‌گذاری و غیره تأثیر می‌گذارد. رشد این بخش‌ها به نوسانات آن‌ها بستگی دارد که از اصل اساسی عرضه و تقاضا پیروی می‌کند. تقاضا برای یک بخش خاص مستقیماً بر بازار سهام تأثیر می‌گذارد؛ با افزایش عرضه، معامله گران و مؤسسات مالی وادار به سرمایه‌گذاری در آن بخش یا سهام می‌شوند و قیمت‌ها افزایش می‌یابند. علاوه بر این، پرداخت منظم سود سهام به تولید سود و بازده سرمایه سرمایه‌گذاری شده کمک می‌کند. همچنین شناسایی فرصت مناسب برای خرید و فروش سهام و دستیابی به بازده مورد نظر برای سرمایه‌گذاران ضروری است (اوتونگ و همکاران[1]، ۲۰۲۰: ۱-۲).

به دلیل ماهیت غیرقابل پیش‌بینی بازار سهام، دستیابی به بازده سرمایه‌گذاری برای افراد بسیار دشوار است. تحلیل‌های اولیه، بنیادی و تکنیکال رویکردهای رایجی برای درک روندهای بازار هستند (کومار و آنموژی[2]، ۲۰۱۴: ۲۸۴). اما به دلیل دخالت اندیکاتورهای تاخیری و عدم دقت پیش‌بینی، دارای محدودیت‌های ذاتی هستند. این انگیزه محققان را برای توسعه تکنیک‌های بهبودیافته برای پاسخ مناسب به سناریوهای مختلف بازار بر اساس مدل‌های یادگیری ماشین ایجاد کرده است. در عصر حاضر، یادگیری ماشین مزایای قابل توجهی را نسبت به تکنیک‌های سنتی مانند تحلیل تکنیکال و بنیادی ارائه می‌دهند. این الگوریتم‌ها با استفاده از قدرت یادگیری ماشینی و هوش مصنوعی، پیش‌بینی قیمت سهام و شاخص‌ها را تسهیل می‌کنند. یادگیری ماشینی به عنوان یک رویکرد اضافی در کنار تجزیه و تحلیل تکنیکال و بنیادی عمل می‌کند، با ترکیب این ابزارها یک پلت فرم معاملاتی قدرتمند را تشکیل می‌دهد. مدل‌های یادگیری ماشینی می‌توانند راه‌حل‌هایی برای مسائلی مانند پیش‌بینی و طبقه‌بندی قیمت سهام، مدیریت پرتفوی، معاملات الگوریتمی، تحلیل احساسات بازار سهام، ارزیابی ریسک و غیره ارائه دهند (سونکاوده و همکاران[3]، ۲۰۲۳: ۲).

علاقه افراد به بازار سهام در چند دهه اخیر رشد تصاعدی را تجربه کرده است. اگر یک شرکت کننده در بازار مانند یک سرمایه‌گذار خصوصی یا نهادی بتواند رفتار بازار را به طور دقیق پیش‌بینی کند، این امکان فراهم می‌شود که به طور مداوم بازدهی با ریسک بالاتری نسبت به بازار کسب کنند. این انگیزه استفاده از یادگیری ماشین و روش‌های هوش محاسباتی برای ایجاد مدل‌های دقیق برای پیش‌بینی بازار سهام است. در واقع، تعداد زیادی از مطالعات منتشر شده سعی در پیش‌بینی دقیق بازارهای سهام با توسعه مدل‌ها/سیستم‌های پیش‌بینی پیچیده

[1] Obthong et al.
[2] Kumar & Thenmozhi.
[3] Sonkavde et al.

داشته‌اند و برخی از مطالعات گزارش داده‌اند که مدل‌های آن‌ها می‌تواند سود ایجاد کند. به طور کلی، پیش‌بینی بازار سهام به عنوان یکی از مرتبط‌ترین اما چالش برانگیزترین وظایف در تحقیقات مالی شناخته می‌شود. با این حال، توانایی یک سرمایه‌گذار برای دستیابی مداوم به بازده تعدیل شده با ریسک بالاتر از بازار می‌تواند در تضاد با فرضیه بازار کارا (EMH[1]) باشد (کامبور و همکاران [2]، ۲۰۲۲: ۱).

با توجه به ویژگی‌های غیرخطی و غیر ثابت ذاتی داده‌های بازار سهام، پیش‌بینی قیمت‌ها یا روندهای آتی در بازارهای مختلف سهام دشوار است (سریجیرانون و همکاران[3]، ۲۰۲۲: ۲). طبق EMH، "شکست دادن بازار" با پیش‌بینی بازده مالی آتی و کسب سود بیش از حد متوسط غیرممکن است. با این حال، در سال‌های اخیر، تکامل تکنیک‌های یادگیری ماشین، فرصت‌های جدیدی را برای کسب سود بیشتر با پیش‌بینی بهتر رفتار آینده سهام باز کرده است. اکثر مطالعات به دو دسته اصلی تقسیم می‌شوند، پیش‌بینی ارزش بعدی برای قیمت سهام، نرخ بازده یا شاخص بازار به عنوان یک روش رگرسیون یا پیش‌بینی چگونگی نوسان یک سهام یا بازار خاص بر اساس داده‌های تاریخی. اولی یک کار پیش‌بینی است که عمدتاً برای پیش‌بینی شاخص بازار و روند قیمت دارایی‌ها، از جمله سهام، اوراق قرضه، رمزارزها و غیره استفاده می‌شود. با این حال، ارزش پیش‌بینی‌شده یک سیگنال اطلاعاتی قابل‌توجه است که می‌تواند توسط یک استراتژی معاملاتی الگوریتمی یا طرحواره انتخاب سبد مورد استفاده قرار گیرد. برای هر کار پیش‌بینی خاص، باید دانست که چگونه انتخاب ویژگی، استخراج ویژگی و مدل‌های یادگیری برای دستیابی به حداکثر عملکرد پیش‌بینی ترکیب شوند (دژکام و منظوری[4]، ۲۰۲۳: ۱).

در این مقاله، یک رویکرد جدید برای پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از پیش‌بینی کننده XGBoost و اجزای آنی استخراج شده از داده‌های قیمت سهام با استفاده از انواع مختلف بهینه ساز گرگ خاکستری باینری پیشنهاد شد. نوآوری این تحقیق توسعه یک فرآیند مهندسی ویژگی برای انتخاب ویژگی‌های ورودی بهینه با استفاده از انواع مختلف بهینه ساز گرگ خاکستری باینری در پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از پیش‌بینی کننده XGBoost می‌باشد. رویکرد پیشنهادی در بخش‌های بعدی بیشتر مورد بحث قرار می‌گیرد. بخش دوم پیشینه شاخص مرتبط سال‌های اخیر را مرور می‌کند. سپس، مطالب مرتبط با روش‌شناسی تحقیق در بخش سوم ارائه می‌شود. طرح کلی رویکرد پیشنهادی به طور کامل در این بخش تشریح می‌شود. خواننده می‌تواند نتایج را در بخش چهارم بیابد. مقاله با نتیجه‌گیری در بخش پنجم پایان می‌یابد.

۲- پیشینه پژوهش

در این بخش پیشینه پژوهش شاخص در زمینه پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از داده‌های بورس ایران و سایر کشورهای جهان بررسی می‌شود. نادم و همکاران (۱۴۰۳) در تحقیقی به بررسی مقایسه‌ای مدل یادگیری عمیق با طبقه‌بندی دوتایی و چندتایی جهت پیش‌بینی روند بازار سهام از طریق تشخیص الگوهای فراکتال مبتنی بر

[1] Efficient-market hypothesis
[2] Kumbure et al.
[3] Srijiranon et al.
[4] Dezhkam & Manzuri

تئوری امواج الیوت پرداختند. نتایج حاصل نشان دهنده‌ی صحت ۱۸٪ در تشخیص الگوها در حالت طبقه‌بندی چندتایی و صحت ۶۱٪ در حالت طبقه‌بندی دوتایی است. لذا توان مدل یادگیری عمیق در تشخیص الگوهای فراکتال امواج الیوت و در نتیجه پیش بینی روند بازار، در حالت طبقه‌بندی دوتایی به طور قابل توجهی نسبت به حالت طبقه‌بندی چندتایی بالاتر است. چوداری و تاکار[۱] (۲۰۲۳)، یک سیستم شبکه عصبی با ضریب یکپارچه انتخاب ویژگی مبتنی بر تغییرات برای پیش‌بینی قیمت و روند سهام ارائه نمودند. مجموعه‌ای از ویژگی‌های انتخاب شده برای مدل‌هایی مانند BPNN، LSTM، GRU و CNN برای پیش‌بینی قیمت سهام و روند اعمال شد. ژائو و یانگ[۲] (۲۰۲۳) یک چارچوب یکپارچه مبتنی بر یادگیری عمیق برای پیش‌بینی حرکت قیمت سهام ارائه نمودند. در این مقاله، یک مدل ترکیبی جدید SA-DLSTM برای پیش‌بینی بازار سهام و شبیه‌سازی معاملات با ترکیب یک شبکه عصبی کانولوشنال تقویت‌شده مبتنی بر احساسات (ECNN)، مدل‌های رمزگذار خودکار حذف نویز (DAE) و مدل LSTM پیشنهاد شده است.

دژکام و همکاران (۲۰۲۳)، به پیش‌بینی بازار سهام برای تشکیل سبد کارآمد با ترکیب XGBoost و تبدیل هیلبرت-هوانگ (HHT) همت گماشتند. توچایی و معینی[۳] (۲۰۲۳)، به ارزیابی عملکرد طبقه‌بندی‌کننده‌های تجمیعی در پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از ویژگی‌های مؤثر همت گماشتند. در میان مدل‌های تجمیعی تقویت کننده، XGBoost و AdaBoost به ترتیب بهترین و بدترین عملکرد پیش‌بینی را ارائه نمود. سائیتیا و یوکراتاناساک[۴] (۲۰۲۳)، به پیش‌بینی حرکت سهام با استفاده از یادگیری ماشینی بر اساس شاخص‌های فنی و جستجوهای Google Trend در تایلند پرداختند. برای نرخ پیش‌بینی موفقیت و بازده سالانه، Random Forest و XGBoost تقریباً مشابه بودند.

شرما و شخاوات[۵] (۲۰۲۲) به بهینه‌سازی سبد سهام و پیش‌بینی بازده با ادغام DBF[۶] اصلاح شده و RNN[7] پرداختند. کومبوره و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی ادبیات تکنیک‌ها و داده‌های یادگیری ماشین برای پیش‌بینی بازار سهام پرداختند. پارک و همکاران[۸] (۲۰۲۲)، به پیش‌بینی بازار سهام با استفاده از رویکرد چند وظیفه‌ای پرداختند که LSTM و چارچوب جنگل تصادفی (RF) را ادغام می‌کند. البحلی و همکاران[۹] (۲۰۲۲) یک مدل جدید DenseNet با رمزگذار خودکار (AEI-DNET) برای پیش‌بینی‌های بازار سهام با استفاده از شاخص‌های فنی سهام ارائه نمودند. نایک و آلبوکرکی[۱۰] (۲۰۲۲) یک مدل تجمیعی مبتنی بر جستجوی بهینه‌سازی ترکیبی برای بهینه‌سازی سبد سهام و پیش‌بینی بازده در سرمایه‌گذاری تجاری با استفاده از XGBoost و ANN ارائه نمودند.

[1] Chaudhari & Thakkar
[2] Zhao & Yang
[3] Toochaei & Moeini
[4] Saetia &Yokrattanasak
[5] Sharma & Shekhawat
[6] Deep Belief Network
[7] Recurrent Neural Network
[8] Park
[9] Albahli et al
[10] Naik & Albuquerque

عابدینی وهمکاران (۱۴۰۲)، بهینه‌سازی سبد سهام صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از گارچ متعامد را مورد مطالعه قرار دادند. بر اساس مدل میانگین-واریانس کلاسیک پویا (بعنوان مناسب‌ترین مدل)، بیشترین وزن در سبد سهام در دوره مورد مطالعه بترتیب مربوط به صنعت دارویی (۰/۶۳۳۶) و صنعت شیمیایی (۰/۳۵۳۹) بوده است. روحانی و همکاران (۱۴۰۲)، به تحلیل آثار شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام در اقتصاد ایران؛ کاربردی ترکیبی از روش میانگین‌گیری بیزین و رهیافت خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته با پارامترهای متغیر در طول زمان پرداختند. طبق نتایج تغییرات یک انحراف معیار در شاخص سیاست پولی در طی زمان بر قیمت سهام افزایشی و به صورت U شکل بوده است. تغییرات یک انحراف معیار در شاخص سیاست پولی در در ابتدا تا اواخر دوره تأثیر مثبت و قوی بر قیمت سهام داشته است. فلاح مقدم بابایی کفاکی (۱۴۰۲)، به بررسی تاثیر ارزش معاملات خرد سهام بر شاخص کل بورس ایران پرداختند. هدف این پژوهش ارایه نگرشی جدید با استفاده از مدل‌های ریاضی و ابزارهای مالی، به بررسی تغییرات داده‌های ارزش معاملات خرد سهام و تاثیر آن بر روی شاخص کل بورس ایران می‌باشد. نتایج حاصل از این تحقیق موید این مطلب هستند که با افزایش یا کاهش شاخص کل بورس ایران شاهد روندی مشابه در ارزش معاملات خرد سهام هستیم. همچنین با استفاده از آزمون نمای هرست نشان دادیم که ارزش معاملات خرد سهام رونددار است.

فریدی و همکاران (۱۴۰۱)، به بهینه‌سازی سبد سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس از روش‌های ترکیبی یادگیری ماشین تجمیعی دو سطحی و الگوریتم‌های فرابتکاری چندهدفه مبتنی بر رویکرد زمان‌سنجی بازار پرداختند. حیدری و امیری (۱۴۰۱)، به بررسی قدرت مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی در پیش‌بینی روند قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌ها نشان داد که مدل‌های مبتنی بر یادگیری عمیق عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارند. باقری مزرعه و همکاران (۱۴۰۱)، به توسعه یک رویکرد یادگیری تجمیعی جدید برای انتخاب سبد سهام با استفاده از ماشین بردار پشتیبان چند کلاسه و الگوریتم ژنتیک پرداختند.

چن و همکاران[1] (۲۰۲۱)، به بهینه‌سازی سبد سهام میانگین واریانس با استفاده از پیش‌بینی قیمت سهام مبتنی بر مدل ترکیبی از XGBoost با یک الگوریتم کرم شب تاب بهبود یافته (IFA) پرداختند. تاکار و چودهری (a-۲۰۲۱)، تحقیق مروری جامعی در مورد بهینه‌سازی سبد سهام، قیمت سهام و پیش‌بینی روند با استفاده از بهینه‌سازی ازدحام ذرات ارائه نمودند. تاکار و چودهری (b-۲۰۲۱)، به بررسی جامع در مورد نیازها، چالش‌ها و جهت‌گیری‌های آینده شبکه‌های عصبی عمیق برای بازار سهام پرداختند. یون و همکاران[2] (۲۰۲۱)، به پیش‌بینی جهت قیمت سهام با استفاده از الگوریتم ترکیبی GA-XGBoost با فرآیند مهندسی ویژگی سه مرحله‌ای پرداختند. در نتیجه، این مطالعه به طور تجربی ثابت می‌کند که یک عملکرد پیش‌بینی موفق تا حد زیادی به ترکیبی عمدی از فرآیندهای مهندسی ویژگی با یک مدل یادگیری پایه بستگی دارد.

[1] Chen et al
[2] Yun et al

نبی‌پور و همکاران[1] (۲۰۲۱)، به استفاده از یادگیری ماشین برای پیش‌بینی بازار سهام پرداختند. نتایج نشان از برتری LSTM بود. تاکار و چودهری (c-۲۰۲۱)، به مرور پژوهش‌های مرتبط با ادغام در اطلاعات، ویژگی‌ها و مدل‌ها برای پیش‌بینی در بازار سهام پرداختند. حسینی و همکاران (۲۰۲۱) به انتخاب بهینه سبد سهام با استفاده از الگوریتم ترکیبی هوش جمعی سالپ و سینوس کسینوس و شبکه‌های عصبی پرداختند. ما و همکاران[2] (۲۰۲۰)، به بررسی مدل‌های بهینه‌سازی سبد سهام مبتنی بر پیش‌بینی با استفاده از شبکه‌های عصبی عمیق پرداختند. راماموهان و همکاران[3] (۲۰۲۰)، چارچوبی برای استفاده از خروجی‌های پیش‌بینی روند سهام در انتخاب سهام با شبکه‌های LSTM و بهینه‌سازی سبد سهام ارائه نمودند. ژانگ و همکاران[4] (۲۰۲۰)، به بهینه‌سازی ردیابی شاخص سهام با استفاده از رمزگذارهای خودکار پرداختند. واچانی و همکاران[5] (۲۰۲۰)، به مرور پیشینه تجزیه و تحلیل بازار سهام مبتنی بر یادگیری ماشین پرداختند.

شو و همکاران[6] (۲۰۲۰)، به پیش‌بینی بازار سهام با ساختار یادگیری عمیق پشته شده با Bi-LSTM پرداختند. جیانگ و همکاران[7] (۲۰۲۰)، چارچوب تعادل مجدد سبد سهام یکپارچه یادگیری ماشین با تنظیم ریسک-گریزی ارائه نمودند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که مدل XGBoost بهترین پیش‌بینی حرکت بازار را ارائه می‌کند. حسینی و همکاران (۲۰۲۰)، به ارائه مدلی برای انتخاب سبد بهینه سهام با استفاده از الگوریتم هوش جمعی سالپ و شبکه‌های عصبی پرسپترون چندلایه پرداختند. وو و همکاران[8] (۲۰۱۹)، به استفاده از یادگیری عمیق برای تصمیم‌گیری و بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری‌ها و سبد دارایی مسئولیت پذیر اجتماعی پرداختند. باباجانی و همکاران (۱۳۹۸) به پیش‌بینی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه عصبی بهینه‌سازی شده با الگوریتم کلونی زنبور عسل مصنوعی پرداختند. دولو و حیدری (۱۳۹۶) به پیش‌بینی شاخص سهام با استفاده از ترکیب شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های فرا ابتکاری جستجوی هارمونی و الگوریتم ژنتیک پرداختند. نتایج حاصله نشان می‌دهد دقت پیش‌بینی مدل‌های فراابتکاری ژنتیک و جستجوی هارمونی در دوره آزمون بالاتر از شبکه عصبی عادی است.

با توجه پیشینه مورد بررسی در این تحقیق یک مدل ترکیبی از الگوریتم‌های یادگیری تجمیعی و فراابتکاری برای پیش‌بینی قیمت سهام توسعه داده می‌شود که در آن سه نوع الگوریتم فراابتکاری BGWO برای بهینه‌سازی ویژگی‌های ورودی الگوریتم XGBoost استفاده می‌شود.

[1] Nabipour et al
[2] Ma et al
[3] Ramamohan et al
[4] Zhang et al
[5] Vachhani et al
[6] Xu et al
[7] Jiang et al
[8] VO et al

۳- روش‌شناسی

هدف اولیه این مقاله ساختن یک سیستم پیش‌بینی قیمت سهام با فرآیند مهندسی ۳ مرحله‌ای پیشرفته برای دستیابی به درجه بالایی از صحت پیش‌بینی است. مهندسی ویژگی یک رویکرد شناخته شده برای بهبود عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین است. این یک پیش‌پردازش ساخت ویژگی‌های ورودی از داده‌های خام بر اساس دانش دامنه[1] است. مهندسی ویژگی شامل تولید ویژگی، تبدیل ویژگی، استخراج ویژگی، انتخاب ویژگی و ارزیابی ویژگی است و اغلب به نوع داده و وابسته به کاربرد است (یان و همکاران، ۲۰۲۱: ۴). مهندسی ویژگی برای پیش‌بینی قیمت سهام معمولاً با ایجاد ویژگی‌های اضافی شروع می‌شود، زیرا داده‌های قیمت سهام معمولاً فقط شامل قیمت‌های تاریخی (باز، پایین‌ترین، بالاترین، و پایانی) و حجم معاملات هستند که با ویژگی‌های اضافی ترکیب می‌شوند تا عملکرد مدل را به میزان قابل توجهی افزایش دهند. مبنای منطقی پدیده بسط مجموعه ویژگی‌های برای بهبود عملکرد ممکن است همان «مزیت ابعاد[2]» است، که به شدت برخی از مسائل یادگیری ماشینی با ابعاد بزرگ را ساده می‌کند. بنابراین، مجموعه ویژگی‌های تهیه شده از طریق (۱) گسترش مجموعه ویژگی‌ها با تولید شاخص‌های فنی، (۲) آماده‌سازی داده‌ها شامل پاکسازی و نرمال‌سازی داده‌ها (۳) انتخاب مجموعه ویژگی‌های بهینه با استفاده از الگوریتم ترکیبی BGWO-XGBoost مهندسی می‌شود. بعد از انتخاب ویژگی‌های بهینه از مدل XGBoost مبتنی بر مجموعه ویژگی‌های منتخب جهت پیش‌بینی قیمت استفاده می‌شود.

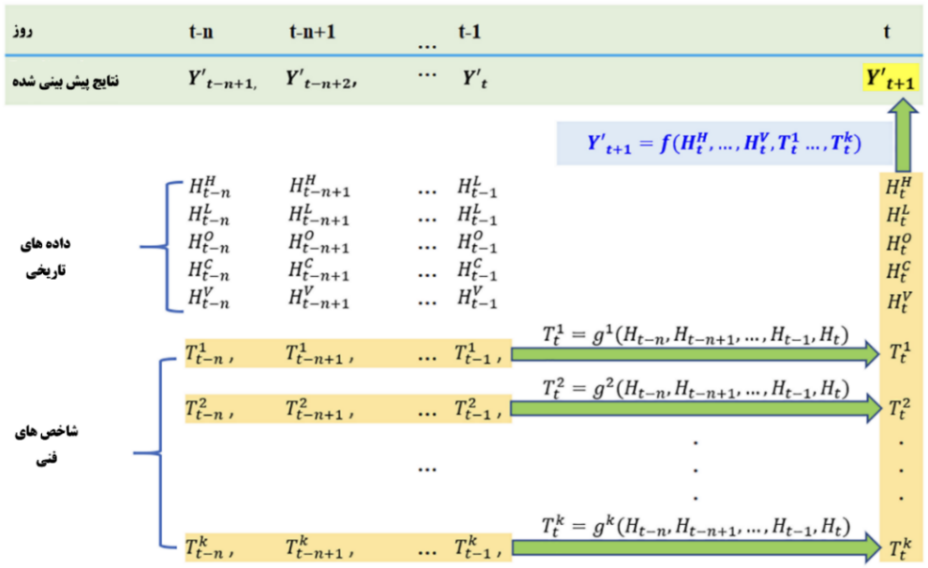
۳-۱- شرح پیش‌بینی قیمت سهام

پیش‌بینی قیمت سهام شامل یک مدل پیش‌بینی است که در آن Y'_{t+1}، قیمت پیش‌بینی‌شده پایانی روز $t+1$، برای ورودی X_t، مجموعه‌ای از ویژگی‌های ورودی روز t است و سپس با نتیجه واقعی Y_{t+1} یک مقدار عددی صحیح مقایسه می‌شود. نتیجه پیش‌بینی‌شده Y'_{t+1} تابعی از مجموعه ویژگی‌های ورودی X_t است. به این معنا که،

$$Y'_{t+1} = f(X_t) \qquad (۱)$$

که در آن f یک تابع غیرخطی است که مجموعه‌ای از ویژگی‌های ورودی X_t را در روز t به مقادیر نتیجه عدد صحیح در روز $t+1$ همان‌طور که در شکل ۱ نشان داده شده است، ترسیم می‌کند.

[1] Domain Knowledge
[2] the blessing of dimensionality



شکل ۱- تصویری از فرآیند کلی پیش‌بینی قیمت سهام

منبع: یافته‌های پژوهشگر

سری زمانی قیمت سهام X_t یک فرآیند مارکوف از مرتبه n است که تحت تأثیر n حالت قبلی قیمت‌ها قرار می‌گیرد که می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$p(x_t|x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1) = p(x_t|x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-n}) for t > n \qquad (۲)$$

که در آن $p(A|B)$ یک احتمال شرطی از رویداد A را نشان می‌دهد. این سری زمانی قیمت سهام X_t از فرآیندهای کلاسیک مارکوف متفاوت است.

$$p(x_t|x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1) = p(x_t|x_{t-1}) \qquad (۳)$$

با توجه به اینکه حالت‌های گذشته، حال و آینده همه مستقل هستند. در نتیجه، حالت بعدی در فرآیند کلاسیک مارکوف فقط تحت تأثیر وضعیت فعلی است و نه از توالی حالت‌های قبلی. با این حال، در یک سری زمانی قیمت سهام با فرآیند مارکوف با حافظه n، قیمت‌های روزانه سهام به قیمت‌های سهام در n حالت گذشته بستگی دارد. از منظر ویژگی مارکوین داده‌های قیمت سهام، سری زمانی قیمت سهام شامل ۵ ویژگی ورودی: «بالا»، «کم»، «باز»، «پایانی» و «حجم» به یک روز خاص t برای پیش‌بینی قیمت سهام در روز بعد محدود می‌شود. از این رو، شاخص‌های فنی اضافی از این پنج مقدار قیمت تاریخی پایه تولید می‌شود تا از اطلاعات قیمت n حالت گذشته همان‌طور که در شکل ۱ نشان داده شده است استفاده شود.

مقادیر تاریخی اصلی: H_t^H، H_t^L، H_t^O، H_t^C و H_t^V مقادیر قیمت روز جاری را نشان می‌دهند: به ترتیب «بالا»، «کم»، «باز»، «پایانی» و «حجم» و k شاخص فنی $T_t^1, T_t^2, \dots, T_t^k$ مقدار توابع غیرخطی مقادیر تاریخی n روز گذشته $H_{t-n}, H_{t-n+1}, \dots, H_{t-1}, H_t$ از روز t را نشان می‌دهد.

در نتیجه، نتیجه پیش‌بینی‌شده روز $t+1$ را می‌توان به‌عنوان یک تابع غیرخطی از ویژگی‌های ورودی روز t که شامل مقادیر تاریخی $H_t^H, H_t^L, H_t^O, H_t^C, H_t^V$ و k شاخص‌های فنی $T_t^1, T_t^2, \dots, T_t^k$ که اطلاعات تاریخی روزهای $t-n, t-n+1, \dots, t-1, t$ را منعکس می‌کند و بنابراین معادله ۱ را می‌توان با معادله ۴ جایگزین کرد.

$$Y'_{t+1} = f(H_t^H, H_t^L, H_t^O, H_t^C, H_t^V, H_t^1, H_t^2, \dots, T_t^K) \quad (۴)$$

که در آن $H_t^H, H_t^L, H_t^O, H_t^C, H_t^V$ عبارتند از «بالا»، «کم»، «باز»، «پایانی»، «حجم» و $T_t^1, T_t^2, \dots, T_t^k$ عبارتند از k شاخص فنی روز t هستند. در اینجا، شاخص فنی j ام روز t برابر با:

$$T_t^j = g^j(H_{t-n}, H_{t-n+1}, \dots, H_{t-1}, H_t) \quad (۵)$$

که در آن g^j یک تابع غیرخطی از مقادیر تاریخی n روز گذشته: $H_{t-n}, H_{t-n+1}, \dots, H_{t-1}, H_t$ از روز t است.

جدول ۱- شاخص‌های فنی رایج در مطالعات پیش‌بینی قیمت سهام

شاخص فنی	فرمول
مومنتوم	$C_t - C_{t-14}$
شاخص قدرت نسبی	$100 - \frac{100}{1 + (\sum_{t=0}^{n-1} Up_{t-1} / 14) / (\sum_{t=0}^{n-1} Dw_{t-1} / 14)}$
شاخص کانال کالا	$\frac{M_t - m_t}{d_t \times 0.015} \times 100$
اندیکاتور تصادفی K٪	$\frac{C_t - LL_{t-14}}{HH_{t-14} - LL_{t-14}} \times 100$
اندیکاتور لری ویلیام %R	$\frac{H_{14} - C_t}{H_{14} - L_{14}} \times 100$
میانگین متحرک واگرایی همگرایی	$EMA_{12} - EMA_{26}$
نوسانگر انباشت/توزیع	$\frac{H_t - C_{t-1}}{H_t - L_t} \times 100$

(یان و همکاران، ۲۰۲۱: ۵)

۳-۲- گسترش مجموعه ویژگی‌ها با تولید شاخص‌های فنی

اولین گام از مهندسی ویژگی ۳ مرحله‌ای پیشنهادی؛ گسترش مجموعه ویژگی‌ها با تولید شاخص‌های فنی است. دو دلیل برای استفاده از شاخص‌های فنی وجود دارد. اولین دلیل ادغام نشانگر قیمت سهام حالت‌های گذشته با قیمت وضعیت فعلی برای پیش‌بینی قیمت سهام در روز بعد بر اساس ویژگی حافظه n-حالت‌های مارکوین همان‌طور که در ۳-۱ توضیح داده شده است. دوم استفاده از شاخص‌های فنی برای گسترش مجموعه ویژگی

ورودی برای گسترش ابعاد است. وقتی یک مجموعه داده ابعاد بالایی دارد، برخی از مسائل را می‌توان به سادگی به دلیل "مزیت ابعاد" حل کرد (کاینن[1]، ۱۹۹۷: ۲۹۱). این مطالعه با بهره‌گیری از ابعاد بالا، مجموعه ویژگی‌ها را با تولید شاخص‌های فنی گسترش می‌دهد. همچنین دامنه و تعداد شاخص‌های فنی که باید در پیش‌بینی قیمت سهام گنجانده شوند، باید مورد تحقیق بیشتر قرار گیرند، اما اکثر مطالعات قبلی که از شاخص‌های فنی برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کرده‌اند، معمولاً از شاخص‌های فنی زیر استفاده می‌کردند که در جدول ۱ نشان داده شده است (چانگ و شین[2]، ۲۰۲۰: ۱۰؛ یان و همکاران، ۲۰۲۱: ۶). به همین دلیل، دو مجموعه ویژگی توسعه یافته ایجاد شد. مجموعه ویژگی‌های توسعه‌یافته ۱ از ۷ شاخص فنی رایج مطابق با جدول ۱ استفاده می‌کند و برای مقاصد مقایسه ایجاد شده است. توضیح مختصری از ۷ شاخص فنی رایج در زیر ارائه شده است (یان و همکاران، ۲۰۲۱: ۶)

- اندیکاتور مومنتوم: تفاوت بین قیمت‌های بسته شدن در روز t و روز $t-14$ را اندازه‌گیری می‌کند تا افزایش (قدرت) یا کاهش (ضعف) قیمت سهام را تعیین کند.
- شاخص قدرت نسبی (RSI): تعیین می‌کند که آیا سهام بیش از حد خرید شده یا بیش از حد فروخته شده است. RSI از ۰ تا ۱۰۰ متغیر است. RSIنشان می‌دهد که سهام با نزدیک شدن به ۱۰۰ بیش از حد خرید شده است و همچنین نشان می‌دهد که سهام با نزدیک شدن به ۰ بیش از حد فروخته شده است.
- شاخص کانال کالا (CCI): تفاوت بین قیمت فعلی و میانگین تاریخی قیمت را اندازه‌گیری می‌کند. هنگامی که CCI بالای صفر است، نشان می‌دهد که قیمت بالاتر از میانگین تاریخی است و برعکس، زمانی که CCI زیر صفر است، قیمت کمتر از میانگین تاریخی است.
- اندیکاتور تصادفی %K: موقعیت قیمت بسته شدن یک سهم را در محدوده قیمت بالا و پایین در یک دوره معین به عنوان یک نوسانگر تصادفی اندازه‌گیری می‌کند. از ۰ تا ۱۰۰ متغیر است. اگر مقدار ۸۰ یا بالاتر باشد، محدوده خرید بیش از حد را نشان می‌دهد و اگر مقدار آن ۲۰ یا کمتر باشد، آنگاه فروش بیش از حد در نظر گرفته می‌شود.
- اندیکاتور لری ویلیام (LW) %R: سطح قیمت بسته شدن بازار را با بالاترین قیمت برای ۱۴ روز اندازه-گیری می‌کند. از ۱۰۰- تا ۰ متغیر است. زمانی که ارزش آن بالاتر از ۲۰- باشد، سیگنال فروش و زمانی که ارزش آن کمتر از ۸۰- باشد، سیگنال خرید است.
- میانگین متحرک واگرایی همگرایی (MACD[3]): شاخصی که دو میانگین متحرک قیمت‌ها را با کم کردن میانگین متحرک نمایی (EMA[4]) ۲۶ روزه از میانگین متحرک نمایی ۱۲ روزه مقایسه می‌کند. این شاخص هنگامی که از بالای و پایین خط سیگنال خود عبور نماید به ترتیب سیگنال برای خرید و

[1] Kainen
[2] Chung & Shin
[3] Moving Average Convergence Divergence
[4] Exponential Moving Average

فروش می‌فرستد. سرعت عبور از خط سیگنال بیانگر این است که آیا بازار بیش از حد خرید شده است یا بیش از حد فروش شده است.

- نوسانگر انباشت/توزیع (A/D): یک شاخص تجمعی که از حجم و قیمت برای ارزیابی اینکه سهام در حال انباشت یا توزیع است، استفاده می‌کند. یک خط نوسانگر A/D افزایشی حاکی از روند صعودی قیمت است و یک خط A/D کاهشی حاکی از روند نزولی قیمت سهام است.

مجموعه ویژگی‌های توسعه‌یافته ۲ قصد دارد تا حداکثر تعداد ابعاد را استفاده کند و بنابراین ۸۷ اندیکاتور فنی از ۵ ویژگی ورودی اصلی تولید می‌شود که آن‌ها در جدول ۲ ارائه شده‌اند. بخشی اعظمی از اندیکاتورهای فنی (دسته دوم تا هفتم جدول ۲) در این مطالعه با استفاده از توابع ارائه‌شده توسط کتابخانه TA-Lib[1] محاسبه می‌شوند. TA-Lib به طور گسترده توسط توسعه دهندگان نرم افزار تجاری که به دنبال انجام تجزیه و تحلیل تکنیکال داده‌های بازار مالی هستند، استفاده می‌شود. همه اندیکاتورهای فنی تولید شده متعلق به یکی از ۷ گروه عملکردی شاخص هستند که با بررسی دانش تخصصی و مطالعات قبلی انتخاب می‌شوند (چن و همکاران، ۲۰۲۱: ۶؛ یان و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۶-۱۷). آن‌ها مطالعات همپوشانی[2]، شاخص‌های مومنتوم، شاخص‌های حجم، شاخص‌های نوسان، تبدیل قیمت، شاخص‌های چرخه[3] و بازده با تاخیر[4] هستند که در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲- شاخص‌های فنی مورد استفاده برای مجموعه ویژگی‌های توسعه‌یافته ۲

دسته‌بندی	شاخص‌های فنی	شرح
دسته اول: قیمت-های تاریخی	High	Highest Daily Price
	Low	Lowest Daily Price
	Open	Opening Price
	Close	Closing Price
	Volume	Trading Volume
دسته دوم: شاخص‌های مطالعات همپوشانی	1BBUPPER	Bollinger Bands Upper
	1BBMIDDLE	Bollinger Bands Middle
	1BBLOWER	Bollinger Bands Lower
	1DEMA	Double Exponential Moving Average
	1MIDPOINT	Midpoint over period
	1MIDPRICE	Midpoint Price over period
	1SMA	Simple Moving Average
	1T3	Triple Exponential Moving Average (T3)
	1TEMA	Triple Exponential Moving Average
	1TRIMA	Triangular Moving Average
	1WMA	Weighted Moving Average
دسته سوم: شاخص‌های مومنتوم	2ADX	Average Directional Movement Index
	2ADXR	Average Directional Movement Index Rating
	2APO	Absolute Price Oscillator
	2AROONDOWN	Aroon Down
	2AROONUP	Aroon Up

[1] https://github.com/TA-Lib/ta-lib-python
[2] Overlap Studies
[3] Cycle Indicators
[4] Lagged Return

دسته‌بندی	شاخص‌های فنی	شرح
	2AROONOSC	Aroon Oscillator
	2BOP	Balance of Power
	2CCI	Commodity Channel Index
	2CMO	Chande Momentum Oscillator
	2DX	Directional Movement Index
	2MACD	Moving Average Convergence/Divergence
	2MACDSIG	Moving Average Convergence/Divergence
	2MACDHIST	Moving Average Convergence/Divergence
	2MACDEXT	MACD with controllable MA type
	2MACDEXTSIG	MACD with controllable MA type
	2MACDEXTHIST	MACD with controllable MA type
	2MACDFIX	Moving Average Convergence/Divergence Fix 12/26
	2MACDFIXSIG	Moving Average Convergence/Divergence Fix 12/26
	2MACDFIXHIST	Moving Average Convergence/Divergence Fix 12/26
	2MFI	Money Flow Index
	2MINUS_DI	Minus Directional Indicator
	2MINUS_DM	Minus Directional Movement
	2MOM	Momentum
	2PLUS_DI	Plus Directional Indicator
	2PLUS_DM	Plus Directional Movement
	2PPO	Percentage Price Oscillator
	2ROC	Rate of change: ((price/prevPrice)-1)*100
	2ROCP	Rate of change Percentage: (price-prevPrice)/prevPrice
	2ROCR	Rate of change ratio: (price/prevPrice)
	2ROCR100	Rate of change ratio 100 scale: (price/prevPrice)*100
	2RSI	Relative Strength Index
	2SLOWK	Stochastic %K High
	2SLOWD	Stochastic %K Low
	2STOCHFH	Stochastic Fast High
	2STOCHFL	Stochastic Fast Low
	2STOK	Stochastic Relative Strength Index High
	2STOD	Stochastic Relative Strength Index Low
	2TRIX	1-day Rate-Of-Change (ROC) of a Triple Smooth EMA
	2ULTOSC	Ultimate Oscillator
	2WILLR	Williams' %R
دسته چهارم: شاخص‌های نوسان	3ATR	Average True Range
	3NATR	Normalized Average True Range
	3TRANGE	True Range
دسته پنجم: شاخص‌های حجم	4AD	Chaikin A/D Line
	4DOSC	Chaikin A/D Oscillator
دسته ششم: تبدیل قیمت	5AVGPRICE	Average Price
	5MEDPRICE	Median Price
	5TYPPRICE	Typical Price
	5WCLPRICE	Weighted Close Price
	6HT_DCPERIOD	Hilbert Transform - Dominant Cycle Period
	6HT_DCPHASE	Hilbert Transform - Dominant Cycle Phase
	6INPHASE	Hilbert Transform - Phasor Components Inpahse

دسته‌بندی	شاخص‌های فنی	شرح
دسته هفتم: شاخص‌های چرخه	6QUADRATURE	Hilbert Transform - Phasor Components Quadrature
	6SINE	Hilbert Transform - SineWave
	6LEADSINE	Hilbert Transform - LeadSineWave
	6HT_TRENDMODE	Hilbert Transform - Trend vs Cycle Mode
دسته هشتم: بازده با تاخیر	7LR_Ci_Ci_1	$\ln(\text{close price}_i/\text{close price}_{i-1})$
	7LR_Ci_1_Ci_2	$\ln(\text{close price}_{i-1}/\text{close price}_{i-2})$
	7LR_Ci_2_Ci_3	$\ln(\text{close price}_{i-2}/\text{close price}_{i-3})$
	7LR_Ci_3_Ci_4	$\ln(\text{close price}_{i-3}/\text{close price}_{i-4})$
	7LR_Hi_Oi	$\ln(\text{high price}_i/\text{open price}_i)$
	7LR_Hi_Oi_1	$\ln(\text{high price}_i/\text{open price}_{i-1})$
	7LR_Hi_Oi_2	$\ln(\text{high price}_i/\text{open price}_{i-2})$
	7LR_Hi_Oi_3	$\ln(\text{high price}_i/\text{open price}_{i-3})$
	7LR_Hi_1_Oi_1	$\ln(\text{high price}_{i-1}/\text{open price}_{i-1})$
	7LR_Hi_2_Oi_2	$\ln(\text{high price}_{i-2}/\text{open price}_{i-2})$
	7LR_Hi_3_Oi_3	$\ln(\text{high price}_{i-3}/\text{open price}_{i-3})$
	7LR_Li_Oi	$\ln(\text{low price}_i/\text{open price}_{i-3})$
	7LR_Li_1_Oi_1	$\ln(\text{low price}_{i-1}/\text{open price}_{i-1})$
	7LR_Li_2_Oi_2	$\ln(\text{low price}_{i-2}/\text{open price}_{i-2})$
	7LR_Li_3_Oi_3	$\ln(\text{low price}_{i-3}/\text{open price}_{i-3})$

(چن و همکاران، ۲۰۲۱: ۶؛ یان و همکاران، ۲۰۲۱: : ۱۶-۱۷)

۳-۳- آماده‌سازی داده‌ها

همراه با گسترش فضای ویژگی با استفاده از شاخص‌های فنی، پیش‌پردازش داده‌ها برای مرحله پیش‌بینی اصلی زیر ضروری است. پیش پردازش داده‌ها از پاکسازی داده‌ها، تبدیل داده‌ها و نرمال‌سازی داده‌ها تشکیل شده است. برای مرحله پاکسازی داده‌ها، ویژگی‌های ناخواسته و غیرضروری از مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته حذف می‌شوند. در این پژوهش مجموعه داده غیرضروری برای حذف وجود نداشت. تبدیل داده‌ها به عنوان یک مرحله پیش پردازش برای مرحله پیش‌بینی CBGWO-XGBoost مورد نیاز است. مدل‌های یادگیری ماشین، نمایش‌های مناسبی را برای داده‌های ورودی خود پیدا می‌کنند. تبدیل داده‌ها، آن‌ها را برای پردازش اصلی، مانند کار طبقه‌بندی، سازگارتر می‌کند (یان و همکاران، ۲۰۲۱: ۸). تمام مقادیر داده‌های ورودی به یک آرایه عددی همگن تبدیل می‌شوند تا به CBGWO-XGBoost وارد شوند. داده‌های تاریخی قیمت سهام دارای متغیرهای پیوسته با واحدهای اندازه‌گیری مختلف برای حجم و قیمت است. علاوه بر این، برخی از شاخص‌های فنی اضافه شده به داده‌های تاریخی اصلی، اندازه‌گیری نرخ هستند. نرمال‌سازی داده‌ها با استفاده از فرمول min-max در معادله ۶ برای پردازش ویژگی‌های مختلف مقیاس شده با هم مفید است. به طور خاص، نرمال‌سازی مقادیر ویژگی ورودی به گرادیان کاهشی کمک می‌کند تا خیلی سریع‌تر همگرا شود (چانگ و شین، ۲۰۱۸: ۱۰) و دقیقاً همه روابط را در داده‌ها حفظ می‌کند و در نتیجه هیچ گونه سوگیری ایجاد نمی‌کند (دوان و خاره[1]، ۲۰۲۰: ۵).

$$x' = \frac{x - \min(x)}{\max(x) - \min(x)} \qquad (۶)$$

[1] Devan & Khare

۳-۴- انتخاب ویژگی بهینه توسط الگوریتم CBGWO-XGBoost

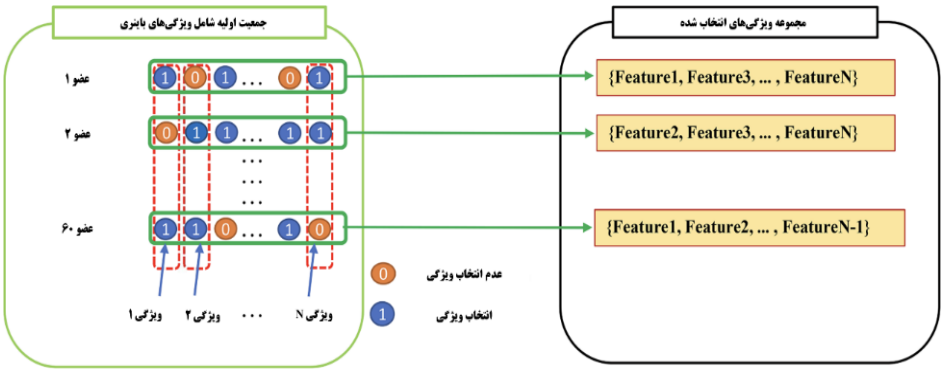
یک مجموعه داده با ابعاد بالا ممکن است باعث برازش بیش از حد، افزایش غیرضروری مصرف حافظه، هزینه‌های محاسباتی گران و کاهش عملکرد یک الگوریتم یادگیری شود (لی و همکاران[۱]، ۲۰۱۸: ۳-۵؛ هانگ و همکاران[۲]، ۲۰۲۰: ۴۱۸۳). استخراج ویژگی[۳] و انتخاب ویژگی[۴] تکنیک‌های کاهش ابعاد محبوب برای غلبه بر مشکلات ناشی از داده‌ها با ابعاد بالا هستند. استخراج ویژگی، ویژگی‌های جدیدی را از ترکیب ویژگی‌های اصلی ایجاد می‌کند، اما قابلیت تفسیر و درک نسخه‌های اصلی را از دست می‌دهد. انتخاب ویژگی برخی از ویژگی‌های مهم را بدون از دست دادن قابلیت تفسیر حفظ می‌کند. فرآیند انتخاب ویژگی، ویژگی‌های نامربوط و زائد را حذف می‌کند، کارایی یادگیری را افزایش می‌دهد (یو و لیو[۵]، ۲۰۰۳: ۱)، و دقت پیش‌بینی را بهبود می‌بخشد. روش‌های انتخاب ویژگی را می‌توان به روش‌های فیلتر، بسته‌بندی[۶] و تعبیه‌شده طبقه‌بندی کرد (یو و لیو، ۲۰۰۳: ۱؛ میائو و نیو[۷]، ۲۰۱۶: ۹۲۰؛ رامیرز-گالگو و همکاران[۸]، ۲۰۱۷: ۱۳۶؛ لی و همکاران، ۲۰۱۸: ۳-۵).

روش‌های فیلتر، ویژگی‌ها را بر اساس ویژگی‌های آماری هر ویژگی بدون استفاده از هیچ الگوریتم یادگیری انتخاب می‌کنند. از سوی دیگر، روش‌های بسته‌بندی و تعبیه‌شده، انتخاب ویژگی و الگوریتم یادگیری از پیش تعیین‌شده را برای انتخاب زیرمجموعه بهینه از ویژگی‌ها برای الگوریتم ترکیب می‌کنند. همچنین روش‌های فیلتر معمولاً محاسبات غیرتکراری را روی مجموعه داده اجرا می‌کنند و از نظر محاسباتی کارآمدتر از روش‌های بسته‌بندی یا تعبیه‌شده هستند. در همین حال، روش‌های بسته‌بندی یا تعبیه‌شده، تمامی ترکیب‌های ممکن از ویژگی‌ها را تشکیل می‌دهند و هر زیرمجموعه از ویژگی‌ها را برای بهترین عملکرد با الگوریتم یادگیری ارزیابی می‌کنند. از این رو، روش‌های بسته‌بندی یا تعبیه‌شده می‌توانند به انتخاب ویژگی با عملکرد بهتری دست یابند. روش بسته‌بندی با هدف اولیه این مطالعه که ارائه سیستمی برای پیش‌بینی بهتر قیمت سهام است، مطابقت دارد. الگوریتم ترکیبی پیشنهادی CBGWO-XGBoost یک روش انتخاب ویژگی مبتنی بر بسته‌بندی برای انتخاب یک مجموعه ویژگی بهینه برای طبقه‌بندی با حذف ویژگی‌های نامربوط و اضافی است.

به عنوان یک رویکرد ترکیبی یکپارچه، الگوریتم CBGWO-XGBoost با جمع‌آوری و ارتقاء مجموعه ویژگی‌ها برای دقت بهتر در طول نسل‌ها، مجموعه ویژگی‌های تقریباً بهینه یا بهینه را جستجو می‌کند. مجموعه ویژگی‌های بهینه دقت پیش‌بینی را با حداقل تعداد ویژگی به حداکثر می‌رساند. جمعیت اولیه دارای ۶۰ عضو است و هر عضو دارای همان تعداد ویژگی‌های باینری است که تعداد ویژگی‌های مربوطه در شکل ۲ توضیح داده شده است. پس از اینکه یک نسل توسط الگوریتم CBGWO تشکیل شد، سپس هر عضو در جمعیت توسط تابع بهینگی از پیش

[1] Li et al
[2] Huang et al
[3] Feature Extraction
[4] Feature Selection
[5] Yu & Liu
[6] Wrapper
[7] Miao & Niu
[8] Ramírez-Gallego et al

تعریف شده طبقه‌بندی کننده XGBoost ارزیابی می‌شود. تابع بهینگی همان میزان میانگین مربعات خطا الگوریتم طبقه‌بندی کننده XGBoost می‌باشد. طبقه‌بندی‌کننده XGBoost مجموعه داده‌های آموزشی را با ویژگی‌های انتخاب شده آموزش می‌دهد، دقت طبقه‌بندی را با استفاده از هر مجموعه ویژگی اندازه‌گیری می‌کند، و دقت را با مجموعه ویژگی به فرآیند CBGWO برمی‌گرداند. در ادامه توضیحات مربوط به الگوریتم‌های CBGWO و XGBoost ارائه می‌شود.



شکل ۲- ساختار ویژگی‌های باینری در اعضای CBGWO-XGBoost

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳-۴-۱- بهینه ساز گرگ خاکستری

بهینه ساز گرگ خاکستری (GWO) یک روش بهینه‌سازی فراابتکاری است که توسط میرجلیلی و همکارانش در سال ۲۰۱۴ توسعه یافته است. به طور معمول، گرگ‌های خاکستری در یک گله با اندازه گروه ۵ تا ۱۲ زندگی می‌کنند. GWO مشخصه‌های صید و جستجو شکار گرگ‌های خاکستری در طبیعت را تقلید می‌کند. در GWO، جمعیت به آلفا، بتا، دلتا و امگا تقسیم می‌شوند. گرگ آلفا رهبر اصلی است که مسئول تصمیم‌گیری است. بتا گرگ دومین رهبر است که به آلفا در تصمیم‌گیری یا سایر فعالیت‌ها کمک می‌کند. گرگ دلتا به عنوان سومین رهبر گروه تعریف می‌شود که بر گرگ‌های امگا مسلط است (میرجلیلی و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۴۸-۴۹).

از نظر ریاضی، سه راه‌حل برتر در GWO به ترتیب آلفا (α)، بتا (β)، دلتا (δ) نامیده می‌شوند. فرض می‌شود بقیه امگا (ω) هستند. در GWO، روند شکار توسط آلفا، بتا، دلتا هدایت می‌شود، در حالی که امگا از این سه رهبر پیروی می‌کند. به طور کلی، GWO برای حل مسائل بهینه‌سازی پیوسته طراحی شده است. برای مسائل بهینه‌سازی باینری، مانند انتخاب ویژگی، یک نسخه باینری از GWO مورد نیاز است. اخیرا، امری[2] و همکاران (۲۰۱۶) دو بهینه‌سازی جدید گرگ خاکستری باینری (BGWO1 و BGWO2) را برای مقابله با مسائل انتخاب ویژگی پیشنهاد

[1] Mirjalili et al
[2] Emary

کرد. در این تحقیق از این دو روش برای فرآیند مهندسی ویژگی استفاده خواهد شد. جزئیات مربوط به این روش‌ها در تحقیق امری و همکاران (۲۰۱۶) ارائه شده است.

۳-۴-۱-۱- بهینه ساز رقابتی گرگ خاکستری باینری

به طور کلی، BGWO در مقایسه با سایر بهینه‌سازی‌های فراابتکاری دارای مزایای ساده، انعطاف‌پذیر و سازگار است. با این حال، BGWO همچنین دارای محدودیت در رخداد بهینه محلی است. BGWO بهترین راه حل‌ها (رهبران) را در به‌روزرسانی موقعیت اعمال می‌کند، به این معنی که همه گرگ‌ها سعی می‌کنند به سمت موقعیت‌های رهبران حرکت کنند. به این ترتیب، گرگ‌ها به آرامی یا تقریباً مشابه رهبران می‌شوند. همه گرگ‌ها کم کم در بهینه محلی به دام می‌افتند. این منجر به تنوع کم و همگرایی زودرس خواهد شد. بنابراین، بهینه‌ساز رقابتی باینری گرگ خاکستری (CBGWO) برای رسیدگی به محدودیت BGWO در انتخاب ویژگی پیشنهاد می‌شود (تو و عبدالله[1]، ۲۰۲۱).

ایده کلی CBGWO از مفهوم رقابت بین هر زوج گرگ در جمعیت به ذهن خطور می‌کند. در CBGWO، گرگ‌ها به صورت تصادفی، دوتایی، از بین جمعیت، برای رقابت انتخاب می‌شوند. برای توضیح این مفهوم، N گرگ در جمعیت به طور تصادفی به $N/2$ زوج تقسیم می‌شوند که N تعداد گرگ‌های جمعیت است. پس از آن رقابت بین دو گرگ در هر زوج صورت می‌گیرد. این نشان می‌دهد که هر گرگ فقط یک بار در مسابقه شرکت می‌کند. از مسابقه، گرگ‌هایی که بهینه‌گی بهتری دارند، برنده نامیده می‌شوند. برعکس، گرگ‌هایی که در رقابت شکست می‌خورند، بازنده شناخته می‌شوند. برندگان مستقیماً بدون انجام به‌روزرسانی موقعیت به نسل بعدی منتقل می‌شوند. از طرف دیگر، بازندگان می‌توانند با یادگیری از برندگان، موقعیت خود را به روز کنند. به عبارت دیگر، تنها موقعیت $N/2$ گرگ در جمعیت به روز می‌شود (تو و عبدالله، ۲۰۲۱: ۳).

در این تحقیق از این روش به عنوان الگوریتم اصلی برای فرآیند مهندسی ویژگی استفاده خواهد شد. جزئیات مربوط به این روش‌ها در تحقیق تو و عبدالله (۲۰۲۱) ارائه شده است. شبه کد CBGWO را می‌توان در پیوست ۱ (الگوریتم ۱) یافت.

۳-۴-۱-۲- XGBoost

الگوریتم XGBoost مدلی است که بر اساس ادغام درخت طبقه‌بندی و رگرسیون است. مدل درختی با بالا بردن گرادیان در الگوریتم XGBoost بهینه شده است. XGBoost اجرای فرآیند مرتبط با تقویت گرادیان تعمیم یافته است که شامل اصطلاحی در حوزه منظم‌سازی می‌باشد. این ابزار برای مبارزه با برازش بیش از حد و همچنین پشتیبانی از توابع ضرر قابل تمایز استفاده می‌شود. در ادامه شبه‌کد الگوریتم XGBoost در الگوریتم ۲ ارائه شده است (لو و همکاران[2]، ۲۰۲۱: ۱۱۷۵).

[1] Too & Abdullah
[2] Luo et al

Algorithm 2. EXtreme Gradient Boosting Algorithm
Input: instance set of current nodes
Input: feature dimension
$J(p) = 0$
$G = \sum_{i \in I} g_i \; H = \sum_{i \in I} h_i$
For $k = 1$ to n do
$G_L = 0 \; H_L = 0$
For j in sorted do
$G_L = G_L + g_j \; H_L = H_L + h_j$
$G_R = G + G_L \; H_R = H + H_L$
$score = max(score, J(p))$
End
End
Output: Split with max score

۳-۵- ارزیابی دقت

برای بررسی صحت روش‌های پیش‌بینی سهام، از چهار شاخص میانگین درصد مطلق خطا (MAPE)، میانگین مربعات خطا (MSE)، میانگین خطای مطلق (MAE) و ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) در این پژوهش استفاده شده است. MSE و RMSE اغلب نشان دهنده پراکندگی نتایج هستند، در حالی که MAPE و MAE نشان دهنده انحراف نتایج هستند. این شاخص‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند (چن و همکاران، ۲۰۲۱: ۷):

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{|\hat{y}_i - y_i|}{y_i},$$
$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2,$$
$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|\hat{y}_i - y_i|, \quad (۷)$$
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2},$$

که در آن $\hat{y}_i$ نشان دهنده قیمت پیش‌بینی شده، y_i نشان دهنده قیمت واقعی و n تعداد کل نمونه‌ها است.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- داده‌های مورد استفاده و پیش پردازش آنها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل ۲۷ نماد بازار بورس و اوراق بهادار ارائه شده در جدول ۳ می‌باشد. مشخصات مربوط به تعداد داده‌های هر نماد در جدول ۳ ارائه شده است. این داده‌ها مربوط به تاریخ ۲۰۱۱/۰۱/۰۱ تا ۲۰۲۲/۰۱/۰۱ می‌باشند.

جدول ۳- مشخصات نمادهای بورسی استفاده شده و تعداد داده‌های مربوطه

دسته‌بندی شاخص	نام نماد	تعداد داده‌ها	تعداد داده‌های حذف شده	تعداد داده‌های نهایی
متنوع مالی (۹ نماد)	بانک ملت (وبملت)	۲۲۴۵	۱	۲۲۴۴
	بانک صادرات ایران (وبصادر)	۲۰۶۹	۰	۲۰۶۹
	بانک تجارت (وتجارت)	۲۲۰۱	۰	۲۲۰۱
	بانک پارسیان (وپارس)	۲۰۲۸	۰	۲۰۲۸
	بانک اقتصاد نوین (ونوین)	۲۳۳۹	۰	۲۳۳۹
	بانک سینا (وسینا)	۲۲۷۹	۰	۲۲۷۹
	بانک کار آفرین (وکار)	۲۳۲۸	۰	۲۳۲۸
	شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه (وبیمه)	۲۳۸۱	۰	۲۳۸۱
	سرمایه‌گذاری سپه (وسپه)	۲۵۷۳	۰	۲۵۷۳
نفت (۴ نماد)	سرمایه‌گذاری صنعت نفت (ونفت)	۲۴۹۷	۰	۲۴۹۷
	پالایش نفت اصفهان (شپنا)	۲۰۳۷	۱	۲۰۳۶
	نفت پارس (شنفت)	۲۲۳۱	۲	۲۲۲۹
	نفت بهران (شبهرن)	۲۳۹۲	۱	۲۳۹۱
کانی‌های غیرفلزی (۸ نماد)	کارخانجات تولیدی شیشه رازی (کرازی)	۲۰۹۸	۰	۲۰۹۸
	پارس سرام (کسرام)	۲۰۲۵	۱	۲۰۲۴
	سرامیک‌های صنعتی اردکان (کسرا)	۲۱۰۱	۱	۲۱۰۰
	سایپا شیشه (کساپا)	۱۹۶۶	۰	۱۹۶۶
	پشم شیشه ایران (کپشیر)	۲۳۱۱	۱	۲۳۱۰
	فرآورده نسوز پارس (کفپارس)	۱۵۰۴	۱	۱۵۰۳
	فرآورده‌های نسوز آذر (کاذر)	۲۱۸۲	۰	۲۱۸۲
	شیشه و گاز (کگاز)	۲۱۴۸	۱	۲۱۴۷
فلزات اساسی (۷ نماد)	فولاد مبارکه اصفهان (فولاد)	۲۴۷۸	۰	۲۴۷۸
	ملی صنایع مس ایران (فملی)	۲۴۶۹	۰	۲۴۶۹
	فولاد خوزستان (فخوز)	۲۳۵۲	۲	۲۳۵۰
	فولاد امیرکبیر کاشان (فجر)	۱۹۱۱	۱	۱۹۱۰
	سرمایه‌گذاری توکا فولاد (وتوکا)	۲۴۱۰	۰	۲۴۱۰
	فولاد خراسان (فخاس)	۲۲۳۱	۰	۲۲۳۱
مجموع	۲۷ نماد	۵۹۷۸۶	۱۳	۵۹۷۷۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با بررسی نمودارهای تغییرات قیمت و حجم معاملات ۲۷ نماد مورد بررسی در برخی نقاط دارای شکاف‌های زمانی هستیم. این شکاف‌های زمانی در برخی نقاط با تغییرات شدید قیمت مواجه بوده‌اند. بدین منظور در بخش پیش‌پردازش داده‌ها این نقاط حذف شد. بدین منظور نقاط با قدر مطلق اختلاف "قیمت پایانی تعدیل شده" امروز با روز بعد بالاتر از ۲۰ هزار ریال فیلتر شد. بدین منظور ۱۳ سطر از کل ۵۹۷۸۶ داده حذف شد. این داده‌ها به دلیل نادر بودن (حدود ۰/۰۲ درصد از کل) و کاهش دقت کلی مدل پیش‌بینی حذف شدند. جدول ۳ به تفکیک تعداد داده‌های نهایی و حذف شده مربوط به هر نماد بورسی را نمایش می‌دهد. جدول ۴ آمار خلاصه تغییرات قیمت‌های پایانی را برای ۲۷ نماد مورد بررسی در پژوهش حاضر را نشان می‌دهد.

جدول ۴- آمار خلاصه برای نمادهای بورسی استفاده شده

نام نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
بانک ملت (وبملت)	۲۲۴۴	۲۹۶۳/۴۱	۳۳۷۰/۵۳	۸۹۷	۲۷۱۶۰
بانک صادرات ایران (وبصادر)	۲۰۶۹	۱۳۲۰/۷۵	۷۷۸/۲۱	۴۰۲	۴۸۷۰
بانک تجارت (وتجارت)	۲۲۰۱	۱۵۲۵/۶۰	۸۶۰/۵۹	۳۹۲	۴۴۲۰
بانک پارسیان (وپارس)	۲۰۲۸	۲۵۰۳/۴۳	۱۰۱۰/۱۱	۹۱۵	۶۳۲۱
بانک اقتصاد نوین (ونوین)	۲۳۳۹	۲۹۹۲/۴۴	۱۲۱۸/۴۲	۱۰۲۸	۹۶۶۸
بانک سینا (وسینا)	۲۲۷۹	۲۷۷۸/۸۲	۲۸۹۰/۹۰	۸۸۸	۲۱۵۹۰
بانک کار آفرین (وکار)	۲۳۲۸	۳۰۴۷/۰۳	۲۴۹۰/۶۴	۱۰۰۰	۱۹۱۱۰
شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه (وبیمه)	۲۳۸۱	۲۵۹۳/۷۸	۲۰۹۵/۹۴	۶۱۳	۱۲۲۹۰
سرمایه‌گذاری سپه (وسپه)	۲۵۷۳	۳۲۶۱/۴۴	۳۷۵۱/۹۲	۱۰۲۴	۲۲۹۰۰
سرمایه‌گذاری صنعت نفت (ونفت)	۲۴۹۷	۴۷۶۷/۶۵	۵۳۵۵/۶۳	۹۵۵	۲۷۰۵۰
پالایش نفت اصفهان (شپنا)	۲۰۳۶	۹۲۹۴/۰۸	۸۸۰۱/۴۰	۱۹۱۱	۵۰۶۸۰
نفت پارس (شنفت)	۲۲۲۹	۱۷۰۵۴/۵۵	۱۸۹۳۳/۸۸	۳۰۳۴	۱۰۵۲۹۰
نفت بهران (شبهرن)	۲۳۹۱	۲۰۰۳۶/۸۸	۱۶۹۸۸/۴۶	۶۳۰۱	۱۰۵۳۶۰
کارخانجات تولیدی شیشه رازی (کرازی)	۲۰۹۸	۶۷۶۸/۵۷	۷۰۶۲/۸۰	۱۱۳۸	۳۶۳۴۰
پارس سرام (کسرام)	۲۰۲۴	۱۵۷۹۱/۴۶	۳۳۰۳۰/۶۶	۱۴۴۱	۱۸۰۳۱۲
سرامیک‌های صنعتی اردکان (کسرا)	۲۱۰۰	۱۸۵۸۱/۴۶	۱۸۵۴۰/۸۰	۱۸۱۰	۸۳۳۷۳
سایپا شیشه (کساپا)	۱۹۶۶	۷۶۵۷/۴۷	۱۰۶۸۵/۸۰	۷۸۸	۴۶۰۴۰
پشم شیشه ایران (کپشیر)	۲۳۱۰	۱۲۲۹۳/۹۵	۱۳۵۱۸/۸۴	۱۲۲۸	۶۷۴۹۰
فرآورده نسوز پارس (کفپارس)	۱۵۰۳	۱۵۴۸۸/۴۴	۳۶۵۱۷/۷۷	۱۲۳۰	۲۴۸۳۷۳
فرآورده‌های نسوز آذر (کاذر)	۲۱۸۲	۷۹۴۶/۹۴	۱۱۰۸۹/۴۳	۸۲۳	۵۳۳۷۰
شیشه و گاز (کگاز)	۲۱۴۷	۱۰۱۸۱/۲۵	۱۲۴۸۸/۳۰	۱۲۸۶	۶۹۸۳۰
فولاد مبارکه اصفهان (فولاد)	۲۴۷۸	۴۶۳۱/۳۰	۴۰۰۵/۷۱	۱۰۰۱	۲۳۶۴۰

نام نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
ملی صنایع مس ایران (فملی)	۲۴۶۹	۶۰۳۸/۴۰	۶۲۲۱/۵۱	۱۱۳۹	۳۷۴۱۰
فولاد خوزستان (فخوز)	۲۳۵۰	۱۲۶۰۷/۸۲	۱۱۰۷۷/۸۰	۱۸۶۷	۵۳۰۴۰
فولاد امیرکبیر کاشان (فجر)	۱۹۱۰	۱۶۱۷۵/۹۹	۱۷۹۷۱/۴۴	۱۰۰۲	۷۲۳۰۰
سرمایه‌گذاری توکا فولاد (وتوکا)	۲۴۱۰	۴۱۲۵/۱۳	۴۵۰۰/۹۰	۸۴۹	۳۲۹۶۰
فولاد خراسان (فخاس)	۲۲۳۱	۱۱۶۴۳/۳۴	۹۸۴۸/۱۳	۲۶۸۲	۵۳۵۵۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۲- نتایج الگوریتم XGBoost بدون مهندسی ویژگی برای مجموعه داده اول

در این بخش نتایج مربوط به الگوریتم XGBoost بدون مهندسی ویژگی به تفکیک نمادهای بورسی ارائه می‌شود. بدین منظور برای ۲۷ نماد مورد بررسی به تفکیک پارامترهای بهینه و نتایج ارزیابی ارائه می‌شود.

با توجه به اینکه آموزش مدل XGBoost دارای مجموعه‌ای از پارامترها می‌باشد. بدین منظور ابتدا مقادیر قابل اخذ این پارامترها در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- مقادیر پارامترهای قابل تنظیم در الگوریتم XGBoost

پارامتر قابل تنظیم	مقادیر مربوطه
max_depth	(۸، ۱۰، ۱۲، ۱۵، ۱۸)
gamma	(۰/۰۰۱، ۰/۰۰۵، ۰/۰۱، ۰/۰۲)
learning_rate	(۰/۰۰۱، ۰/۰۰۵، ۰/۰۱، ۰/۰۵)
n_estimators	(۱۰۰، ۲۰۰، ۳۰۰، ۴۰۰، ۵۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت ۸۰٪ برای آموزش و ۲۰٪ برای آزمون تقسیم شد. با توجه به اینکه در آموزش مدل XGBoost از جستجوی جامع (با کمک GridSearchCV) بر روی مقادیر پارامتر مشخص شده (جدول ۵) برای مدل XGBoost برای تعیین مقادیر بهینه استفاده شد. GridSearchCV یک کتابخانه قدرتمند پایتون برای بهینه‌سازی هایپرپارامتر است. این کتابخانه کمک می‌کند تا از طریق فراپارامترهای از پیش تعریف شده مقادیر بهینه برای مدل مشخص شود. بنابراین، در پایان، می‌توان بهترین پارامترها را از فراپارامترهای لیست شده انتخاب کرد. جدول ۶ برای هر یک از ۲۷ نماد مورد بررسی مقادیر بهینه پارامترهای قابل تنظیم در الگوریتم XGBoost به همراه شاخص‌های ارزیابی دقت برای مجموعه داده اول (۱۲ ویژگی) ارائه می‌شود.

جدول ۶- مقادیر بهینه پارامترهای قابل تنظیم در الگوریتم XGBoost و نتایج شاخص‌های ارزیابی برای نمادهای بورسی

نام نماد	max_depth	gamma	learning_rate	n_estimators	MSE	RMSE	MAE	MAPE	R^2
وبملت	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۱۰۰	۵۳۶۶۳/۷۱۸۱	۲۳۱/۶۵۴۳	۸۱/۸۵۳۴	۰/۰۲۰۱	۰/۹۹۶۵۴۲
وبصادر	۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۵	۱۰۰	۴۱۱۴/۶۳۰۳	۶۴/۱۴۵۴	۳۰/۹۴۹۷	۰/۰۲۲۹	۰/۹۹۳۵۴۹
وتجارت	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۲۹۵۱/۵۴۳۸	۵۴/۳۲۸۱	۲۹/۵۲۰۱	۰/۰۱۷۲	۰/۹۹۵۵۶۰
وپارس	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۱۰۰	۱۰۱۵۲/۰۷۶۴	۱۰۰/۷۵۷۵	۵۸/۱۸۲۳	۰/۰۲۰۵	۰/۹۹۰۱۱۷
ونوین	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۲۰۰	۸۳۵۹/۷۸۸۵	۹۱/۴۳۱۹	۵۱/۳۶۰۷	۰/۰۱۴۴	۰/۹۹۳۴۵۱
وسینا	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۲۰۰	۲۸۶۹۰/۰۳۴۸	۱۶۹/۳۸۱۳	۶۸/۸۱۸۷	۰/۰۱۹۲	۰/۹۹۶۲۱۸
وکار	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۴۷۲۹۰/۶۵۴۴	۲۱۷/۴۶۴۱	۶۱/۱۱۶۴	۰/۰۱۳۶	۰/۹۹۲۸۸۴
وبیمه	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۳۸۵۰۳/۲۰۹۴	۱۹۶/۲۲۲۳	۶۹/۳۲۹۰	۰/۰۲۴۰	۰/۹۹۰۷۱۴
وسپه	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۴۱۵۹۴/۷۰۲۴	۲۰۳/۹۴۷۸	۷۹/۸۷۱۱	۰/۰۱۷۵	۰/۹۹۷۱۸۱
ونفت	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۹۰۶۲۳/۷۶۱۹	۳۰۱/۰۳۷۸	۱۳۸/۴۴۹۳	۰/۰۲۲۴	۰/۹۹۶۷۶۲
شپنا	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۶۰۴۵۹۵/۸۸۳۳	۷۷۷/۵۵۷۶	۲۸۰/۲۹۵۲	۰/۰۲۷۶	۰/۹۹۱۴۷۶
شنفت	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۵۱۶۸۳۴/۰۶۷۲	۷۱۸/۹۱۱۷	۳۰۴/۹۷۳۱	۰/۰۱۶۱	۰/۹۹۸۵۸۷
شبهرن	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۹۸۸۵۸۹/۳۱۸۴	۹۹۴/۲۷۸۳	۴۲۳/۵۸۷۶	۰/۰۱۶۲	۰/۹۹۶۷۶۹
کرازی	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۱۲۳۹۳۱/۲۷۷۵	۳۵۲/۰۳۸۷	۱۷۸/۶۷۵۶	۰/۰۲۴۴	۰/۹۹۷۶۰۱
کسرام	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۱۷۷۰۷۲۲/۴۹۷۶	۱۳۳۰/۶۸۵۰	۴۰۶/۵۸۰۴	۰/۰۲۲۹	۰/۹۹۸۰۴۰
کسرا	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۱۰۰۴۱۱۸/۷۶۵۷	۱۰۰۲/۰۵۷۳	۵۵۷/۶۱۰۱	۰/۰۲۶۸	۰/۹۹۷۳۵۲
کساپا	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۱۵۶۴۶۴/۸۲۴۹	۳۹۵/۵۵۶۳	۱۷۳/۶۸۸۷	۰/۰۲۴۸	۰/۹۹۸۴۵۰
کپشیر	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۳۲۹۵۳۲/۷۹۲۷	۵۷۴/۰۴۹۵	۲۶۵/۷۱۱۲	۰/۰۲۴۵	۰/۹۹۸۱۴۸
کفپارس	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۴۲۱۶۲۲۳/۶۴۷۹	۲۰۵۳/۳۴۴۵	۶۳۱/۲۰۲۸	۰/۰۲۷۹	۰/۹۹۶۶۲۴
کاذر	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۸۱۳۹۵۲/۲۸۸۵	۹۰۲/۱۹۳۰	۲۴۶/۱۳۷۰	۰/۰۲۹۵	۰/۹۹۳۱۹۱
کگاز	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۵۲۱۷۱۴/۲۲۱۵	۷۲۲/۲۹۷۹	۲۷۹/۴۲۱۵	۰/۰۲۳۶	۰/۹۹۶۰۸۲
فولاد	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۵۱۵۵۳/۷۱۴۹	۲۲۷/۰۵۴۴	۱۰۵/۵۷۰۰	۰/۰۱۷۹	۰/۹۹۷۰۸۱
فملی	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۱۱۰۱۳۰/۲۳۲۲	۳۳۱/۸۵۸۸	۱۴۸/۵۰۹۵	۰/۰۱۸۱	۰/۹۹۷۷۱۹
فخوز	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۳۲۹۵۱۷/۷۱۲۲	۵۷۴/۰۳۶۳	۲۶۵/۱۲۸۰	۰/۰۱۷۰	۰/۹۹۷۲۶۴
فجر	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۷۸۷۷۱۶/۲۳۸۵	۸۸۷/۵۳۳۸	۴۱۳/۲۰۰۵	۰/۰۱۷۰	۰/۹۹۷۴۵۸
وتوکا	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۵۶۱۱۵/۰۵۶۴	۲۳۶/۸۸۶۲	۱۱۸/۳۳۳۸	۰/۰۲۴۷	۰/۹۹۷۱۳۲
فخاس	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۳۷۵۹۴۹/۶۹۲۲	۶۱۳/۱۴۷۴	۱۳۴/۴۵۳۷	۰/۰۰۸۵	۰/۹۹۶۱۲۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۳- نتایج الگوریتم XGBoost بدون مهندسی ویژگی برای مجموعه داده دوم

در این قسمت، نتایج مرتبط با الگوریتم XGBoost بدون استفاده از مهندسی ویژگی برای نمادهای بورسی به صورت جداگانه ارائه شده است. به این منظور، پارامترهای بهینه و نتایج ارزیابی برای ۲۷ نماد مورد بررسی به صورت جداگانه ارائه می‌شود. آموزش مدل XGBoost شامل مجموعه‌ای از پارامترها است. مقادیر این پارامترها در جدول ۵ آمده است. داده‌های استفاده شده در این تحقیق به نسبت ۸۰ به ۲۰ برای آموزش و آزمون تقسیم شده‌اند. جدول ۷ شامل مقادیر بهینه پارامترهای قابل تنظیم در الگوریتم XGBoost برای هر یک از ۲۷ نماد مورد بررسی به همراه شاخص‌های ارزیابی دقت برای مجموعه داده دوم (۸۷ ویژگی) است. مقایسه نتایج جداول ۶ و ۷ نشان می‌دهد که در کل، مجموعه داده دوم (۸۷ ویژگی) نسبت به مجموعه داده اول (۱۲ ویژگی) عملکرد بهتری داشته است. همچنین، نمادهای بورسی در دسته متنوع مالی نسبت به سایر دسته‌ها عملکرد بهتری داشته‌اند.

جدول ۷- مقادیر بهینه پارامترهای قابل تنظیم در الگوریتم XGBoost و نتایج شاخص‌های ارزیابی برای نمادهای بورسی

نام نماد	max_depth	gamma	learning_rate	n_estimators	MSE	RMSE	MAE	MAPE	R^2
وبملت	۱۰	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۳۸۵۰۷/۴۹۲	۱۹۶/۲۳۳۳	۶۹/۷۲۵۴	۰/۰۱۷۶	۰/۹۹۷۵۱۹
وبصادر	۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۵	۱۰۰	۳۶۶۶/۱۱۵۴	۶۰/۵۴۸۵	۲۹/۳۹۰۳	۰/۰۲۲۵	۰/۹۹۴۲۵۲
وتجارت	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۴۸۹۱/۶۲۵۷	۶۹/۹۴۰۲	۲۹/۲۷۷۱	۰/۰۱۷۶	۰/۹۹۲۶۴۱
وپارس	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۸۳۸۲/۳۴۹۷	۹۱/۵۵۵۲	۵۲/۲۳۰۲	۰/۰۱۸۹	۰/۹۹۱۸۴۰
ونوین	۱۰	۰/۰۱	۰/۰۵	۲۰۰	۹۱۱۶/۱۱۱	۹۵/۴۷۸۳	۴۹/۴۷۰۵	۰/۰۱۳۹	۰/۹۹۲۸۵۸
وسینا	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۱۰۰	۲۱۸۶۲/۴۶۶	۱۴۷/۸۵۹۶	۶۵/۵۶۴۸	۰/۰۱۹۹	۰/۹۹۷۱۱۸
وکار	۱۲	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۲۶۹۷۶/۹۶۲	۱۶۴/۲۴۶۶	۵۶/۷۲۷۹	۰/۰۱۳۷	۰/۹۹۵۹۴۱
وبیمه	۱۲	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۳۶۵۹۳/۶۰۵	۱۹۱/۲۹۴۵	۶۵/۵۴۷۸	۰/۰۲۲۵	۰/۹۹۱۱۷۵
وسپه	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۵۵۲۸۵/۴۴۴	۲۳۵/۱۲۸۶	۸۹/۴۶۳۸	۰/۰۱۹۵	۰/۹۹۶۲۵۳
ونفت	۸	۰/۰۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۶۸۸۹۴/۹۹	۲۶۲/۴۷۸۶	۱۲۵/۸۹۵	۰/۰۲۱۵	۰/۹۹۷۵۳۹
شپنا	۸	۰/۰۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۲۲۸۹۸۳/۲	۴۷۸/۵۲۱۹	۲۴۰/۱۱۵۴	۰/۰۲۲	۰/۹۹۶۷۷۲
شنفت	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۶۴۲۹۳۵/۲۷	۸۰۱/۸۳۲۴	۳۲۰/۹۶۲۲	۰/۰۱۶۲	۰/۹۹۸۲۴۳
شبهرن	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۷۰۵۰۲۳/۴۳	۸۳۹/۶۵۶۷	۳۸۱/۷۰۶۴	۰/۰۱۵۳	۰/۹۹۷۶۹۶
کرازی	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۱۰۸۲۷۵/۰۴	۳۲۹/۰۵۱۷	۱۷۱/۸۰۷۳	۰/۰۲۳۲	۰/۹۹۷۹۰۴
کسرام	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۱۳۷۶۴۲۳/۷	۱۱۷۳/۲۱۰۹	۳۹۳/۶۳۳۴	۰/۰۲۲	۰/۹۹۸۴۷۷
کسرا	۸	۰/۰۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۹۳۴۵۴۰/۱۲	۹۶۶/۷۱۶۲	۵۳۷/۳۲۹۹	۰/۰۲۵۸	۰/۹۹۷۵۳۶
کساپا	۸	۰/۰۱	۰/۰۲	۳۰۰	۱۴۹۷۶۲/۹۸	۳۸۶/۹۹۲۲	۱۶۹/۱۶۹۹	۰/۰۲۴	۰/۹۹۸۵۱۶
کپشیر	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۳۱۶۱۵۶/۸۳	۵۶۲/۲۷۸۲	۲۶۶/۴۷۲۴	۰/۰۲۴	۰/۹۹۸۲۲۳
کفپارس	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۳۵۵۹۲۰۳/۸	۱۸۸۶/۵۸۵۲	۵۹۸/۸۵۵	۰/۰۲۷۵	۰/۹۹۷۱۵۰

نام نماد	max_depth	gamma	learning_rate	n_estimators	MSE	RMSE	MAE	MAPE	R^2
کاذر	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۴۲۸۴۴۷/۸۶	۶۵۴/۵۵۹۳	۲۳۳/۵۷۳۴	۰/۰۲۷۴	۰/۹۹۶۴۱۶
کگاز	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۴۸۸۵۴۴/۹۸	۶۹۸/۹۵۹۹	۲۶۶/۹	۰/۰۲۲۳	۰/۹۹۶۳۳۱
فولاد	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۴۳۶۱۰/۵۳۱	۲۰۸/۸۳۱۳	۹۹/۲۹۴	۰/۰۱۶۵	۰/۹۹۷۵۳۰
فملی	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۱۲۲۹۵۹/۱	۳۵۰/۶۵۵۲	۱۵۱/۰۶۴۹	۰/۰۱۷۴	۰/۹۹۷۴۵۳
فخوز	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۲۵۲۴۱۶/۹۸	۵۰۲/۴۱۱۲	۲۳۵/۳۷۹۱	۰/۰۱۵۸	۰/۹۹۷۹۰۴
فجر	۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳۰۰	۶۸۲۹۶۹/۷۹	۸۲۶/۴۱۹۹	۳۷۸/۷۱۷	۰/۰۱۶۱	۰/۹۹۷۷۹۶
وتوکا	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۷۰۸۶۱/۹۲	۲۶۶/۱۹۹	۱۱۸/۱۱۰۱	۰/۰۲۳۲	۰/۹۹۶۳۷۸
فخاس	۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۴۰۰	۳۰۷۵۷۲/۷۵	۵۵۴/۵۹۲۴	۱۳۱/۵۸۸۱	۰/۰۰۹۱	۰/۹۹۶۸۲۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۴- نتایج الگوریتم XGBoost با مهندسی ویژگی توسط CBGWO برای مجموعه داده دوم

در این بخش نتایج مربوط به الگوریتم XGBoost با مهندسی ویژگی توسط CBGWO به تفکیک نمادهای بورسی ارائه می‌شود. مقادیر پارامترهای قابل تنظیم در CBGWO در جدول ۸ ارائه شده است. بدین منظور برای ۲۷ نماد مورد بررسی به تفکیک شاخص‌های بهینه انتخابی و نتایج ارزیابی ارائه می‌شود.

جدول ۸- مقادیر پارامترهای قابل تنظیم در الگوریتم CBGWO

پارامتر قابل تنظیم	مقادیر مربوطه
تعداد جمعیت اولیه	۶۰
ابعاد اعضای جمعیت	۸۷
تعداد تکرار	۱۰۰

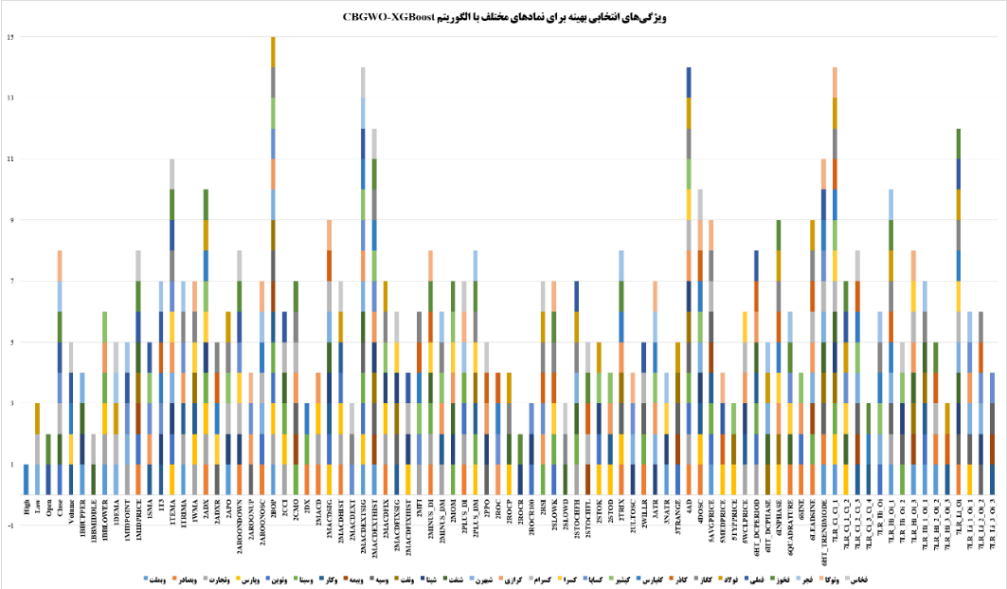
منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج شاخص‌های ارزیابی و ویژگی‌های بهینه انتخابی در الگوریتم CBGWO-XGBoost برای نمادهای بورسی به ترتیب در جدول ۹ و شکل ۳ ارائه شده است. نتایج اخذ شده نشان می‌دهد که به طور میانگین در نمادهای مختلف بورسی ۲۰/۶ ویژگی بهینه انتخاب شده است.

جدول ۹- نتایج شاخص‌های ارزیابی در الگوریتم CBGWO-XGBoost برای نمادهای بورسی

نام نماد	MSE	RMSE	MAE	MAPE	R^2
وبملت	۱۴۹۷۹/۷۳۰۸	۱۲۲/۳۹۱۷	۵۸/۳۵۴۴	۰/۰۱۸۰	۰/۹۹۹۰۳۵
وبصادر	۲۶۹۲/۶۹۸۷	۵۱/۸۹۱۲	۲۴/۹۰۳۱	۰/۰۲۰۷	۰/۹۹۵۷۷۸
وتجارت	۱۵۰۰/۸۵۱۶	۳۸/۷۴۰۸	۲۳/۵۷۴۳	۰/۰۱۵۰	۰/۹۹۷۷۴۲
وپارس	۵۴۳۲/۲۴۶۹	۷۳/۷۰۳۸	۴۳/۶۵۹۷	۰/۰۱۶۷	۰/۹۹۴۷۱۲
ونوین	۵۷۹۸/۷۷۵۵	۷۶/۱۴۹۷	۴۲/۱۰۱۴	۰/۰۱۲۱	۰/۹۹۵۴۵۷
وسینا	۱۳۲۳۴/۱۲۰۱	۱۱۵/۰۳۹۶	۵۴/۲۷۰۰	۰/۰۱۸۸	۰/۹۹۸۲۵۶
وکار	۹۳۵۱/۱۴۷۷	۹۶/۷۰۱۳	۴۷/۲۷۹۳	۰/۰۱۳۲	۰/۹۹۸۵۹۳
وبیمه	۲۰۱۹۰/۹۴۰۷	۱۴۲/۰۹۴۸	۶۳/۲۴۶۸	۰/۰۲۳۰	۰/۹۹۵۱۳۱
وسپه	۱۸۷۳۶/۶۲۲۹	۱۳۶/۸۸۱۸	۶۴/۱۰۳۰	۰/۰۱۶۵	۰/۹۹۸۷۳۰
ونفت	۳۳۸۴۰/۸۳۷۰	۱۸۳/۹۵۸۸	۹۶/۳۶۱۵	۰/۰۱۸۸	۰/۹۹۸۷۹۱
شپنا	۸۵۵۹۰/۴۳۲۱	۲۹۲/۵۵۸۴	۱۷۵/۵۴۵۱	۰/۰۱۷۷	۰/۹۹۸۷۹۳
شنفت	۲۸۳۶۷۷/۱۶۹۰	۵۳۲/۶۱۳۵	۲۴۳/۳۳۷۹	۰/۰۱۴۵	۰/۹۹۹۲۲۵
شبهرن	۳۷۹۹۳۰/۲۵۱۲	۶۱۶/۳۸۴۸	۳۱۴/۳۸۲۹	۰/۰۱۴۵	۰/۹۹۸۷۵۸
کرازی	۶۲۲۹۷/۲۶۴۱	۲۴۹/۵۹۴۲	۱۴۱/۹۶۵۷	۰/۰۲۱۵	۰/۹۹۸۷۹۴
کسرام	۴۴۸۵۷۴/۷۵۵۴	۶۶۹/۷۵۷۲	۲۸۵/۲۳۸۵	۰/۰۲۱۹	۰/۹۹۹۵۰۴
کسرا	۷۱۶۴۰۲/۲۲۸۶	۸۴۶/۴۰۵۵	۴۷۹/۰۰۱۷	۰/۰۲۴۴	۰/۹۹۸۱۱۱
کساپا	۷۶۳۵۱/۱۱۸۹	۲۷۶/۳۱۷۱	۱۳۸/۹۴۴۳	۰/۰۲۳۱	۰/۹۹۹۲۴۳
کپشیر	۲۱۶۳۵۹/۸۰۷۴	۴۶۵/۱۴۴۹	۲۳۸/۲۳۱۹	۰/۰۲۳۵	۰/۹۹۸۷۸۴
کفپارس	۱۲۰۶۰۱۱/۲۸۵۰	۱۰۹۸/۱۸۵۵	۴۲۵/۰۹۳۴	۰/۰۲۸۴	۰/۹۹۹۰۳۴
کاذر	۱۴۰۷۶۰/۶۹۱۵	۳۷۵/۱۸۰۹	۱۶۹/۷۹۰۴	۰/۰۲۵۸	۰/۹۹۸۸۲۳
کگاز	۱۲۳۴۳۲/۱۲۹۰	۳۵۱/۳۲۹۱	۱۸۸/۱۲۳۸	۰/۰۲۰۸	۰/۹۹۹۰۷۳
فولاد	۲۴۳۸۸/۰۹۰۸	۱۵۶/۱۶۶۹	۸۵/۰۲۰۸	۰/۰۱۵۸	۰/۹۹۸۶۱۹
فملی	۶۰۰۶۱/۰۵۴۸	۲۴۵/۰۷۳۶	۱۲۵/۲۷۴۹	۰/۰۱۶۷	۰/۹۹۸۷۵۶
فخوز	۱۴۷۹۷۳/۲۱۱۹	۳۸۴/۶۷۲۹	۲۰۸/۶۰۸۸	۰/۰۱۵۰	۰/۹۹۸۷۷۱
فجر	۳۸۵۷۸۷/۹۶۵۲	۶۲۱/۱۱۸۳	۲۹۱/۶۲۷۶	۰/۰۱۳۸	۰/۹۹۸۷۵۵
وتوکا	۲۷۵۰۵/۵۹۶۹	۱۶۵/۸۴۸۱	۹۶/۲۳۹۷	۰/۰۲۲۵	۰/۹۹۸۵۹۴
فخاس	۱۰۲۴۷۲/۰۷۹۰	۳۲۰/۱۱۲۶	۱۲۸/۶۱۲۴	۰/۰۰۹۷	۰/۹۹۸۹۴۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۳- نتایج ویژگی‌های بهینه انتخابی در الگوریتم CBGWO-XGBoost برای نمادهای بورسی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

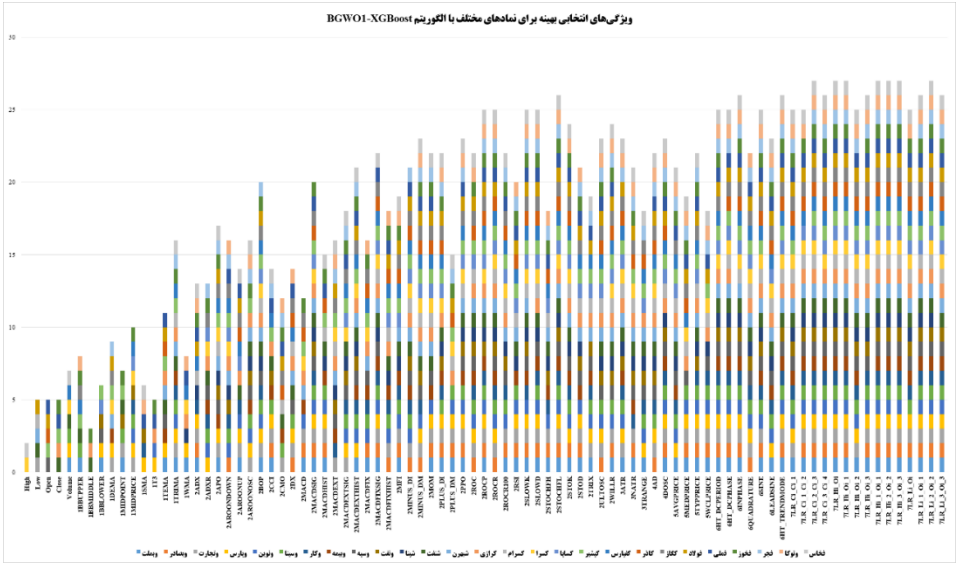
۴-۵- نتایج الگوریتم XGBoost با مهندسی ویژگی توسط BGWO1 برای مجموعه داده دوم

در این قسمت، نتایج مرتبط با الگوریتم XGBoost با استفاده از مهندسی ویژگی توسط BGWO1 برای نمادهای بورسی به صورت جداگانه ارائه شده است. مقادیر پارامترهای قابل تنظیم در BGWO1 مشابه الگوریتم CBGWO در جدول ۸ آمده است. نتایج شاخص‌های ارزیابی و ویژگی‌های بهینه انتخاب شده در الگوریتم-BGWO1 XGBoostبرای نمادهای بورسی به ترتیب در جدول ۱۰ و شکل ۴ آمده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که به طور میانگین، در نمادهای مختلف بورسی، ۶۰/۵ ویژگی بهینه انتخاب شده است.

جدول ۱۰- نتایج شاخص‌های ارزیابی در الگوریتم BGWO1-XGBoost برای نمادهای بورسی

نام نماد	MSE	RMSE	MAE	MAPE	R^2
وبملت	۱۷۹۹۱/۲۹۵۹	۱۳۴/۱۳۱۶	۶۰/۰۸۵۴	۰/۰۱۷۵	۰/۹۹۸۸۴۱
وبصادر	۳۲۲۹/۰۹۲۰	۵۶/۸۲۵۱	۲۶/۵۶۵۴	۰/۰۲۰۷	۰/۹۹۴۹۳۷
وتجارت	۲۰۵۴/۲۹۷۷	۴۵/۳۲۴۴	۲۶/۴۰۹۵	۰/۰۱۶۲	۰/۹۹۶۹۱۰
وپارس	۶۲۰۶/۸۸۵۷	۷۸/۷۸۳۸	۴۷/۲۷۸۹	۰/۰۱۷۵	۰/۹۹۳۹۵۷
ونوین	۶۹۵۹/۸۴۵۳	۸۳/۴۲۵۷	۴۶/۳۶۶۱	۰/۰۱۳۱	۰/۹۹۴۵۴۷
وسینا	۱۸۰۲۵/۸۲۷۳	۱۳۴/۲۶۰۳	۵۸/۲۷۸۸	۰/۰۱۷۹	۰/۹۹۷۶۲۴
وکار	۱۷۷۲۵/۲۴۵۰	۱۳۳/۱۳۶۲	۵۲/۷۸۸۶	۰/۰۱۳۵	۰/۹۹۷۳۳۳
وبیمه	۳۲۵۱۸/۳۵۰۷	۱۸۰/۳۲۸۵	۶۳/۲۲۰۳	۰/۰۲۲۶	۰/۹۹۲۱۵۸
وسپه	۳۲۶۷۴/۸۴۸۲	۱۸۰/۷۶۱۹	۷۱/۸۷۸۷	۰/۰۱۶۴	۰/۹۹۷۷۸۵
ونفت	۴۱۰۲۱/۵۲۹۵	۲۰۲/۵۳۷۷	۱۰۵/۸۹۹۳	۰/۰۱۹۶	۰/۹۹۸۵۳۴
شپنا	۱۱۰۷۵۲/۴۸۴۴	۳۳۲/۷۹۵۰	۱۹۵/۸۴۸۶	۰/۰۱۹۲	۰/۹۹۸۴۳۸
شنفت	۳۵۹۷۱۶/۱۱۳۱	۵۹۹/۷۶۳۴	۲۶۹/۴۱۵۴	۰/۰۱۴۹	۰/۹۹۹۰۱۷
شبهرن	۴۹۰۱۲۵/۷۰۳۷	۷۰۰/۰۸۹۸	۳۳۲/۰۵۷۶	۰/۰۱۴۱	۰/۹۹۸۳۹۸
کرازی	۸۴۷۹۱/۷۲۰۱	۲۹۱/۱۹۰۲	۱۶۱/۴۰۱۵	۰/۰۲۲۸	۰/۹۹۸۳۵۸
کسرام	۷۵۱۲۱۱/۳۸۳۸	۸۶۶/۷۲۴۵	۳۳۴/۷۰۲۵	۰/۰۲۲۹	۰/۹۹۹۱۶۹
کسرا	۸۱۴۱۲۷/۲۳۳۰	۹۰۲/۲۹۰۰	۴۹۹/۳۲۹۹	۰/۰۲۵۱	۰/۹۹۷۸۵۳
کساپا	۱۰۹۸۰۵/۷۱۰۷	۳۳۱/۳۶۹۴	۱۴۵/۳۸۲۴	۰/۰۲۳۳	۰/۹۹۸۹۱۲
کپشیر	۲۵۸۲۴۱/۹۰۸۴	۵۰۸/۱۷۵۱	۲۴۷/۱۱۴۷	۰/۰۲۲۹	۰/۹۹۸۵۴۹
کفپارس	۲۱۳۳۹۰۸/۷۸۳۰	۱۴۶۰/۷۹۰۵	۴۸۳/۶۴۲۷	۰/۰۲۵۸	۰/۹۹۸۲۹۱
کاذر	۱۹۱۰۳۰/۵۴۲۰	۴۳۷/۰۷۰۴	۱۹۱/۵۱۷۵	۰/۰۲۶۵	۰/۹۹۸۴۰۲
کگاز	۱۷۷۲۳۵/۷۰۳۱	۴۲۰/۹۹۳۷	۲۱۳/۶۶۵۵	۰/۰۲۱۹	۰/۹۹۸۶۶۹
فولاد	۳۰۸۲۵/۶۱۷۸	۱۷۵/۵۷۲۳	۹۰/۸۷۳۳	۰/۰۱۶۱	۰/۹۹۸۲۵۴
فملی	۷۴۰۹۱/۵۷۲۳	۲۷۲/۱۹۷۷	۱۳۱/۸۹۱۴	۰/۰۱۶۷	۰/۹۹۸۴۶۵
فخوز	۲۰۴۲۴۶/۱۱۶۷	۴۵۱/۹۳۶۰	۲۲۲/۲۹۳۸	۰/۰۱۵۳	۰/۹۹۸۳۰۴
فجر	۴۹۵۵۵۱/۰۹۸۴	۷۰۳/۹۵۳۹	۳۴۱/۵۶۰۱	۰/۰۱۵۳	۰/۹۹۸۴۰۱
وتوکا	۳۸۸۲۵/۷۹۰۰	۱۹۷/۰۴۲۶	۱۰۴/۲۹۴۶	۰/۰۲۲۶	۰/۹۹۸۰۱۶
فخاس	۲۰۳۷۵۶/۲۲۸۱	۴۵۱/۳۹۳۷	۱۲۹/۱۱۰۷	۰/۰۰۹۲	۰/۹۹۷۸۹۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۴- نتایج ویژگی‌های بهینه انتخابی در الگوریتم BGWO1-XGBoost برای نمادهای بورسی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۶- نتایج الگوریتم XGBoost با مهندسی ویژگی توسط BGWO2 برای مجموعه داده دوم

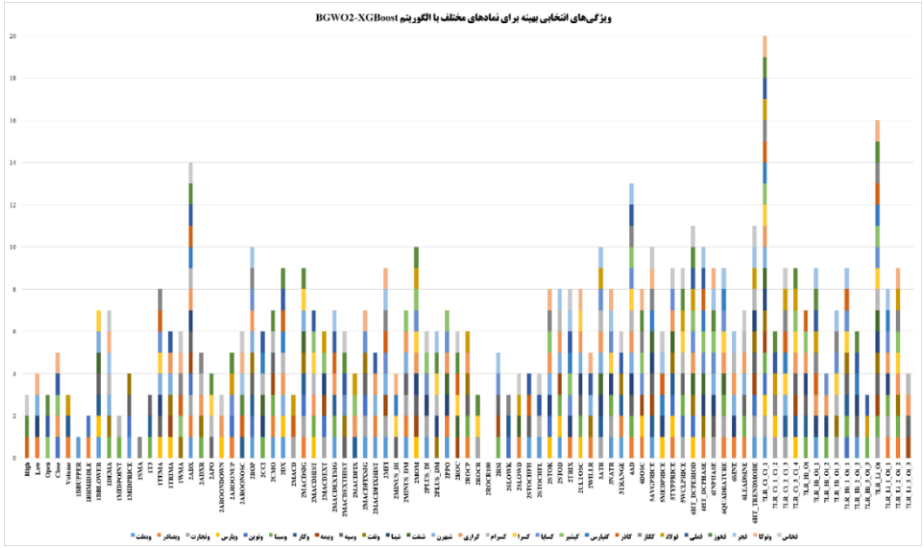
در این بخش نتایج مرتبط با الگوریتم XGBoost با استفاده از مهندسی ویژگی توسط BGWO2 برای نمادهای بورسی به صورت جداگانه ارائه شده است. مقادیر پارامترهای قابل تنظیم در BGWO2 مشابه الگوریتم CBGWO در جدول ۴-۷ آمده است. به این منظور، شاخص‌های بهینه انتخاب شده و نتایج ارزیابی برای ۲۷ نماد مورد بررسی به صورت جداگانه ارائه می‌شود.

نتایج شاخص‌های ارزیابی و پارامترهای بهینه انتخاب شده در الگوریتم BGWO2-XGBoost برای نمادهای بورسی به ترتیب در جدول ۱۱ و شکل ۵ آمده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که به طور میانگین در نمادهای مختلف بورسی ۲۱/۴ ویژگی بهینه انتخاب شده است.

جدول ۱۱- نتایج شاخص‌های ارزیابی در الگوریتم BGWO2-XGBoost برای نمادهای بورسی

نام نماد	MSE	RMSE	MAE	MAPE	R^2
وبملت	۱۵۰۹۸/۰۶۸۶	۱۲۲/۸۷۴۲	۵۸/۲۸۳۱	۰/۰۱۷۷	۰/۹۹۹۰۲۷
وبصادر	۲۸۹۳/۲۶۷۲	۵۳/۷۸۹۱	۲۵/۵۰۲۱	۰/۰۲۰۵	۰/۹۹۵۴۶۴
وتجارت	۱۶۵۴/۱۷۴۸	۴۰/۶۷۱۵	۲۴/۵۳۶۸	۰/۰۱۵۴	۰/۹۹۷۵۱۱
وپارس	۵۷۲۸/۹۸۲۶	۷۵/۶۹۰۰	۴۵/۷۰۶۸	۰/۰۱۷۱	۰/۹۹۴۴۲۳
ونوین	۶۲۷۹/۷۷۵۹	۷۹/۲۴۵۰	۴۲/۸۳۷۱	۰/۰۱۲۳	۰/۹۹۵۰۸۰
وسینا	۱۴۱۴۳/۱۱۱۸	۱۱۸/۹۲۴۸	۵۴/۰۸۰۰	۰/۰۱۷۷	۰/۹۹۸۱۳۶
وکار	۹۶۵۹/۸۵۴۲	۹۸/۲۸۴۶	۴۶/۸۷۴۶	۰/۰۱۳۱	۰/۹۹۸۵۴۷
وبیمه	۲۵۲۹۳/۷۷۱۸	۱۵۹/۰۴۰۲	۶۶/۱۳۱۳	۰/۰۲۳۲	۰/۹۹۳۹۰۰
وسپه	۲۱۰۴۹/۱۲۰۸	۱۴۵/۰۸۳۲	۶۴/۴۴۳۹	۰/۰۱۶۰	۰/۹۹۸۵۷۳
ونفت	۳۴۰۳۱/۲۶۳۱	۱۸۴/۴۷۵۶	۹۸/۸۹۵۹	۰/۰۱۹۲	۰/۹۹۸۷۸۴
شپنا	۸۶۴۲۵/۳۵۵۰	۲۹۳/۹۸۱۹	۱۷۹/۱۲۰۲	۰/۰۱۸۰	۰/۹۹۸۷۸۱
شنفت	۲۹۲۱۲۷/۱۶۶۰	۵۴۰/۴۸۷۹	۲۵۷/۳۶۷۰	۰/۰۱۵۵	۰/۹۹۹۲۰۱
شبهرن	۴۰۶۰۴۲/۹۶۵۸	۶۳۷/۲۱۵۰	۳۲۳/۷۸۲۷	۰/۰۱۴۷	۰/۹۹۸۶۷۳
کرازی	۷۱۲۹۰/۶۲۳۶	۲۶۷/۰۰۳۰	۱۴۷/۷۹۸۰	۰/۰۲۱۸	۰/۹۹۸۶۲۰
کسرام	۵۳۸۹۲۶/۰۰۷۱	۷۳۴/۱۱۵۸	۲۹۱/۱۵۲۲	۰/۰۲۱۸	۰/۹۹۹۴۰۴
کسرا	۷۴۵۵۳۷/۸۷۴۱	۸۶۳/۴۴۵۴	۴۸۳/۸۰۱۲	۰/۰۲۴۸	۰/۹۹۸۰۳۴
کساپا	۸۶۹۱۸/۱۷۵۰	۲۹۴/۸۱۸۹	۱۳۹/۶۳۰۳	۰/۰۲۲۸	۰/۹۹۹۱۳۹
کپشیر	۲۲۸۶۰۹/۳۱۸۱	۴۷۸/۱۳۱۱	۲۳۶/۸۵۷۳	۰/۰۲۳۰	۰/۹۹۸۷۱۵
کفپارس	۱۷۲۴۱۵۶/۹۲۸۱	۱۳۱۳/۰۷۱۶	۴۳۲/۲۷۸۳	۰/۰۲۵۵	۰/۹۹۸۶۲۰
کاذر	۱۵۳۶۴۷/۲۸۱۸	۳۹۱/۹۷۸۷	۱۷۶/۳۵۹۴	۰/۰۲۶۵	۰/۹۹۸۷۱۵
کگاز	۱۲۵۲۰۳/۰۹۳۲	۳۵۳/۸۴۰۵	۱۸۸/۳۹۷۳	۰/۰۲۱۰	۰/۹۹۹۰۶۰
فولاد	۲۵۹۵۳/۹۲۳۷	۱۶۱/۱۰۲۲	۸۶/۱۶۵۶	۰/۰۱۵۶	۰/۹۹۸۵۳۰
فملی	۶۳۳۸۶/۹۴۰۰	۲۵۱/۷۶۷۶	۱۲۴/۳۳۸۰	۰/۰۱۶۶	۰/۹۹۸۶۸۷
فخوز	۱۶۰۲۴۴/۲۸۶۲	۴۰۰/۳۰۵۲	۲۱۶/۸۲۳۰	۰/۰۱۵۵	۰/۹۹۸۶۶۹
فجر	۳۹۷۸۲۵/۸۳۶۱	۶۳۰/۷۳۴۴	۳۰۷/۹۹۴۹	۰/۰۱۵۰	۰/۹۹۸۷۱۶
وتوکا	۲۸۲۳۹/۱۶۸۵	۱۶۸/۰۴۵۱	۹۴/۳۳۳۹	۰/۰۲۲۲	۰/۹۹۸۵۵۷
فخاس	۱۵۷۴۲۰/۴۸۷۷	۳۹۶/۷۶۲۵	۱۱۸/۵۹۶۴	۰/۰۰۸۶	۰/۹۹۸۳۷۶

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۵- نتایج ویژگی‌های بهینه انتخابی در الگوریتم BGWO2-XGBoost برای نمادهای بورسی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری

وظایف یادگیری ماشین به شدت به کیفیت ویژگی‌های ورودی وابسته است. هنگام پیش‌بینی بازارهای سهام، عملکرد مدل نقش مهمی در سرمایه‌گذاری و استراتژی‌های معاملاتی سودآورتر بازی می‌کند. سری‌های زمانی مالی پر نویز هستند، در حالی که اطلاعات موجود در مجموعه برای ثبت روندهای آینده بسیار مهم است (دژکام و منظوری، ۲۰۲۳: ۱). تا آنجا که ما می‌دانیم، هیچ تحقیقی برای اعمال انواع مختلف بهینه ساز گرگ خاکستری باینری در پیش‌بینی قیمت پایانی بعدی انجام نشده است.

این مطالعه یک سیستم پیش‌بینی قیمت سهام را با استفاده از الگوریتم BGWO-XGBoost با یک فرآیند مهندسی ویژگی ۳ مرحله‌ای پیشرفته پیشنهاد می‌کند. این مطالعه نشان می‌دهد که عملکرد موفقیت‌آمیز در پیش‌بینی قیمت سهام عمدتاً از فرآیند مهندسی ویژگی پیشنهادی است که از بسط مجموعه ویژگی‌ها، آماده‌سازی داده‌ها و انتخاب مجموعه ویژگی بهینه تشکیل شده است. به ویژه، مهم‌ترین افزایش دقت ناشی از گسترش ویژگی با افزودن ۸۲ شاخص فنی به داده‌های اولیه قیمت سهام تاریخی است. به طور کلی مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۲ عملکرد بهتری از مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۱ بدون فرآیند مهندسی ویژگی داشته است. همچنین با اعمال فرآیند مهندسی ویژگی در مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۲ الگوریتم‌ها به ترتیب CBGWO، BGWO2 و BGWO1 بهترین عملکرد را در نمادهای مختلف کسب نمودند. بنابراین، یافته‌های این تحقیق شواهد تجربی خوبی از پدیده مزیت ابعاد (کاینن، ۱۹۹۷) از طریق بسط مجموعه ویژگی‌ها ارائه می‌کند. یکی دیگر از دستاوردهای

این مطالعه، تولید یک مجموعه ویژگی بهینه برای رهایی از نفرین ابعاد است. مجموعه ویژگی‌های بهینه داده‌های مربوط به نمادهای مختلف بورسی مورد بررسی در این مطالعه به طور میانگین تنها دارای ۲۱ ویژگی است که به طور قابل ملاحظه‌ای کمتر از ۸۷ ویژگی مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۲ است، در حالی که دقت پیش‌بینی مورد نظر بهبود یافته است. به طور کلی، مجموعه‌ای از ویژگی‌های بهینه نسبت به مجموعه ویژگی‌های توسعه یافته ۲ مطلوب‌تر است، زیرا مدل با تعداد ویژگی‌های کمتر می‌تواند با هزینه محاسباتی کمتر، بیش برازش کمتر و قابلیت تفسیر آسان‌تر، عملکرد بهتری داشته باشد. به طور تجربی از طریق این مطالعه ثابت شد که عملکرد موفقیت آمیز پیش‌بینی قیمت سهام به یک روش پیش‌بینی انحصاری بستگی ندارد. در عوض، نشان داده شده است که یک عملکرد پیش‌بینی خوب تا حد زیادی به فرآیندهای مهندسی ویژگی بستگی دارد، که عمداً با یک الگوریتم یادگیری پایه ترکیب می‌شود، که می‌تواند تعادل و هماهنگی خوبی بین افزایش ابعاد و کاهش ابعاد ایجاد کند.

فهرست منابع

ابراهیمی، مهرزاد (۱۳۹۸). بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام ایران با استفاده از الگوریتم‌های داده کاوی. فصلنامه اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران مرکزی، ۱۳(۴۹)، ۲۸۳-۳۰۹.

باباجانی، جعفر؛ تقوا، محمدرضا؛ بولو، قاسم و عبدالهی، محسن (۱۳۹۸). پیش‌بینی قیمت سهام در بورس تهران با استفاده از شبکه عصبی بازگشتی بهینه شده با الگوریتم کلونی زنبور عسل مصنوعی. راهبرد مدیریت مالی، ۷(۲)، ۱۹۵-۲۲۸.

باقری مزرعه، نسرین؛ دانشور، امیر و معدنچی زاج، مهدی. (۱۴۰۱). توسعه یک رویکرد جدید یادگیری جمعی برای انتخاب پورتفوی سهام با استفاده از ماشین بردار پشتیبان چند کلاسه و الگوریتم ژنتیک، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۳(۵۰)، ۲۸۲-۳۰۵.

حسینی، سیدعلی؛ پورزمانی، زهرا و جهانشاد، آزیتا (۱۳۹۹). ارائه مدلی برای انتخاب سبد بهینه سهام با استفاده از الگوریتم هوش جمعی سالپ و شبکه‌های عصبی پرسپترون چندلایه، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۴۴(۱۱)، ۴۷۹-۵۰۳.

حیدری، مهدی؛ امیری، حمیدرضا (۱۴۰۱). بررسی قدرت مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی در پیش‌بینی روند قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، ۲۴، ۶۰۲-۶۲۳.

دولو، مریم و حیدری، تکتم (۲۰۱۷). پیش‌بینی شاخص سهام با استفاده از ترکیب شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های فرا ابتکاری جستجوی هارمونی و الگوریتم ژنتیک، *فصلنامه اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران مرکزی*، ۱۱(۴۰)، ۲۴-۱.

روحانی، مریم؛ هوشمند، محمود؛ احمدی شامهری، محمدطاهر (۱۴۰۲). تحلیل آثار شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام در اقتصاد ایران؛ کاربردی ترکیبی از روش میانگین‌گیری بیزین و رهیافت خودرگرسیون

برداری تعمیم یافته با پارامترهای متغیر در طول زمان، فصلنامه اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران مرکزی، ۶۶(۱۸)، ۵۱-۶۸

عابدینی، سحر؛ ابونوری، اسمعیل و کشاورز حداد، غلامرضا (۱۴۰۲). بهینه‌سازی سبد سهام صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از گارچ متعامد، فصلنامه اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران مرکزی، ۶۶(۱۸)، ۱-۲۶.

فلاح مقدم، رضا و بابایی کفاکی، سامان (۱۴۰۲). بررسی تاثیر ارزش معاملات خرد سهام بر شاخص کل بورس ایران، فصلنامه اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران مرکزی، ۶۶(۱۸)، ۴۰۹-۴۳۴.

نادم، مسعود؛ کامیابی، یحیی و ملکیان، اسفندیار (۱۴۰۳). بررسی مقایسه‌ای مدل یادگیری عمیق با طبقه‌بندی دوتایی و چندتایی جهت پیش‌بینی روند بازار سهام از طریق تشخیص الگوهای فراکتال مبتنی بر تئوری امواج الیوت، فصلنامه اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران مرکزی، ۱(۶۶)، ۱۲۵.

Albahli, S., Nazir, T., Mehmood, A., Irtaza, A., Alkhalifah, A., & Albattah, W. (2022). AEI-DNET: a novel densenet model with an autoencoder for the stock market predictions using stock technical indicators. Electronics, 11(4), 611.

Basak, S., Kar, S., Saha, S., Khaidem, L., & Dey, S. R. (2019). Predicting the direction of stock market prices using tree-based classifiers. The North American Journal of Economics and Finance, 47, 552-567.

Chaudhari, K., & Thakkar, A. (2023). Neural network systems with an integrated coefficient of variation-based feature selection for stock price and trend prediction. Expert Systems with Applications, 219, 119527.

Chen, W., Zhang, H., Mehlawat, M. K., & Jia, L. (2021). Mean–variance portfolio optimization using machine learning-based stock price prediction. Applied Soft Computing, 100, 106943.

Chung, H., & Shin, K. S. (2018). Genetic algorithm-optimized long short-term memory network for stock market prediction. Sustainability, 10(10), 3765.

Chung, H., & Shin, K. S. (2020). Genetic algorithm-optimized multi-channel convolutional neural network for stock market prediction. Neural Computing and Applications, 32, 7897-7914.

Devan, P., & Khare, N. (2020). An efficient XGBoost–DNN-based classification model for network intrusion detection system. Neural Computing and Applications, 32, 12499-12514.

Dezhkam, A., & Manzuri, M. T. (2023). Forecasting stock market for an efficient portfolio by combining XGBoost and Hilbert–Huangtransform. Engineering Applications of Artificial Intelligence, 118, 105626.

Emary, E., Zawbaa, H. M., & Hassanien, A. E. (2016). Binary grey wolf optimization approaches for feature selection. Neurocomputing, 172, 371-381.

Huang, Q., Xia, T., Sun, H., Yamada, M., & Chang, Y. (2020). Unsupervised nonlinear feature selection from high-dimensional signed networks. In Proceedings of the AAAI Conference on Artificial Intelligence, 34(4), 4182-4189.

Jiang, Z., Ji, R., & Chang, K. C. (2020). A machine learning integrated portfolio rebalance framework with risk-aversion adjustment. Journal of Risk and Financial Management, 13(7), 155.

Kainen, P. C. (1997). Utilizing geometric anomalies of high dimension: When complexity makes computation easier.

Kumar, M., & Thenmozhi, M. (2014). Forecasting stock index returns using ARIMA-SVM, ARIMA-ANN, and ARIMA-random forest hybrid models. International Journal of Banking, Accounting and Finance, 5(3), 284-308.

Kumbure, M. M., Lohrmann, C., Luukka, P., & Porras, J. (2022). Machine learning techniques and data for stock market forecasting: A literature review. Expert Systems with Applications, 197, 116659.

Li, B., Sun, Y., Aw, G., & Teo, K. L. (2019). Uncertain portfolio optimization problem under a minimax risk measure. Applied Mathematical Modelling, 76, 274-281.

Li, J., Cheng, K., Wang, S., Morstatter, F., Trevino, R. P., Tang, J., & Liu, H. (2018). Feature selection: A data perspective. ACM computing surveys (CSUR), 50(6), 1-45.

Luo, S., Zhang, S., & Cong, H. (2021, June). Research on consumer purchasing prediction based on xgboost algorithm. In 2021 IEEE International Conference on Artificial Intelligence and Computer Applications (ICAICA) (pp. 1173-1176). IEEE.

Ma, Y., Han, R., & Wang, W. (2020). Prediction-based portfolio optimization models using deep neural networks. IEEE Access, 8, 115393-115405.

Miao, J., & Niu, L. (2016). A survey on feature selection. *Procedia computer science*, 91, 919-926.

Mirjalili, S., Mirjalili, S. M., & Lewis, A. (2014). Grey wolf optimizer. Advances in engineering software, 69, 46-61.

Nabipour, M., Nayyeri, P., Jabani, H., Mosavi, A., & Salwana, E. (2020). Deep learning for stock market prediction. Entropy, 22(8), 840.

Naik, M. J., & Albuquerque, A. L. (2022). Hybrid optimization search-based ensemble model for portfolio optimization and return prediction in business investment. Progress in Artificial Intelligence, 11(4), 315-331.

Obthong, M., Tantisantiwong, N., Jeamwatthanachai, W., & Wills, G. (2020). A survey on machine learning for stock price prediction: Algorithms and techniques.

Park, H. J., Kim, Y., & Kim, H. Y. (2022). Stock market forecasting using a multi-task approach integrating long short-term memory and the random forest framework. Applied Soft Computing, 114, 108106.

Qiu, M., & Song, Y. (2016). Predicting the direction of stock market index movement using an optimized artificial neural network model. PloS one, 11(5), e0155133.

Ramamohan, V., Goyal, N., Parth, P., Mahlawat, S., & Prabhakar, U. (2020). A framework for utilizing stock trend prediction outputs in stock selection and portfolio optimization. Available at SSRN 3673874.

Ramírez-Gallego, S., Lastra, I., Martínez-Rego, D., Bolón-Canedo, V., Benítez, J. M., Herrera, F., & Alonso-Betanzos, A. (2017). Fast-mRMR: Fast minimum redundancy maximum relevance algorithm for high-dimensional big data. International Journal of Intelligent Systems, 32(2), 134-152.

Saetia, K., & Yokrattanasak, J. (2023). Stock Movement Prediction Using Machine Learning Based on Technical Indicators and Google Trend Searches in Thailand. International Journal of Financial Studies, 11(1), 5.

Sharma, M., & Shekhawat, H. S. (2022). Portfolio optimization and return prediction by integrating modified deep belief network and recurrent neural network. Knowledge-Based Systems, 250, 109024.

Sonkavde, G., Dharrao, D. S., Bongale, A. M., Deokate, S. T., Doreswamy, D., & Bhat, S. K. (2023). Forecasting Stock Market Prices Using Machine Learning and Deep Learning Models: A Systematic Review, Performance Analysis and Discussion of Implications. International Journal of Financial Studies, 11(3), 94.

Srijiranon, K., Lertratanakham, Y., & Tanantong, T. (2022). A hybrid Framework Using PCA, EMD and LSTM methods for stock market price prediction with sentiment analysis. Applied Sciences, 12(21), 10823.

Thakkar, A., & Chaudhari, K. (2021-a). A comprehensive survey on portfolio optimization, stock price and trend prediction using particle swarm optimization. Archives of Computational Methods in Engineering, 28(4), 2133-2164.

Thakkar, A., & Chaudhari, K. (2021-b). A comprehensive survey on deep neural networks for stock market: the need, challenges, and future directions. Expert Systems with Applications, 177, 114800.

Thakkar, A., & Chaudhari, K. (2021-c). Fusion in stock market prediction: a decade survey on the necessity, recent developments, and potential future directions. Information Fusion, 65, 95-107.

Too, J., & Abdullah, A. R. (2021). Opposition based competitive grey wolf optimizer for EMG feature selection. Evolutionary Intelligence, 14(4), 1691-1705.

Toochaei, M. R., & Moeini, F. (2023). Evaluating the performance of ensemble classifiers in stock returns prediction using effective features. Expert Systems with Applications, 213, 119186.

Vachhani, H., Obiadat, M. S., Thakkar, A., Shah, V., Sojitra, R., Bhatia, J., & Tanwar, S. (2020). Machine learning based stock market analysis: A short survey. In Innovative Data Communication Technologies and Application: ICIDCA 2019 (pp. 12-26). Springer International Publishing.

VO, N. N., He, X., Liu, S., & Xu, G. (2019). Deep learning for decision making and the optimization of socially responsible investments and portfolio. Decision Support Systems, 124, 113097.

Wang, Q., Xu, W., & Zheng, H. (2018). Combining the wisdom of crowds and technical analysis for financial market prediction using deep random subspace ensembles. Neurocomputing, 299, 51-61.

Xu, Y., Chhim, L., Zheng, B., & Nojima, Y. (2020). Stacked deep learning structure with bidirectional long-short term memory for stock market prediction. In Neural Computing for Advanced Applications: First International Conference, NCAA 2020, Shenzhen, China, July 3–5, 2020, Proceedings 1 (pp. 447-460). Springer Singapore.

Yu, L., & Liu, H. (2003). Feature selection for high-dimensional data: A fast correlation-based filter solution. In Proceedings of the 20th international conference on machine learning (ICML-03) (pp. 856-863).

Yun, K. K., Yoon, S. W., & Won, D. (2021). Prediction of stock price direction using a hybrid GA-XGBoost algorithm with a three-stage feature engineering process. Expert Systems with Applications, 186, 115716.

Zhang, C., Liang, S., Lyu, F., & Fang, L. (2020). Stock-index tracking optimization using auto-encoders. Frontiers in Physics, 8, 388.

Zhao, Y., & Yang, G. (2023). Deep Learning-based Integrated Framework for stock price movement prediction. Applied Soft Computing, 133, 109921.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Stock Price Prediction with Combination of XGBoost and Binary Gray Wolf Optimizer

Hadi Ismaili[1]
Shahab Jahangiri[2]
Ali Rezazadeh[3]

Received: 25/ March /2025 Accepted: 31/ May /2025

Abstract

Aim: Quantitative investing powered by machine learning has opened up new opportunities to generate more insights from financial data, leading to the development of ideas to enhance the performance of investments in stock markets.

Method: In this research, the proposed model called CBGWO-XGBoost is utilized to predict the closing price of the future stock under study. The proposed model combines CBGWO as the feature engineering part and XGBoost as the final price predictor. This model was trained with the stock prices of Tehran Stock Exchange companies in the form of two sets of developed features, and then the model was used to predict the future closing price of stocks. After training and forecasting, the actual and predicted stock values are compared.

Findings: In general, the developed feature set 2 performed better than the developed feature set 1 without the feature engineering process. Also, by applying the feature engineering process in the developed feature set 2, the algorithms CBGWO, BGWO2 and BGWO1 obtained the best performance, respectively.

Conclusion: This study showed that the successful performance of stock price forecasting does not depend on an exclusive forecasting method. Instead, it has been shown that a good prediction performance depends largely on feature engineering processes, deliberately combined with a training algorithm, which can strike a good balance between dimensionality increase and dimensionality reduction.

Keywords: Stock Price Prediction, XGBoost, Binary Gray Wolf Optimizer
JEL: C61, C63, G13, G17

[1] Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.
[2] Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding author) kh.jahangiri@urmia.ac.ir
[3] Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. a.rezazadeh@urmia.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۵۳ تا ۷٦

تحلیل عوامل رفتاری و روانی بر ناهنجاری‌های بازار سهام و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران

مهرداد نعمتی ✉[۱]
سامان رحمانی نوروزآباد[۲]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۰

چکیده

مالی رفتاری به مطالعه متغیرهای روانشناختی که می‌تواند بر تصمیم‌گیری مالی تأثیر بگذارد کمک می‌کند. بنابراین، قبل از هر تصمیم سرمایه‌گذاری برای به حداکثر رساندن ثروت، بهتر است که ویژگی‌های بازارهای اوراق بهادار را با استفاده از ترکیبی از روانشناسی و مالی درک کرد. هدف پژوهش حاضر شناسایی تاثیر عوامل رفتاری و روانی بر ناهنجاری‌های بازار سهام و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این پژوهش میدانی، به منظور جمع‌آوری داده‌ها از پرسشنامه‌ی استاندارد استفاده شده است. جامعه‌ی آماری این پژوهش سرمایه‌گذاران حقیقی در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد و از این جامعه‌ی آماری، ۳۰۲ نفر از سرمایه‌گذاران به طور تصادفی ساده در دسترس و با استفاده از فرمول کوکران انتخاب و مورد بررسی قرار گرفتند. به منظور بررسی روابط بین متغیرهای پژوهش از تکنیک مدل‌یابی معادلات ساختاری و نرم‌افزار LISREL استفاده گردیده است. نتایج شاخص‌های خوبی برازش مانند RMSEA، GFI و AGFI نشان دهنده‌ی برازش خوب مدل و قابل استفاده بودن نتایج می‌باشد. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد، تعصب گله‌ای، اثر تمایل، سواد مالی و تمایل به ریسک بر ناهنجاری‌های بنیادی و ناهنجاری‌های تکنیکال مثبت و معنادار است. همچنین ناهنجاری‌های بنیادی و ناهنجاری‌های تکنیکال تاثیر مثبت و معناداری بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران دارد. بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌ها، مشخص شد سوگیری‌های رفتاری و ناهنجاری‌های بازار ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند. یافته‌های نقش واسطه‌ای ناهنجاری‌های بازار را در ارتباط با تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأیید کرد. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های خود غیرمنطقی عمل می‌کنند که به احتمال زیاد باعث ناهنجاری در بازار می‌شود.

واژه‌های کلیدی: تصمیم‌های سرمایه‌گذاران، عوامل رفتاری و روانی، ناهنجاری‌های بازار سهام.

طبقه بندی JEL: G41, G40

۱ گروه مدیریت،دانشکده مدیریت، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران.(نویسنده مسئول): nemati@ilam.ac.ir
۲ گروه مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.saman.rahmani7@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

دو دلیل اساسی وجود دارد که چرا سرمایه‌گذاران رفتار غیرمنطقی یا رفتار «شبه منطقی» از خود نشان می‌دهند. دلیل اول از این واقعیت ناشی می‌شود که سرمایه‌گذاران انسان هستند و به این ترتیب، در هنگام انتخاب سرمایه‌گذاری، طیف وسیعی از احساسات و عواطف را پشت سر می‌گذارند. دوم، انتخاب‌های سرمایه‌گذاری آنها تحت تأثیر عوامل بیرونی، از جمله گزارش‌های رسانه‌ای و فعالیت‌های تحقیقاتی است (ژانگ و هوانگ[۱]، ۲۰۲۴). در شرایط مختلف، سرمایه‌گذاران به دلیل موقعیت‌ها، احساسات، عواطف و ادراکات مختلف رفتارهای غیرمنطقی از خود نشان می‌دهند. آن‌ها ممکن است قضاوت‌های اشتباهی را در سرمایه‌گذاری‌های خود لحاظ کنند و آن‌ها را به‌عنوان انتخاب‌های منطقی کامل در بازار سهام درک کنند. برخی از احساسات و عواطف سرمایه‌گذاران ناشی از تأثیر تمایل یا دلایل روانی دیگر است و به نوبه خود، عوامل روانی می‌توانند به طور قابل توجهی بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارند (احمد و همکاران[۲]، ۲۰۱۷). علاوه بر این، اکثر سرمایه‌گذاران از انواع ابزارها، تکنیک‌ها و مدل‌ها مانند CAPM، تکنیک‌های بودجه‌ریزی سرمایه، آربیتراژ و غیره برای پردازش اطلاعات موجود و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند، در حالی که این مدل‌ها احساسات سرمایه‌گذاران را نادیده می‌گیرند (ابیدین و همکاران، ۲۰۲۳). با این حال، مطالعات متعدد (عادیل، سینگ، و انصاری[۳]، ۲۰۲۱؛ احمد[۴]، ۲۰۲۱؛ اوزن و ارسوی[۵]، ۲۰۱۹) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران غیرمنطقی رفتار می‌کنند و بازارها ناکارآمد هستند (احمد و شاه[۶]، ۲۰۲۰؛ بشیر و همکاران[۷]، ۲۰۲۱؛ شاه، احمد، و محمود[۸]، ۲۰۱۸). در بازارهای مالی، بسیاری از سرمایه‌گذاران از دانش و مهارت کافی برخوردار نیستند و هنگام تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری، از شهود و احساسات ذهنی خود استفاده می‌کنند (آنتونی و جوزف[۹]، ۲۰۱۷). به دلیل نگرش‌های فردی و سوگیری‌های رفتاری، سرمایه‌گذاران مرتکب اشتباه می‌شوند، تهاجمی معامله می‌کنند، سهام را بدون ارزیابی ارزش ذاتی آن‌ها خریداری می‌کنند، در سهامی که همتایانشان می‌خرند سرمایه‌گذاری می‌کنند، بازارهای مالی را بر اساس سوابق قبلی انتخاب می‌کنند و سرمایه‌های زیان‌ده را نگه می‌دارند در حالی که سرمایه‌های سودآور را می‌فروشند (فتیه و همکاران[۱۰]، ۲۰۲۴). از آنجایی که بازار مالی متشکل از سرمایه‌گذاران است، رفتار کل سرمایه‌گذاران در بازار نشان دهنده رفتار کل بازار مالی است. اگر تعداد زیادی از سرمایه‌گذاران در بازار در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری خود سوگیری داشته باشند، ممکن است ناهنجاری‌های خاصی در بازار رخ دهد. ناهنجاری‌های بازار سهام معمولاً با انواع خاصی از اوراق بهادار مالی مرتبط هستند و باعث می‌شوند که اوراق بهادار بیش از حد یا ضعیف عمل کنند (گیلس و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۴؛

1. Zhang & Huang
2. Ahmad et al
3. Adil, Singh & Ansari
4. Ahmad
5. Ozen & Ersoy
6. Ahmad & Shah
7. Bashir et al
8. Shah, Ahmad, & Mahmood
9. Antony & Joseph
10. Fateye et al
11. Giles et al

تالر[1]، ۲۰۰۵). این ناهنجاری‌ها وقایعی را توضیح می‌دهند (به عنوان مثال، تغییرات قیمت سهام خاص) که با فرضیه بازار کارآمد قابل توضیح نیستند. وقوع ناهنجاری‌های بازار سهام به نوبه خود می‌تواند بر رفتار سرمایه‌گذاران و عملکرد کلی بازار سهام تأثیر بگذارد (بریلی و همکاران[2]، ۲۰۱۲). علاوه بر این؛ عوامل شناختی و عاطفی بر درک ریسک سرمایه‌گذار در هنگام انتخاب سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند. آنها از این عوامل در فرآیند قضاوت خود برای ابزارهای سرمایه‌گذاری مختلف، مانند اعتماد به نفس بیش از حد، بیزاری از ضرر، رفتار گله‌ای، و اثر تمایلی استفاده می‌کنند (محمود و همکاران[3]، ۲۰۲۴). بر اساس نظریه‌های مالی سنتی، سرمایه‌گذاران تصمیمات منطقی می‌گیرند و در تلاش‌اند تا بازده مورد انتظار خود را حداکثر کنند. همچنین، بر اساس فرض عقلایی بودن، بازارهای سرمایه کارا هستند یعنی تمامی اطلاعات در دسترس همه سرمایه‌گذاران قرار دارند و بلافاصله در قیمت اوراق منعکس می‌شوند. از این‌رو کسی نمی‌تواند سود غیرعادی به دست آورد چراکه اطلاعات به طور هم زمان در اختیار همه سرمایه‌گذاران است؛ بنابراین سرمایه‌گذاران فقط باید قادر به کسب بازده منصفانه بر اساس ریسک‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری‌شان باشند (نایب محسنی و همکاران، ۱۴۰۰). از سوی دیگر، تئوری مالی مدرن رویدادهای "غیر معمول" را توضیح می‌دهد که اصول فرضیه بازار کارآمد را به چالش می‌کشد و در نتیجه کارایی تحلیل‌های بنیادی و تکنیکال بازار را به چالش می‌کشد (ستار و همکاران[4]، ۲۰۲۰). اگرچه مطالعات متعددی (از جمله: هاشمی و همکاران، ۱۴۰۲؛ نایب‌محسنی و همکاران، ۱۴۰۰؛ کانمن و تورسکی، ۲۰۱۳؛ دوراند و همکاران، ۲۰۱۹؛ احمد و شاه، ۲۰۲۰؛ بشیر و همکاران، ۲۰۲۱؛ شن و همکاران، ۲۰۲۳؛ فتیه و همکاران، ۲۰۲۴) برای ارزیابی تأثیر سوگیری‌های رفتاری و شناختی بر تصمیم سرمایه‌گذاران انجام شده است. با این حال، اکثر آنها در زمینه اقتصادهای توسعه یافته انجام شده‌اند و ادبیات بسیار کمی در مورد اقتصادهای نوظهور وجود دارد. دلیل اساسی این پدیده می‌تواند این باشد که مالی رفتاری نسبتاً جدید است و به دلیل ماهیت نوظهور کشورهای در حال توسعه، توجه بسیار کمی به این حوزه تحقیقاتی شده است. با این وجود، همه این مطالعات تأثیر سوگیری‌های رفتاری و شناختی را بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران بررسی کرده‌اند و ناهنجاری‌های بازار سهام را نادیده گرفته‌اند. به عبارتی، ادبیات موجود خالی از پژوهش‌های اساسی است که تأثیر سوگیری‌های رفتاری و شناختی را بر ناهنجاری‌های بازار سهام تصمیم‌های سرمایه‌گذاران را ارزیابی کنند که یکی از شکاف‌های اصلی پژوهش‌های گذشته را پر می‌کند و به عبارتی این مورد می‌تواند نوآوری پژوهش حاضر باشد. بنابرین پژوهش حاضر درصدد پاسخ به این سوال اصلی است که تا چه اندازه عوامل رفتاری و روانی بر ناهنجاری‌های بازار سهام و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران موثر می‌باشد؟

[1]. Thaler
[2]. Brealey et al
[3]. Mahmood et al
[4]. Sattar et al

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- پیشینه نظری

بازار سرمایه از زیرساخت‌های مهم نظام اقتصادی کنونی در تجهیز منابع و تخصیص بهینه آن از طریق تأمین مالی واحدهای فعال در اقتصاد به شمار می‌رود. این کارکرد به جلب مشارکت مردمی در توسعه ملی، گسترش مبانی مالکیت مردمی، جلوگیری از فرار سرمایه و گسترش اقتصاد غیررسمی، جذب سرمایه‌های خارجی، کاستن از فشار کسری بودجه دولت، کاهش فشار بر سیستم پولی و کمک به رشد اقتصادی می‌انجامد (بحرالعلوم، مبرهن و فاضلی، ۱۳۹۹).

بسیاری از ناهنجاری‌ها در بازار مالی نمی‌توانند ناکارآمدی و غیرمنطقی بودن بازار را توضیح دهند. مطالعات و تحقیقات گسترده‌ای توسط روانشناسان رفتاری و نظریه‌پردازان مالی برای رفع این غیرمنطقی انجام شده است. اشکال مکرر غیرمنطقی، ناسازگاری و بی کفایتی در تصمیم‌گیری افراد در مواجهه با عدم قطعیت در این مطالعات یافت می‌شود (حسین و صدیقه، ۲۰۲۲). مالی رفتاری بر اهمیت عوامل عاطفی و روانی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری تاکید دارد. این رویکرد مدرن برای تامین مالی به بررسی «چه»، «چرا» و «چگونه» تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مالی از دیدگاه انسانی می‌پردازد و اصول فرضیه بازار کارآمد را به چالش می‌کشد (فتیه و همکاران[1]، ۲۰۲۴). بسیاری از نظریه‌های اساسی در امور مالی رفتاری، سوگیری‌های رفتاری را با تصمیمات سرمایه‌گذاری مرتبط می‌کنند. از جمله، نظریه چشم‌انداز ارائه شده توسط کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) نظریه مطلوبیت مورد انتظار سنتی را به چالش می‌کشد و نشان می‌دهد که چگونه افراد برای ضررها بیشتر از سود ارزش قائل هستند. در درون امور مالی رفتاری، دوگانگی تصمیم‌گیری غیرمنطقی و نقص بازار نهفته است. امور مالی مدرن بر تأثیر عوامل روانی و رفتاری بر تصمیمات سرمایه‌گذاران تأکید می‌کند (باکار و یی[2]، ۲۰۱۶) و این واقعیت که بیشتر سرمایه‌گذاران غیرمنطقی عمل می‌کنند و تمایل به اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری غیربهینه دارند (ریتر[3]، ۲۰۰۳؛ تالر، ۱۹۹۴؛ تورسکی و کانمن، ۱۹۷۴). نیاز به گنجاندن عوامل روانشناختی و رفتاری در مدل‌های تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران وجود دارد تا رویدادهای دنیای واقعی با پیش‌بینی‌های انجام‌شده توسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در امور مالی مغایرت نداشته باشند. سوگیری‌های رفتاری اغلب باعث ایجاد ناهنجاری در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران می‌شود (باربر و اودین، ۱۹۹۹).

۲-۱-۱- اعتماد به نفس بیش از حد و ناهنجاری‌های بازار سهام

اعتماد به نفس بیش از حد، تمایل به ریسک و رفتار فکری سرمایه‌گذاران برای برتری و بهتر بودن در مقایسه با دیگران است (دی باندت و همکاران[4]، ۲۰۱۳). آنها مشاهدات و پیش‌بینی‌های سرمایه‌گذاران دیگر را کم ارزش

[1]. Fateye et al
[2]. Bakar & Yi
[3]. Ritter
[4]. De Bondt et al

می‌دانند، اما مهارت‌های خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند. سرمایه‌گذاران با اعتماد به نفس بیش از حد توانایی‌های خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند، زیرا آنها به عملکرد خوب در مقایسه با دیگران فکر می‌کنند، اما در واقع چنین نیستند. این سرمایه‌گذاران به دلیل سوگیری بیش از حد اطمینان، اوراق بهادار را اشتباه قیمت می‌کنند و مشاهدات خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند (الیزابت و همکاران[1]، ۲۰۲۰). سرمایه‌گذاران با اعتماد به نفس بیش از حد در سهام ارزشی سرمایه‌گذاری می‌کنند تا سود به دست آورند و از ضرر آتی جلوگیری کنند. بنابراین اثر ارزشی ناهنجاری‌های بنیادی را نشان می‌دهد. اعتماد به نفس بیش از حد برجسته‌ترین سوگیری است که بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران فردی تأثیر منفی می‌گذارد و بازار را ناکارآمد می‌کند و تاثیرگذارترین عامل تغییر قیمت سهام و حجم معاملات است. تغییرات در ترجیحات نشان می‌دهد که تغییرات در قیمت سهام بر ادراک سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد (دویل و همکاران[2]، ۲۰۲۱). رفتار اعتماد به نفس بیش از حد سرمایه‌گذاران بر نوسانات و کیفیت قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. آنها تصمیم‌های خود را بر اساس اطلاعات موجود در مورد بازار و عملکرد قبلی سهام می‌گیرند (میتروی و استانکو[3]، ۲۰۱۴). کاهش قیمت سهام از سطح حمایت (تحلیل تکنیکال) ترس از ضرر را در بازار ایجاد می‌کند که سرمایه‌گذاران را وادار می‌کند سهام خود را در حالت تعادیل بفروشند. در این حالت، تصمیمات سرمایه‌گذاران کاملاً بر تحلیل تکنیکال تکیه می‌کند که دلیل اصلی ایجاد ناهنجاری‌های تکنیکال در بازار سهام است. تحلیل‌های تکنیکال متفاوتی برای پیش‌بینی قیمت آتی سهام بر اساس قیمت‌های تاریخی سهام توسط سرمایه‌گذاران بیش از حد مطمئن برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. الگوی قیمت تاریخی، سرمایه‌گذاران را از فرضیه بازار کارآمد منحرف می‌کند و ناهنجاری‌های تکنیکال در بازار سهام ایجاد می‌کند (ابیدین و همکاران، ۲۰۲۳). بنابراین با توجه به ادبیات موجود فرضیه‌های زیر مطرح می‌گردد:

- بین اعتماد به نفس بیش از حد و ناهنجاری‌های بنیادی رابطه معناداری وجود دارد.
- بین اعتماد به نفس بیش از حد و ناهنجاری‌های تکنیکال رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۱-۲- تعصب گله‌ای و ناهنجاری‌های بازار سهام

هر سرمایه‌گذار در بازار سهام بدون هیچ جهت‌گیری مناسب، سوگیری گله‌ای را ایجاد می‌کند. مشاهده شده که عدم اطمینان و ترس از ضرر ممکن است بر سرمایه‌گذاران در فروش سهام خود تأثیر بگذارد. این به دلیل ترس از دست دادن و طمع اتفاق می‌افتد. وقوع سوگیری گله‌ای در بازار سهام به دلیل درک ریسک با بازده سهام است (شاه و همکاران[4]، ۲۰۱۷). سوگیری گله‌ای سرمایه‌گذار به دلیل قصد سرمایه‌گذاران برای اجتناب یا کاهش سطح ریسکی که می‌پذیرند ایجاد می‌شود. افراد در طی رفتار گله‌ای در پاسخ به تغییر قیمت سهام رفتار غیرمنطقی دارند. به عنوان مثال، آنها می‌بینند که سرمایه‌گذاران بزرگ سهام خود را می‌فروشند و شروع به دنبال کردن آنها در فروش سریع سهام خود می‌کنند. به سادگی، سرمایه‌گذاران اخبار مثبت و منفی را دنبال می‌کنند و بر اساس

[1]. Elizabeth et al
[2]. Doyle et al
[3]. Mitroi and Stancu
[4]. Shah et al

آن واکنش نشان می‌دهند (جو و دوری[1]، ۲۰۱۷). عوامل رفتار گله‌ای تا حد زیادی بر انتخاب مالی و رفتار تجاری سرمایه‌گذاران فردی تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، ویژگی‌های جمعیت شناختی رفتار ریسک‌پذیر و رفتار مالی در بازار سهام را تعیین می‌کند. سرمایه‌گذاران با رفتار گله‌ای تمرکز می‌کنند تا به جای سرمایه‌گذاران، دستورالعمل‌ها و اطلاعات سرمایه‌گذاران دیگر را دنبال کنند (الیزابت و همکاران، ۲۰۲۰). آنها غیرمنطقی عمل می‌کنند و قضاوت دیگران را با افزایش رفتار گله‌ای در بازار سهام بیان می‌کنند. این سرمایه‌گذاران به دلیل تمایل کم ریسک، ایده‌ای در مورد چگونگی و مکان سرمایه‌گذاری ندارند که باعث می‌شود از نظر یا جهت سایر سرمایه‌گذاران پیروی کنند. هوانگ و همکاران (۲۰۱۶) بررسی کردند که سرمایه‌گذاران نهادی رابطه قوی مثبتی با رفتار گله‌ای با توجه به ریسک و بازده دارند، زیرا رفتار گله‌ای همیشه مستلزم تصمیم‌گیری‌های منطقی نیست و سرمایه‌گذاران ممکن است برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری به تحلیل تکنیکال تکیه کنند و در نتیجه ناهنجاری‌های تکنیکال در بازار سهام ایجاد شود. رفتار گله‌داری در شرایط ناپایدار بازار، مانند ارائه نادرست، حباب‌های قیمتی، و شایعات عمیق‌تر است. سرمایه‌گذاران تمایلی به متحمل شدن زیان ندارند و تصمیم می‌گیرند سهام زیانده خود را به دلایل مالیاتی بفروشند و سپس در شرکت‌های کوچک‌تر سرمایه‌گذاری کنند که احتمالاً بازده بالایی ارائه می‌کنند (هاگ و هیرشی ۲۰۰۶). لذا بر این اساس، دو فرضیه زیر تدوین می‌گردد:

- بین تعصب گله‌ای و ناهنجاری‌های بنیادی رابطه معناداری وجود دارد.
- بین تعصب گله‌ای و ناهنجاری‌های تکنیکال رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۱-۳- اثر تمایلی و ناهنجاری‌های بازار سهام

اثر تمایلی بیانگر تمایل سرمایه‌گذاران به فروش سهام برنده بلافاصله با افزایش قیمت سهام و نگهداری سهامی است که ارزش آن کاهش یافته است (سینگ[2]، ۲۰۱۶). به نظر می‌رسد که اثرات تمایل بیشتر در سرمایه‌گذاران مرد به جای سرمایه‌گذاران زن رخ می‌دهد. اینها احساساتی هستند که باعث بروز اثر تمایل می‌شوند و باعث می‌شوند که سرمایه‌گذاران پس از آگاهی از گردش پولی سهام، بدون پشیمانی به معامله سهام بپردازند (سامرز و داکسبری[3]، ۲۰۱۲). تئوری چشم‌انداز اثر تمایلی را در ارتباط با ارزش ذاتی و قیمت تعادیلی سهام استخراج می‌کند. همه چیز به اخبار موجود در سهام بستگی دارد که تصمیم‌های سرمایه‌گذاران را منحرف می‌کند. یک اعلان خبری، یک ناهنجاری بنیادی در بازار سهام ایجاد می‌کند زیرا قیمت سهام بر اساس آن خبر اعلام شده، افزایش یا کاهش می‌یابد (احمد و جان[4]، ۲۰۲۱). سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن برخی چشم اندازها تصمیم‌های مالی می‌گیرند. سرمایه‌گذاران از تحلیل تکنیکال برای پیش‌بینی قیمت سهام در آینده با کمک قیمت سهام گذشته استفاده می‌کنند. کل این پدیده در مورد اثر تمایلی و تحلیل تکنیکال بر اساس نظریه چشم‌انداز است. این نظریه نشان

[1]. Joo and Durri
[2]. Singh
[3]. Summers and Darren
[4]. Ahmed and John

می‌دهد که سرمایه‌گذار نمی‌تواند همیشه منطقی عمل کند (کومار و نیشا[1]، ۲۰۱۵). از آنجایی که سرمایه‌گذاران در گرایش تمایلی هنگام مدیریت هر یک از عناصر یک سرمایه‌گذاری به طور مجزا، نتیجه‌گیری منطقی ندارند، ممکن است برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری که ناهنجاری‌های تکنیکال در بازار سهام را ایجاد می‌کند، به تحلیل تکنیکال وابسته باشند. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاران قبل از هر تصمیم سرمایه‌گذاری، سود و زیان را در نظر می‌گیرند. اثر تمایلی مبتنی بر تئوری چشم‌انداز مشخص می‌کند که هر سرمایه‌گذار منفرد چشم‌انداز خود را مطابق با تابع ارزش نسبت به یک نقطه مرجع چارچوب‌بندی می‌کند. سرمایه‌گذاران سود و زیان را جداگانه ارزیابی می‌کنند و بر اساس آن با دارایی‌ها رفتار می‌کنند (لوئیس[2]، ۲۰۱۷). مشاهده شده که زیان اثر عاطفی بسیار قوی بر سرمایه‌گذاران دارد. تئوری ضررگریزی توضیح می‌دهد که سرمایه‌گذاران فردی بیشتر نگران زیان و سود هستند. با این حال، سرمایه‌گذاران منطقی این کار را برعکس برای مزایای مالیاتی انجام می‌دهند (سینگ، ۲۰۱۶). با توجه به ادبیات مطرح شده، فرضیه‌های به شرح ذیل مطرح می‌گردد:

- بین اثر تمایل و ناهنجاری‌های بنیادی رابطه معناداری وجود دارد.
- بین اثر تمایل و ناهنجاری‌های تکنیکال رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۱-۴- سواد مالی و ناهنجاری‌های بازار سهام

سواد مالی در رابطه با سرمایه‌گذاری مجموع اطلاعات مربوط به مزایای پولی را توصیف می‌کند و جزء کلیدی رفتار شناختی است (میرزا و همکاران[3]، ۲۰۲۲). سرمایه‌گذاران تحصیل کرده در بازار سهام به طور مستمر از روش‌ها و ابزارهای دقیق قبل از انتخاب سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند. آنها ارزش شرکت و اندازه شرکت را برای تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند که منجر به ناهنجاری‌های بنیادی در بازار سهام می‌شود. همچنین سرمایه‌گذارانی که دانش مالی دارند می‌توانند قبل از تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری محاسبات و تحلیل‌های مختلفی انجام دهند و این امر ناهنجاری تکنیکال در بازار سهام ایجاد می‌کند. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاران کم سواد همیشه از دستورالعمل‌های سرمایه‌گذاران دیگر پیروی می‌کنند یا توصیه‌های خانواده، دوستان و کارگزاران بورس را دنبال می‌کنند. به دلیل سواد پایین سرمایه‌گذاران در بازار مالی، انواع سوگیری‌های رفتاری در بازار سهام مطرح می‌شود. شایان ذکر است، سطح دانش مالی و ناهنجاری‌های تقویم مشخص می‌کند که سرمایه‌گذارانی که سواد مالی بیشتری دارند در پایان سال یا ابتدای ماه فعال‌تر هستند. مشاهده می‌شود که سرمایه‌گذاران با سواد مالی در ابتدای هفته و پایان هفته به دلیل ناهنجاری‌های تقویمی در این ایام فعال هستند. با این وجود، برخی از سرمایه‌گذاران به دلیل دانش مالی پایین از دیگران پیروی می‌کنند که منجر به ایجاد انواع سوگیری‌های رفتاری در بازار سهام می‌شود (التمیمی و کالی[4]، ۲۰۰۹). بنابراین، می‌توان این فرضیه‌ها را مطرح کرد:

- بین سواد مالی و ناهنجاری‌های بنیادی رابطه معناداری وجود دارد.

[1]. Kumar and Nisha
[2]. Lewis
[3]. Mirza et al
[4]. Al-Tamimi and Kalli

- بین سواد مالی و ناهنجاری‌های تکنیکال رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۱-۵- تمایل به ریسک و ناهنجاری‌های بازار سهام

تمایل به ریسک را می‌توان به عنوان درجه ماجراجویی نشان داده شده توسط یک سرمایه‌گذار، تمایل به تمرکز بر نتایج مثبت بالقوه انجام یک رفتار بدون عواقب خاص، یا تمایل سرمایه‌گذار به ریسک در هنگام تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری تعریف کرد. تمایل سرمایه‌گذار به ریسک می‌تواند تحت تأثیر تجربیات سرمایه‌گذاری قبلی، سطح درآمد و ترجیحات شخصی قرار گیرد. بنابراین، درجات مختلف تمایل به ریسک در بین سرمایه‌گذاران متفاوت است و رفتارهای سرمایه‌گذاری هر یک را به‌طور متفاوتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. سرمایه‌گذارانی که تمایل به ریسک بالاتری دارند، تمایل دارند که پاداش‌های بالقوه را بر طیف زیان‌های احتمالی اولویت دهند. تمایل به ریسک بر درک و تفسیر اطلاعات و ارزیابی هزینه و سود بالقوه سرمایه‌گذار تأثیر می‌گذارد (ژانگ و هوانگ، ۲۰۲۴). بنابراین، ارتباط بین تمایل به ریسک و ناهنجاری‌های بازار سهام ممکن است لزوماً ساده نباشد. ادبیات مربوط به تأثیر ریسک و نگرش‌های اخلاقی بر ناهنجاری‌های بازار سهام سهام اندک است. از این‌رو، این مطالعه فرضیه‌های زیر را تدوین می‌کند.

- بین تمایل به ریسک و ناهنجاری‌های بنیادی رابطه معناداری وجود دارد.
- بین تمایل به ریسک و ناهنجاری‌های تکنیکال رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۱-۶- ناهنجاری‌های بازار سهام و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران

قیمت سهام ارزش ذاتی یا بنیادی را در ناهنجاری‌های بنیادی که باعث افزایش قیمت در بازار سهام می‌شوند را نشان نمی‌دهد (فورثویس[1]، ۲۰۲۱). عوامل زیادی وجود دارد که بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارند. با توجه به این عوامل، سرمایه‌گذاران به جای سهام‌های بیش از حد ارزش‌گذاری شده، سهام در حال رشد در بازار سهام را دنبال می‌کنند. این رفتار متمرکز در مورد سهام بر رفتار معاملات سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. سهام ارزشی به دلیل ریسک و تصمیم‌های نادرست سرمایه‌گذاران رها می‌شوند. این مؤلفه به عنوان یک ناهنجاری بنیادی طبقه‌بندی می‌شود که بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. بی‌نظمی‌هایی که با ارزش سهام مرتبط هستند، ناهنجاری‌های بنیادی نامیده می‌شوند. این ناهنجاری‌ها دلایلی برای ایجاد تحلیل بنیادی در هنگام معامله سهام هستند. آنها قیمت سهام را تغییر می‌دهند که تأثیر زیادی بر رفتار سرمایه‌گذاری و عملکرد سرمایه‌گذاری دارد. سرمایه‌گذاران تمایل دارند سهام‌هایی را انتخاب کنند که توجه آنها را به هر دلیلی جلب کنند، بنابراین بر عملکرد سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند. در نتیجه، ناهنجاری‌های بنیادی به طور مثبت بر عملکرد سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد (مالیک و همکاران[2]، ۲۰۲۲). از طرف دیگر، وابستگی بین ناهنجاری‌های تکنیکال و فرضیه بازار کارآمد سازگار نیست. ناهنجاری‌ها روندهای بازار سهام را تعیین می‌کنند که بر اساس قیمت‌ها و حجم سهام گذشته است.

[1]. Foorthuis
[2]. Malik et al

این روند در قیمت سهام و ناهنجاری‌ها تأثیر زیادی بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران دارد (لطیف و همکاران[1]، ۲۰۱۱). بنابراین، تحلیل تکنیکال برای پیش‌بینی رفتار قیمت آتی بر اساس قیمت‌های سهام قبلی و حجم معاملات در بازار سهام انجام می‌شود (باکو و سچل[2]، ۲۰۱۳). تصمیم‌های سرمایه‌گذاری یک سرمایه‌گذار به شدت به ناهنجاری‌های تکنیکال برای کسب بازده غیرعادی از بازار متکی است (تیلور[3]، ۲۰۱۱). ناهنجاری‌های تکنیکال بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد تا از تحلیل تکنیکال برای سهولت در تفسیر استفاده کنند و قیمت‌های آتی را برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری برجسته کنند و بر عملکرد سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارند. با توجه به مطالب فوق، این فرضیه‌ها مطرح می‌گردد:

- بین ناهنجاری‌های بنیادی و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران رابطه معناداری وجود دارد.
- بین ناهنجاری‌های تکنیکال و تصمیمات سرمایه‌گذاران رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۲- پیشینه تجربی

هاشمی و همکاران (۱۴۰۲)، تأثیر الگوهای تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران بر عملکرد شرکت را بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده ارتباط منفی زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران با عملکرد اقتصادی شرکت و ارتباط مثبت اعتمادبه‌نفس بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران با عملکرد بازار شرکت است. همچنین مشخص شد که در بازار سرمایه ایران، سوگیری اعتمادبه‌نفس بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران بر سوگیری زیان‌گریزی آن‌ها به میزان چشمگیری غلبه دارد. رستمی نوروزآباد و همکاران (۱۴۰۲)، واکنش‌پذیری تصمیم‌های سرمایه‌گذاران از توصیه‌های تحلیلگران بنیادی: شواهدی از سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار در استان فارس را بررسی کردند. نتایج آزمایش اول نشان داد که در بازار سهام ایران، اثر تمایل وجود دارد. همچنین، نتایج آزمایش دوم نشان داد که در وضعیت مطلوب بازار، سرمایه‌گذاران سهام برنده را هم با توصیه قوی و هم با توصیه ضعیف تحلیلگر نگهداری می‌کنند. در وضعیت نامطلوب بازار، سرمایه‌گذاران تمایل کمتری داشتند که سهام بازنده (با بازده منفی) خود را با توصیه قوی تحلیلگر بفروشند؛ اما با توصیه ضعیف تحلیلگر تمایل به فروش افزایش داشته است. نایب محسنی و همکاران (۱۴۰۰)، تدوین مدل رفتاری تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی در بازار سرمایه ایران را بررسی کردند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که عوامل علّی اثرگذار بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران عبارت‌اند از: پشیمان‌گریزی، طمع، ترس، ناهماهنگی شناختی، اثر شهرت، لنگر ذهنی، خوداسنادی، زیان‌گریزی، لذت قمار، تفکر سرمایه‌گذاری، رفتار توده‌ای، داشتن بیش‌نگری، نماگری، هیجان کاذب، اعتمادبه‌نفس کاذب، تعصب به گذشته، تازه‌گرایی، حسابداری ذهنی، توانمندپنداری، عدم تقارن معاملاتی، خطای شباهت، اثر کهربایی، توهم قمارباز، انگیزه، افق زمانی، اثر سود اولیه، تجربه، سن، جنسیت و تحلیل. احمد و همکاران (۲۰۲۴)، پژوهشی با عنوان نقش دانش مالی در پیامدهای ناهنجاری‌های بنیادی و تکنیکال انجام دادند. نتایج نشان داد که سوگیری‌های مبتنی بر اکتشاف تأثیر منفی

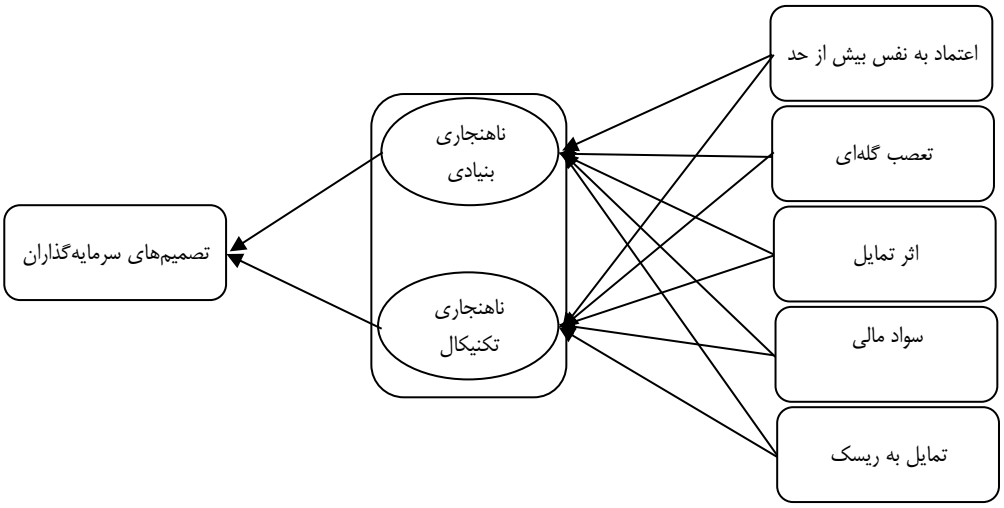
[1]. Latif et al
[2]. Bako and Sechel
[3]. Taylor

قابل‌توجهی بر کارایی بازار و عملکرد سرمایه‌گذاری دارد و تأثیر مثبت معناداری بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران نهادی دارند. به نظر می‌رسد که ناهنجاری‌های بنیادی و تکنیکال واسطه این روابط هستند. نتایج همچنین نشان داد که دانش مالی این روابط را تعدیل می‌کند. شهزاد و همکاران[۱] (۲۰۲۴)، عوامل رفتاری ادراک شده و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران را تجزیه و تحلیل کردند. یافته‌های این مطالعه به طور مشخص نشان داد که همه سوگیری‌های رفتاری مورد بررسی تأثیر مثبت قابل‌توجهی بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران در بازارهای سهام دارند. ایسلام و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان تمایل به ریسک مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری دریافتند که ابعاد چشم‌انداز، گله‌داری و سوگیری رفتاری تأثیر قابل‌توجهی بر تمایل به ریسک مالی دارند و به نوبه خود، تمایل به ریسک مالی تأثیر قابل‌توجهی بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری دارد. محمود و همکاران[۲] (۲۰۲۴)، تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران و تأثیر تعدیل سواد مالیرا بررسی کردند. این مطالعه چندین سوگیری رفتاری از جمله، لنگر انداختن، اعتماد به نفس بیش از حد و رفتار گله‌ای را در نظر گرفتن و نتایج حاکی از آن بود که تأثیر قابل توجهی بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران دارند. این مطالعه از سواد مالی برای بررسی اثرات تعدیل کننده آن بر این سوگیری‌ها استفاده کرد و نتیجه نشان داد که به طور قابل توجهی بر سوگیری‌های رفتاری مرتبط با تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. بوتسکا و همکاران[۳] (۲۰۲۳) بازبینی اعتماد بیش از حد در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری را بررسی کردند. آنان معتقدند که اعتماد بیش از حد سرمایه‌گذاران به دلیل بازدهی مثبت منجر به معاملات بیش از حد می‌شود و باعث ناکارآمدی در بازارهای سهام می‌گردد. ابیدین و همکاران[۴] (۲۰۲۳)؛ آیا سوگیری‌های رفتاری بر تصمیم سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد؟ شواهد تجربی نشان می‌دهد که سواد مالی ارتباط بین سوگیری‌های رفتاری و ناهنجاری‌های بازار را تعدیل می‌کند و در نهایت بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. عیسی و گیوریس[۵] (۲۰۲۳) شواهدی مبنی بر تعصب گله‌داری در بازارهای سهام و سطوح فرعی ایالات متحده، با ارتباط قوی‌تر در روزهای با بازده منفی در مقایسه با روزهای با بازده مثبت گزارش شده است. کومار و همکاران[۶] (۲۰۲۳)، تاثیر عوامل تعیین‌کننده رفتاری، روان‌شناختی و جمعیت‌شناختی را بر تصمیم‌گیری مالی سرمایه‌گذاران خانگی بررسی کردند. یافته‌ها ارتباط سواد مالی دیجیتال، توانایی مالی و استقلال مالی را در تصمیم‌گیری مالی تایید کرد. علاوه بر این، توانایی مالی تا حدی واسطه ارتباط بین سواد مالی دیجیتال و تصمیم‌گیری مالی است. حسین و صدیقه[۷] (۲۰۲۲) پژوهشی را با عنوان تأثیر جنبه‌های رفتاری بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران سهام انجام دادند. نتیجه نشان می‌دهد که ریسک‌گریزی و درک ریسک دو بعد عاطفی تأثیرگذار هستند که بر تصمیمات سرمایه‌گذاران موثر می‌باشند. یافته‌ها این واقعیت را برجسته می‌کند که سرمایه‌گذاران به

1. Shahzad et al
2. Mahmood et al
3. Bouteska et al
4. Abideen et al
5. Essa and Giouvris
6. Kumar et al
7. Hossain and Siddiqua

سختی مطابق با هنجارهای توصیه شده در تئوری‌های مالی عمل می‌کنند. گاوریلیدیس و کالینترکیس[1] (۲۰۲۱) گله‌داری در بازار بورس سن پترزبورگ در روسیه را بررسی کردند و شواهدی از رفتار گله‌داری در میان سرمایه‌گذاران به ویژه در سال‌های پس از اصلاحات یافتند. باکار و یی[2] (۲۰۱۶) مطالعه‌ای را انجام دادند که سرمایه‌گذاران ۱۸ تا ۶۰ ساله را در بازار سهام مالزی مورد بررسی قرار دادند تا ارزیابی کنند که آیا فرآیند تصمیم‌گیری آنها تحت تأثیر عوامل روانی است یا خیر. یافته‌ها نشان داد که اثر گله‌داری کمتر معنی‌دار است، در حالی که تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد و سوگیری در دسترس بودن در شکل‌دهی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازار سهام معنادار بود. لونگ و ها[3] (۲۰۱۱) مطالعه‌ای انجام دادند که اثرات احساسات و خطاهای شناختی را بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. آنها ارتباطی بین عوامل رفتاری و عملکرد سهام پیدا کردند، با اثرات اکتشافی و گله‌ای که تأثیرات مثبتی داشتند، در حالی که چشم‌اندازها تأثیر منفی بر عملکرد سهام داشتند. جیوانیس (۲۰۱۶) اثر ماه‌های سال را از طریق مدل GARCH آزمایش کرد و بالاترین بازده را در ماه دسامبر در بیست بازار سهام، اثر ماه فوریه را در ۹ بازار، اثر ماه ژانویه را در هفت بازار، در حالی که اثر ماه آوریل را در شش بازار سهام مشاهده کرد. این روند قیمت سهام به دلیل اثر تقویمی است که بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد.

با توجه به ادبیات و مطالعات پیشین می‌توان مدل مفهومی پژوهش را به صورت زیر ترسیم کرد:



[1]. Gavriilidis and Kallinterakis
[2]. Bakar and Yi
[3]. Luong and Ha

۳- روش شناسی پژوهش

از آنجا که هدف پژوهش حاضر تعیین روابط میان متغیرهاست، این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از حیث گردآوری اطلاعات، توصیفی - همبستگی و مبتنی بر مدل سازی معادلات ساختاری است. جامعهٔ آماری این پژوهش را سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد. نمونهٔ مد نظر با استفاده از روش نمونه‌گیری کوکران انتخاب شده است.

رابطه ۱)
$$n = \frac{Z\alpha_{/2}{}^{2} \times p \times q}{d^2}$$

رابطه ۲)
$$\mathrm{n} = \frac{(1.96)^{2} \times 0.5 \times 0.5}{(0.05)^{2}} \cong 384$$

براساس فرمول تعیین حجم کوکران، ۳۸۴ نفر از سرمایه‌گذاران انتخاب شدند و پرسشنامه‌ها در اختیار آنان قرار گرفت. از مجموع ۳۸۴ پرسشنامه ۳۱۲ پرسشنامه برگشت داده شد که از این تعداد ۳۰۲ پرسشنامه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

جدول ۱- متغیرها و گویه‌های پرسشنامه و نحوه کد گذاری آن‌ها

متغیر	نماد	گویه‌ها	منبع
تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران	ID 1	برآورده شدن انتظارات نسبت به نرخ بازگشت سرمایه	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)؛ کومار و همکاران (۲۰۲۳)
	ID 2	نرخ بازدهی دریافتی برابر یا بالاتر از میانگین نرخ بازدهی بازار	
	ID 3	احساس رضایت نسبت به تصمیمات سرمایه‌گذاری طی سال گذشته	
	ID 4	توانایی پیش‌بینی عواقب بلند مدت و کوتاه مدت تصمیم‌های مالی	
	ID 5	اتخاذ تصمیم‌های مالی درست از طریق مقایسه نتایج با هزینه‌های مربوطه	
تعصب گله‌ای	HB 1	تاثیرگذاری تصمیم‌های سایر سرمایه‌گذاران بر انتخاب نوع سهام توسط شما	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)؛ حسین و صدیقه(۲۰۲۲)
	HB 2	پیش‌بینی تغییرات قیمت سهام در آینده بر اساس قیمت‌های اخیر سهام	
	HB 3	واکنش نشان دادن سریع نسبت به تغییرات تصمیم‌های سرمایه‌گذاران دیگر	
	HB 4	تکیه بر تجربیات قبلی در بازار، برای سرمایه‌گذاری در آینده	
اثر تمایل	DE 1	اعتقاد به فروش زودتر سهام حتی زمانی که سود کمی به شما می‌دهد	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)؛ حسین و صدیقه (۲۰۲۲)
	DE 2	سهام را برای مدت طولانی نگه نداشتن	
	DE 3	نگه‌داری سهام زیان ده تا زمانی که سوده ده شود	
	DE 4	توقع سود زیاد از سهام خریداری شده نداشتن	
	OV 1	اولویت دادن به تصمیم‌های خود چون فکر می‌کنید حق با شماست	

اعتماد به نفس بیش از حد	OV 2	اعتقاد به بهتر بودن تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شما در مقایسه با دیگران	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)؛ حسین و صدیقه (۲۰۲۲)
	OV 3	اعتقاد به درست بودن تحلیل شما در رابطه با سهام برای همیشه	
	OV 4	اعتقاد به کمتر بودن اطلاعات دیگران نسبت به شما در رابطه با سهام	
ناهنجاری‌های بنیادی	FA 1	تأثیرگذاری ارزش شرکت بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شما	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)
	FA 2	اولویت داشتن سهام نادیده گرفته شده در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شما	
	FA 3	ترجیح دادن شرکت‌های برای سرمایه‌گذاری که سود سهام بالای را تقسیم می‌کنند	
	FA 4	جذاب بودن شرکت‌ها با سرمایه کوچک برای سرمایه‌گذاری در هنگام تصمیم‌گیری	
ناهنجاری‌های تکنیکال	TA 1	مفید بودن تجزیه و تحلیل قبل از سرمایه‌گذاری	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)
	TA 2	اعتقاد به ضروری بودن آنالیز قبل از خرید سهام	
	TA 3	سنجیدن حرکت بازار (شاخص) از طریق تحلیل تکنیکال	
ناهنجاری‌های تقویم	CA 1	تأثیرگذاری روزهای مختلف هفته بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شما	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)
	CA 2	تغییر در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در طول سال به دلیل تغییر در تقویم	
	CA 3	تأثیرگذاری پایان سال مالی بر تصمیم سرمایه‌گذاری	
	CA 4	فروش سهام قبل از تعطیلات آخر هفته	
سواد مالی	FL 1	داشتن دانش در رابطه چگونگی فعالیت در بازار سهام	ابیدین و همکاران (۲۰۲۳)
	FL 2	دنبال کردن بازار سهام را از طریق اخبار مالی	
	FL 3	مشاوره دادن به اطرافیان در مورد مسائل مالی	
	FL 4	شرکت در در سمینارها، کنفرانس‌ها و کارگاه‌ها در حوزه مالی	
تمایل به ریسک	RI 1	نداشتن ترس از سرمایه‌گذاری در سهام با سود مشخص	محمود و همکاران (۲۰۲۴)؛ حسین و صدیقه (۲۰۲۲)
	RI 2	مراقب بودن نسبت به سهامی که نوسانات غیرمنتظره قیمت یا معاملات دارند	
	RI 3	داشتن نگرانی‌هایی در مورد سرمایه‌گذاری در سهام با عملکرد نامطلوب تاریخی	
	RI 4	جذاب بودن (نبودن) ایده خرید و فروش در بورس	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

ابزار اصلی در این پژوهش، پرسشنامه با مقیاس لیکرت است. برای سنجش متغیرهای پژوهش از پرسشنامه استاندار استفاده شد. روایی صوری پرسشنامه پس از بازنگری متخصصان به تأیید رسید. برای تعیین قابلیت اعتماد پرسشنامه، ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد که میزان آن برای بخش‌های مختلف پرسشنامه در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- بررسی پایایی متغیرهای پژوهش

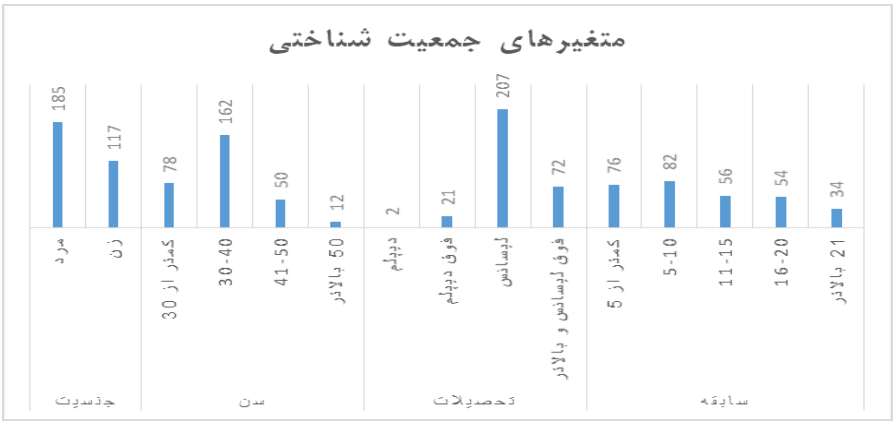
متغیرهای پژوهش	نماد	تعداد	آلفای کرونباخ	نتیجه
تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران	Investment Decision	۵	۰/۸۶۳	قبول
تعصب گله‌ای	Herding Bias	۴	۰/۷۲۸	قبول
اثر تمایل	Disposition Effect	۴	۰/۹۱۵	قبول
اعتماد به نفس بیش از حد	Overconfidence	۴	۰/۷۹۴	قبول
ناهنجاری‌های بنیادی	Fundamental Anomalies	۴	۰/۸۸۵	قبول
ناهنجاری‌های تکنیکال	Technical Anomalies	۳	۰/۷۹۱	قبول
سواد مالی	Financial Literacy	۴	۰/۹۰۹	قبول
تمایل به ریسک	Risk	۴	۰/۷۲۴	قبول

منبع: یافته‌های پژوهشگر

سازه‌هایی که پایایی ترکیبی آنها بیشتر از مقدار ۰/۷ باشد، از پایایی قابل قبولی برخوردارند و هر چه این مقدار به ۱ نزدیک‌تر باشد، پایایی آن سازه بیشتر است. با توجه به نتایج جدول ۲ می‌توان گفت سنجه‌های پژوهش از پایایی قابل قبولی برخوردارند.

۴- یافته‌های پژوهش

نتایج آمار توصیفی مطابق با شکل ۱ می‌باشد:

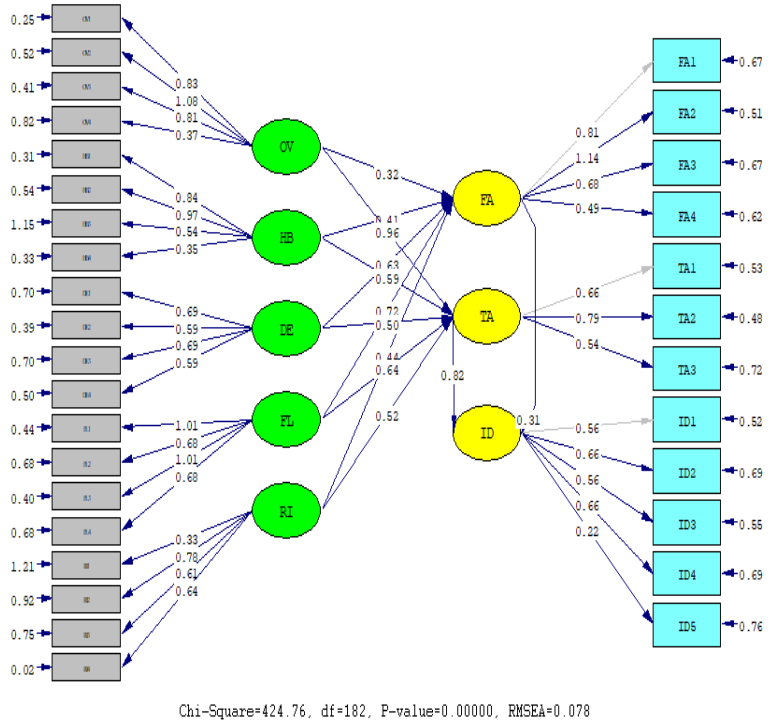


شکل ۱- آمار توصیفی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

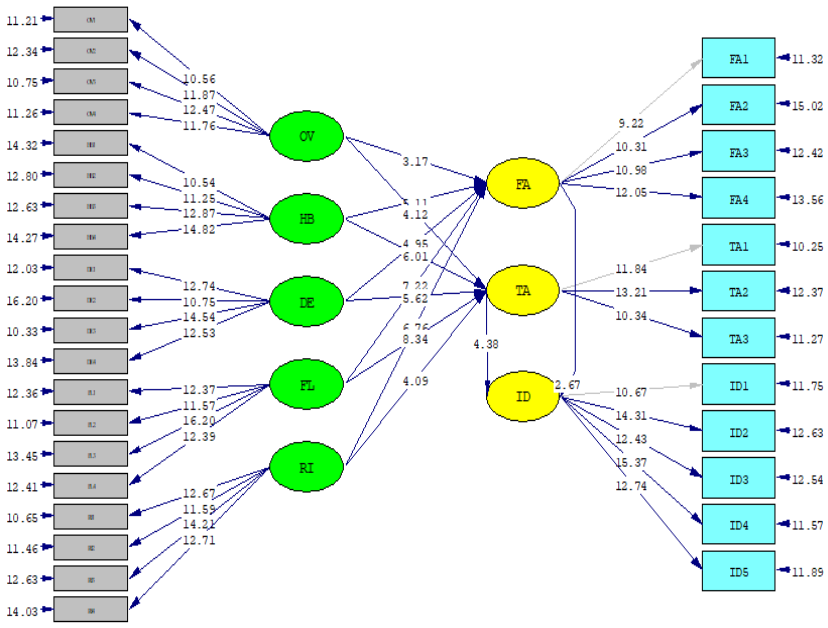
یافته‌های این پژوهش از طریق بررسی مدل‌های اندازه‌گیری متغیر برون‌زا (سوگیری‌های رفتاری) و متغیرهای درون‌زا (ناهنجاری‌های بازار سهام و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران) در نرم افزار LISREL و بررسی مدل ساختاری پژوهش، اکتساب شده است که در ادامه به تفصیل بیان می‌شود.

مدل ساختاری پژوهش در حالت ضرایب مسیر استاندارد شده در شکل ۱، نشان داده شده است. این ضرایب نشان دهندهٔ قوت روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته در مدل است. در واقع در این بخش به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، از روش تحلیل مسیر در قالب مدل معادلات ساختاری استفاده شده است. همچنین مدل ساختاری در حالت عدد معناداری در شکل ۲ نشان داده شده است. در مدل استخراج شده، اعتماد به نفس بیش از حد با نماد (Ov)، تعصب گله‌ای با نماد (HB)، اثر تمایل با نماد (DE)، سواد مالی با نماد (FL)، تمایل به ریسک با نماد (R)، ناهنجاری‌های بنیادی با نماد (FA)، ناهنجاری‌های تکنیکال با نماد (TA) و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران با نماد (ID) مشخص شده است. با توجه به آزمون معناداری ضرایب مسیر، یافته‌ها نشان می‌دهد که ارتباط بین تمام متغیرهای پژوهش در سطح ۹۹ درصد معنادار بوده و تأیید می‌شود.



شکل ۲- مدل ساختاری در حالت ضرایب مسیر استاندارد شده

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۳- مدل ساختاری در حالت عدد معناداری

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴- شاخص‌های برازندگی مدل ساختاری پژوهش

شاخص برازندگی	برازش خوب	برازش قابل قبول	مقادیر بدست آمده
χ^2	$0 \le \chi^2 \le 2df$	$2df \le \chi^2 \le 3df$	۴۲۴/۷۶
p value	$.05 \le p \le 1.00$	$.01 \le p \le .05$	۰/۰۰۰۰
χ^2/df	$0 \le \chi^2/df \le 2$	$2 \le \chi^2/df \le 3$	۲/۳۳
RMSEA	$0 \le RMSEA \le .05$	$.05 \le RMSEA \le .08$	۰/۰۷۸
GFI	$.95 \le GFI \le 1.00$	$.90 \le GFI \le .95$	۰/۹۷
AGFI	$.90 \le AGFI \le 1.00$	$.85 \le AGFI \le .90$	۰/۹۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان طور که شاخص‌های برازندگی در جدول ۴ نشان می‌دهند، مدل ساختاری پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است.

۵- نتیجه‌گیری

در ادامه با توجه به اینکه الگوی ساختاری پژوهش تأیید شده است، به بررسی فرضیه‌های پژوهش با استفاده از ضرایب تأیید و سطح معناداری هر یک از ضرایب تأیید پرداخته می‌شود. نتیجه کلّی آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول ۵ نمایش داده شده است.

جدول ۵- نتیجه کلّی آزمون فرضیه‌های پژوهش بر اساس مدل ساختاری

مسیر از ← به	ضرایب مسیر	مقادیر T	نتیجه
اعتماد به نفس بیش از حد ← ناهنجاری‌های بنیادی	۰/۳۲	۳/۱۷	تایید
اعتماد به نفس بیش از حد ← ناهنجاری‌های تکنیکال	۰/۹۶	۴/۱۲	تایید
تعصب گله‌ای ← ناهنجاری‌های بنیادی	۰/۴۱	۵/۱۱	تایید
تعصب گله‌ای ← ناهنجاری‌های تکنیکال	۰/۵۹	۶/۰۱	تایید
اثر تمایل ← ناهنجاری‌های بنیادی	۰/۶۳	۴/۹۵	تایید
اثر تمایل ← ناهنجاری‌های تکنیکال	۰/۵۰	۵/۶۲	تایید
سواد مالی ← ناهنجاری‌های بنیادی	۰/۷۲	۷/۲۲	تایید
سواد مالی ← ناهنجاری‌های تکنیکال	۰/۶۴	۸/۳۴	تایید
تمایل به ریسک ← ناهنجاری‌های بنیادی	۰/۴۴	۶/۷۶	تایید
تمایل به ریسک ← ناهنجاری‌های تکنیکال	۰/۵۲	۴/۰۹	تایید
ناهنجاری‌های بنیادی ← تصمیم‌های سرمایه‌گذاران	۰/۳۱	۲/۶۷	تایید
ناهنجاری‌های تکنیکال ← تصمیم‌های سرمایه‌گذاران	۰/۸۲	۴/۳۸	تایید

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌ها، مشخص شد سوگیری‌های رفتاری و ناهنجاری‌های بازار ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند. یافته‌های نقش واسطه‌ای ناهنجاری‌های بازار را در ارتباط با تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأیید کرد. شواهد و ادبیات موجود حاکی از آن است که اعتماد به نفس بیش از حد بر ناهنجاری‌های بازار سهام از جمله بازار صعودی یا نزولی غیر معمول، حجم معاملات بالا و غیره موثر می‌باشد که همراستا با نتایج پژوهش‌های چو و همکاران (۲۰۲۱)؛ احمد و همکاران (۲۰۱۷)؛ میتروی و استانکو (۲۰۱۴)؛ لی و همکاران (۲۰۱۳) می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثر تمایل رابطه مستقیمی با ناهنجاری‌های بازار سهام (یعنی ناهنجاری‌های بنیادی و تکنیکال)، دارد. سرمایه‌گذاران تمایل به فروش سهام برنده و نگه داشتن سهام بازنده دارند. سرمایه‌گذارانی که سهام زیانده خود را برای مدت طولانی نگه داشته و سهام برنده را خیلی زود می‌فروشند، ممکن است باعث

انحراف برای طبقات مختلف دارایی شوند. این به دلیل رفتار ریسک‌گریزی و ریسک درک شده اتفاق می‌افتد. تافلر و همکاران (۲۰۱۷) و سینگ (۲۰۱۶) نیز به همین نتیجه رسیده بودند. به طور مشابه، ارتباط مستقیم بین تعصب گله‌ای و ناهنجاری‌های بازار سهام وجود دارد. نتایج حاکی از آن است که رفتارهای دسته جمعی سرمایه‌گذاران در بازار سهام دلیل ناهنجاری‌های بازار سهام است تعصب گله‌ای در بازار سهام به دلیل ضرر و اجتناب از ریسک است. این به عوامل بنیادی بازار و نوسانات قیمت سهام بستگی دارد. سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های خود غیرمنطقی عمل می‌کنند که به احتمال زیاد باعث ناهنجاری در بازار می‌شود. نتایج مطالعه شوکلا و همکاران (۲۰۲۰) نیز حاکی از تایید این فرضیه بود. تمایل به ریسک بعد احساسی تاثیرگذار هست که بر ناهنجاری‌های بازار و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تاثیر می‌گذارد. از تجزیه و تحلیل فوق، می‌توان نتیجه گرفت که ناهنجاری‌های بازار تحت تأثیر سوگیری‌های رفتاری قرار می‌گیرد و بیشتر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز هستند. نتایج با یافته‌ها سایر محققان از جمله حسین و صدیقه، (۲۰۲۲) و محمو و همکاران (۲۰۲۴) همخوانی دارد. علاوه بر این ناهنجاری‌های بنیادی و ناهنجاری‌های تکنیکال ارتباط مثبت و معناداری با تصمیم‌های سرمایه‌گذاران دارند. دلیل این امر آن است که سرمایه‌گذاران برای اتخاذ تصمیم‌های خود برای سرمایه‌گذاری به ناهنجاری‌های بنیادی و تکنیکال موجود در بازار، مانند انحراف قیمت سهام از ارزش ذاتی آن و یا نقاط حمایتی و مقاومتی، تکیه می‌کنند، که با برخی یافته‌های موجود در ادبیات مطابقت دارد (ابدین و همکاران ۲۰۱۸؛ سینگ ۲۰۱۶).

۶- پیشنهادها

با توجه به یافته‌های پژوهش، نهادهای نظارتی می‌توانند از این بینش‌ها برای اصلاح استراتژی‌های خود استفاده کنند، متخصصان می‌توانند رویکردهای مشاوره سرمایه‌گذاری خود را تنظیم کنند، و دانشگاه‌ها و محققان می‌توانند بر اساس این یافته‌ها برای تعمیق درک مالی رفتاری در حوزه سرمایه‌گذاری‌های بازار سهام استفاده کنند. نهایتاً پیشنهاد می‌گردد که محققان آینده عواملی مانند دسترسی به بازارهای مالی برای سرمایه‌گذاران در سراسر کشورها، هزینه‌های مربوط به این خدمات و سواد مالی دیجیتال نیز می‌تواند بر تصمیم آنها تأثیر بگذارد که باید در مطالعات آتی مورد توجه قرار گیرد. در نهایت، سایر سوگیری‌ها (سوگیری در دسترس بودن، سوگیری حسابداری ذهنی، سوگیری خود اسنادی و سوگیری محافظه‌کاری) می‌توانند در مطالعات آینده مورد استفاده قرار گیرند. از جمله محدودیت‌هایی که پژوهش حاضر با آن مواجه بود می‌توان به این مورد اشاره کرد که این یافته‌ها بر اساس بخش کوچکی از سرمایه‌گذاران است، که برای مطالعه کل رفتار تصمیم‌گیری پیچیده سرمایه‌گذاران از زوایای مختلف کافی نیست. بسیاری از پاسخ دهندگان تمایلی به افشای جنبه‌های رفتاری خود نداشتند و حتی سردرگم بودند. اینها، همراه با پاسخ‌های مغرضانه و بی دقت، ممکن است مانع از شناسایی سناریوی واقعی پاسخ‌های رفتاری در تصمیم‌گیری شود که مستلزم مطالعه بیشتر است.

فهرست منابع

بحرالعلوم، محمدمهدی؛ مبرهن، الیاس؛ فاضلی، سیدسهیل (۱۳۹۹). شناسایی عوامل رفتاری مؤثر بر شکست سرمایه‌گذاران فعال بازار سرمایه ایران با استفاده از نقشه‌های شناختی. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۳(۵۰)، ۱۰۸-۸۱.

رستمی نوروزآباد، مجتبی؛ آریان اصل، هانیه؛ عباسی موصلو، خلیل. (۱۴۰۲). واکنش‌پذیری تصمیم‌های سرمایه‌گذاران از توصیه‌های تحلیلگران بنیادی: شواهدی از سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار در استان فارس. *تحقیقات مالی*، ۲۵(۲)، ۲۲۸-۲۵۴.

نایب محسنی، شیدا؛ خلیفه سلطانی، سید احمد؛ حجازی، رضوان. (۱۴۰۰). تدوین مدل رفتاری تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی در بازار سرمایه ایران. *تحقیقات مالی*، ۲۳(۴)، ۶۲۵-۶۵۲.

هاشمی، سیدعباس؛ رهروی دستجردی، علیرضا؛ حیدریان دولت آبادی، محمد (۱۴۰۲). تأثیر الگوهای تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران بر عملکرد شرکت. *تحقیقات مالی*، ۲۵(۲)، ۲۰۵-۲۲۷.

Abideen, Z., Ahmed, Z., Qiu, H., and Zhao, Y. (2023). Do Behavioral Biases Affect Investors' Investment Decision Making? Evidence from the Pakistani Equity Market. *Equity Market. Risks*, 11, 1-32.

Adil, M., Singh, Y., & Ansari, M. S. (2021). How financial literacy moderate the association between behaviour biases and investment decision? *Asian*. *Journal of Accounting, 7*(1), 17–30.

Ahmad, M. (2021). The role of recognition-based heuristics in investment management activities: Are expert investors immune?–A systematic literature review. Qualitative Research in Financial, 16(3), 401–422.

Ahmad, M., & Shah, S. Z. A. (2020). Overconfidence heuristic-driven bias in investment decision-making and performance: Mediating effects of risk perception and moderating effects of financial literacy. *Journal of Economic and Administrative, 38* (1), 60–90.

Ahmad, Z., Haslindar, I., and Jasman, T. (2017). Institutional investor behavioral biases: Syntheses of theory and evidence. *Management Research Review*, 40, 578–603.

Ahmed, M. S., and John, A. D. (2021). Revisiting disposition effect and momentum: A quantile regression perspective. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 56, 1087–28.

Al-Tamimi, H., and Kalli, A. B. (2009). Financial literacy and investment decisions of UAE investors. *The Journal of Risk Finance*, 10, 500–16.

Antony, A., & Joseph, A. I. (2017). Influence of behavioural factors affecting investment decision—An AHP analysis. *Metamorphosis, 16*(2), 107–114.

Ates, S., Cos¸kun, A., & S¸ahin, M. A. (2016). Impact of financial literacy on the behavioral biases of individual stock investors: Evidence from Borsa Istanbul. *Business and Economics Research Journal, 7*(3), 1.

Bakar, S., & Yi, A. N. C. (2016). The impact of psychological factors on investors' decision making in Malaysian stock market: A case of Klang Valley and Pahang. *Procedia Economics and Finance*, *35*, 319–328.

Baker, H. K., Kumar, S., Goyal, N., & Gaur, V. (2019). How financial literacy and demographic variables relate to behavioral biases. *Managerial, 45*(1), 124–146. Ball, S., Eckel, C. C., & Heracleous, M. (2010). Risk aversion and physical prowess:

Bako, D. E., and Sechel, I. C. (2013). Technical and fundamental anomalies. Paradoxes of modern stock exchange markets. *The Annals of the University of Oradea*, 6, 37–39.

Bashir, U., Khan, S., Jones, A., & Hussain, M. (2021). Do banking system transparency and market structure affect financial stability of Chinese banks? *Economic Change and Restructuring, 54*, 1–41.

Ben Mabrouk, H. (2018). Cross-herding behavior between the stock market and the crude oil market during financial distress. *Managerial Finance*, 44(2), 439–58.

Bhandari, G., & Deaves, R. (2006). The demographics of overconfidence. *The Journal of Behavioral Finance*, *7*(1), 5–11.

Bouteska, A., Harasheh, M., Abedin, M. Z. (2023). Revisiting overconfidence in investment decision-making: Further evidence from the U.S. market. *Research in International Business and Finance*, 66, 1-14.

Brealey, R., Stewart, M., and Franklin, A. (2012). Principles of Corporate Finance. New York: Tata McGraw-Hill Education.

Brown, S.J. (2020). The efficient market hypothesis, the financial analysts journal, and the professional status of investment management, *Financ. Anal. J*, 76 (2), 5-14.

Clarke, J., Ornthanalai, C., & Tang, Y. (2014). *Institutional herding and asset price: The role of information*. Rotman School of Management Working Paper (1707868).

De Bondt, W., Rosa, M. M., and Eleuterio, V. (2013). Behavioral decision-making in finance: An overview and assessment of selected research. *Spanish Journal of Finance and Accounting*, 42, 99–118.

Doyle, J., Udechukwu, O., Alasdair, M., Ian, D., and Mario, B. (2021). The anchoring heuristic and overconfidence bias among frontline employees in supply chain organizations. *Production Planning and Control*, 32, 1–18.

Elizabeth, J., Werner Ria, M., and Bertha, S. S. (2020). Investor behavioral bias based on demographic characteristics. Paper presented at 17th International Symposium on Management, Vũng Tàu, Vietnam, February 19–21; Amsterdam: Atlantis Press, pp. 6–12.

Essa, M.S., Giouvris, E. (2023). What is the effect of VIX and (un) expected illiquidity on sectoral herding in US REITs during (Non) Crises? Evidence from a Markov Switching Model (2014–2022), J. Behav. *Finance*, 1–23.

Fateye,T., Peiser, R., & Ajayi, C. (2024). Behavioral factors influencing investment decision-making in the Nigerian real estate stock market. *Scientific African*, 1-9.

Feng, L., & Seasholes, M. S. (2004). Correlated trading and location. *The*. *Journal of Finance, 59*(5), 2117–2144.

Fernandes, D., Lynch, J. G., Jr., & Netemeyer, R. G. (2014). Financial literacy, financial education, and downstream financial behaviors. *Management Science, 60*(8), 1861–1883.

Filiz, I., Thomasm, N., Markus, S, and Kilian, B. (2018). Portfolio diversification: The influence of herding, status-quo bias, and the gambler's fallacy. *Financial Markets and Portfolio Management*, 32, 167–205.

Fogel, S. O. C., & Berry, T. (2010). *The disposition effect and individual investor decisions: The roles of regret and counterfactual alternatives*. In Handbook of behavioral finance: Edward Elgar Publishing.

Foorthuis, R. (2021). On the nature and types of anomalies: A Review. arXiv arXiv:2007.15634.

Gavriilidis, K., Kallinterakis, V. (2021). Herding in imperial Russia: evidence from the St. Petersburg Stock Exchange (1865–1914). *J. Behav. Finance*, 24 (4), 387–397.

Gavrilakis, N., & Floros, C. (2021). The impact of heuristic and herding biases on portfolio construction and performance: The case of Greece. *Review of Behavioral, 14* (3), 436–462.

Giles, E, L., Shannon, R, Elaine M., Falko, F. S., and Jean, A. (2014). The effectiveness of financial incentives for health behavior change: Systematic review and meta-analysis. *PLoS ONE 9*: e90347.

Grohmann, A., & Menkhoff, L. (2015). School, parents, and financial literacy shape future financial behavior. *DIW Economic Bulletin, 5*(30/31), 407–412.

Hussain, M., Shah, S. A., Latif, K., Bashir, U., & Yasir, M. (2013). Hindsight bias and investment decisions making empirical evidence form an emerging financial market. *International Journal of Research Studies in Management, 2*(2), 77–88.

Islam, KH., Ahmad Bhat, S., Mushtaq Lone, U., Darzi, M. A., Ahmad Malik, I. (2024). Financial risk propensity and investment decisions: An empirical analysis using behavioural biases. *Journal Pre-proof*, doi: https://doi.org/10.1016/j.iimb.2024.06.004.

Joo, B. A., and Durri, K. (2017). Influence of overconfidence, optimism and pessimism on the rationality of the individual Investors: An empirical analysis. *Pacific Business Review International*, 9, 7–13.

Kansal, P., Singh, S. (2018). Determinants of overconfidence bias in Indian stock market. *Qual. Res. Financ. Mark*, 10 (4), 381–394.

Kasoga, P. S. (2021). Heuristic biases and investment decisions: Multiple mediation mechanisms of risk tolerance and financial literacy a survey at the Tanzania stock market. *Journal of Money and, 1*(2), 102–116.

Khan, S., Mahmood, F., & Younas, S. (2024). Impact of fınancıal knowledge and investor's personalıty traıts on investment intentıon: Role of attıtude and fınancıal self efficacy. *FWU Journal of Social Sciences, Spring, 18*(1), 120–134.

Khawar, S., & Sarwar, A. (2021). Financial literacy and financial behavior with the mediating effect of family financial socialization in the financial institutions of Lahore. *Pakistan. Future Business Journal, 7*(1), 1–11.

Kumar, P., Islam, A., Pillai, R., & Sharif, T. (2023). Analysing the behavioural, psychological, and demographic determinants of financial decision making of household investors. Heliyon, 9, 1-16.

Kumar, S., and Nisha, G. (2015). Behavioral biases in investment decision making—A systematic literature review. *Qualitative Research in Financial Markets*, 7, 88–108.

Latif, M., Shanza, A., Mariam, F., and Samia, F. (2021). Market efficiency, market anomalies, causes, evidences, and some behavioral aspects of market anomalies. *Research Journal of Finance and Accounting*, 2, 1–13.

Lee, J. S., Pi-Hsia, Y., and Kam, C. CH. (2013). Market states and disposition effect: Evidence from Taiwan mutual fund investors. *Applied Economics*, 45, 1331–42.

Lewis, T. (2017). Fit Statistics Commonly Reported for CFA and SEM. Cornell Statistics Departmen.

Luong, P.L., Ha, T.D. (2011). Behavioural Factors Influencing Individual Investors' Decision-Making and Performance: A Survey at the Ho Chi Minh Stock Exchange, Published M. Sc. Thesis, Umeå School of Business.

Mahmood, F., Arshad, R., Khan, SH., Afzal, A., & Bashir, M. (2024). Impact of behavioral biases on investment decisions and the moderation effect of financial literacy; an evidence of Pakistan. Acta Psychologica, 247, 1-9.

Malik, K. U., Muhammad, SH. M., Muhammad, I., and Hussain, M. (2022). The role of heuristic factors in investment performance: Exploring the market anomalies in a volatile environment. *Apuntes del Cenes*, 41, 61–82.

Maxfield, S., Shapiro, M., Gupta, V., & Hass, S. (2010). Gender and risk: women, risk taking and risk aversion. Gender in Management. *An International Journal., 25*(7), 586–604.

Metawa, N., Hassan, M. K., Metawa, S., & Safa, M. F. (2019). Impact of behavioral factors on investors' financial decisions: Case of the Egyptian stock market. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and, 12*(1), 30–55.

Mirza, N., Syed Kumail A. R., Irum, S., Bushra, N., and Larisa. Y. (2022). The resilience of Islamic equity funds during COVID-19: Evidence from risk adjusted performance, investment styles and volatility timing. *International Review of Economics & Finance*, 77: 276–95.

Mitroi, A., and Ion, S. (2014). Biases, anomalies, psychology of a loss and individual investment decision making. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 48, 1–17.

Ozen, E., & Ersoy, G. (2019). The impact of financial literacy on cognitive biases of individual investors. In *Contemporary issues in behavioral finance*. Emerald Publishing Limited.

Pradikasari, E., & Isbanah, Y. (2018). Pengaruh financial literacy, illusion of control, overconfidence, risk tolerance, dan risk perception terhadap keputusan investasi pada mahasiswa di Kota Surabaya. *Jurnal Ilmu Manajemen (JIM), 6*(4), 424–434.

Prosad, J. M., Kapoor, S., & Sengupta, J. (2015). Behavioral biases of Indian investors: A survey of Delhi-NCR region. *Qualitative Research in Financial, 7*(3), 230–263.

Qiao, L., Adegbite, E., Nguyen, T.H. (2022). Chief financial officer overconfidence and stock price crash risk. *Int. Rev. Financ*. Anal. 84, 102364 https://doi.org/10.1016/J.IRFA.2022.102364.

Rasool, N., & Ullah, S. (2020). Financial literacy and behavioural biases of individual investors: Empirical evidence of Pakistan stock exchange. *Journal of Economics, Finance and Administrative, 25*(50), 261–278.

Sattar, M.A., Toseef, M., & Sattar, M.F. (2020). Behavioral finance biases in investment decision making, Int. J. Account. *Finance Risk Manage*, 5 (2), 69–75.

Sezer, D., & Demir, S. (2015). Yatırımcıların finansal okuryazarlık ve bilis¸sel yetenek düzeylerinin psikolojik yanılsamalar ile ilis¸kisi. *Muhasebe ve Finansman, Dergisi*, (66), 69–88.

Shah, M. U. D., Attaullah, SH., and Safi, U. KH. (2017). Herding behavior in the Pakistan Stock Exchange: Some new insights. *Research in International Business and Finance*, 42, 865–73.

Shah, S. Z. A., Ahmad, M., & Mahmood, F. (2018). Heuristic biases in investment decision-making and perceived market efficiency: A survey at the Pakistan stock exchange. *Qualitative Research in Financial, 10*(1), 85–110.

Shefrin, H. (2002). *Beyond greed and fear: Understanding behavioral finance and the psychology of investing*. Oxford University Press on Demand.

Shen, J., Najand, M., & Chen, C. (2023). the influence of emotions on cross-section returns: tests for cognitive appraisal theory, *J. Behav. Finance*, 1–16.

Silva, T. C., Braz, T., Amancio, D. R., & Tabak, B. M. (2022). Financial literacy and the perceived value of stress testing: An experiment using students in Brazil. *Emerging Markets Finance and Trade, 58*(4), 965–996.

Singh, S. (2016). The role of behavioral finance in modern age investment. *Pacific Business Review International*, 8, 234–40.

Son, J., & Park, J. (2019). Effects of financial education on sound personal finance in Korea: Conceptualization of mediation effects of financial literacy across income classes. *International Journal of Consumer Studies*, *43*(1), 77–86.

Statman, M., Thorley, S., & Vorkink, K. (2006). Investor overconfidence and trading volume. *The Review of Financial Studies, 19*(4), 1531–1565.

Summers, B., and Darren, D. (2012). Decision-dependent emotions and behavioral anomalies. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 118, 226–38.

Taffler, R. J., Crawford, S., and Arman, E. (2017). Emotional economic man: Calculation and anxiety in fund management. *Accounting, Organizations and Society*, 61, 53–67.

Takeda, K., Takemura, T., & Kozu, T. (2013). Investment literacy and individual investor biases: Survey evidence in the Japanese stock market. *The Review of Socionetwork Strategies, 7*(1), 31–42.

Tanzina Hossain, T., and Siddiqua, p. (2022). Exploring the influence of behavioral aspects on stock investment decision-making: a study on Bangladeshi individual investors. Stock Investment decisionmaking, 7(3), 1-17.

Taylor, S. J. (2011). Asset Price Dynamics, Volatility, and Prediction. Princeton: Princeton University Press.

Thaler, Richard H. (2005). Advances in Behavioral Finance. Princeton: Princeton University Press, vol. 2.

Thi Tuyet Dao, N., Guney, Y., Hudson, R. (2023). Managerial overconfidence and corporate cash holdings: evidence from primary and secondary data. *Res. Int. Bus. Financ*, 65, 101943.

Trejos, C., van Deemen, A., Rodríguez, Y.E., G´omez, J.M. (2019). Overconfidence and disposition effect in the stock market: a micro worldbased setting. *J. Behav. Exp. Financ*, 21, 61–69.

Yoong, J., & Ferreira, V. (2013). Improving financial education effectiveness through behavioural economics: OECD key findings and way forward. *OECD Publishing, 1*, 1926–1982.

Zhang, X., & Huang, CH. H. (2024). Investor characteristics, intention toward socially responsible investment (SRI), and SRI behavior in Chinese stock market: The moderating role of risk propensity. *Heliyon*, 10, 1-17.

Ahmad, M., Wu, Q., Abbass, Y. and Ahmed, S. (2024). The role of financial knowledge in managing antecedents and repercussions of fundamental and technical anomalies: evidence from an emerging Asian economy. *Journal of Advances in Management Research*, 4(1), 10-23.

Shahzad, M. A., Jianguo, D., Jan, N., & Rasool, Y. (2024). Perceived Behavioral Factors and Individual Investor Stock Market Investment Decision: Multigroup Analysis and Major Stock Markets Perspectives. SAGE Open, 2(4), 1-14.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Analysis of Behavioral and Psychological Factors on Stock Market Anomalies and Investor Decisions

Mehrdad Neamati[1]
Saman Rahmani Noroozabad[2]

Received: 25/ March /2025 Accepted: 31/ May /2025

Abstract

Behavioral finance helps in studying psychological variables that can influence financial decision-making. Therefore, before making any investment decision to maximize wealth, it is better to understand the characteristics of securities markets using a combination of psychology and finance. The present study aims to identify the impact of behavioral and psychological factors on stock market anomalies and investor decisions in the Tehran Stock Exchange. In this field study, a standard questionnaire was used to collect data. The statistical population of this research consists of individual investors in the Tehran Stock Exchange, and from this population, 302 investors were randomly selected and examined using Cochran's formula. To examine the relationships between the research variables, the structural equation modeling technique and LISREL software were used. The results of good fit indices such as RMSEA, GFI, and AGFI indicate a good fit of the model and the usability of the results. The findings suggest that the impact of overconfidence, herd bias, disposition effect, financial literacy, and risk tolerance on fundamental and technical anomalies is positive and significant. Additionally, fundamental and technical anomalies have a positive and significant impact on investor decisions. Based on data analysis, it was found that behavioral biases and market anomalies are closely related. The findings confirmed the mediating role of market anomalies in relation to investor decision-making. The results showed that investors act irrationally in their decisions, which is likely to cause anomalies in the market.

Keywords: Investor decisions, behavioral and psychological factors, stock market anomalies.
JEL Classification: G40, G41.

[1] Department of Management, Faculty of Management, Ilam University, Ilam, Iran. (Corresponding author): nemati@ilam.ac.ir
[2] Department of Finance, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.saman.rahmani7@yahoo.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامـه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۷۷ تا ۹۹

ضرورت سرمایه‌گذاری صندوق توسعه ملی در انرژی‌های تجدیدپذیر با رویکرد آمایش سرزمین

قدرت طاهری[۱]
هاشم اورعی میرزمانی[۲]✉
علیرضا میرعرب بایگی[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰٦ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۱

چکیده

انرژی، اساس توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی یک کشور می‌باشد. سیاست‌های انرژی در یک کشور بسیار حیاتی و تعیین‌کننده است. چرا که نه تنها توسعه کشور را متاثر می‌سازد، بلکه بر فعالیت‌های اقتصادی تاثیرگذار است. با توجه به سرمایه‌گذاری‌های کلان و زمان زیاد مورد نیاز برای پروژه‌های گسترش انرژی در کشور، تصمیم‌گیری‌های درست و علمی، پیشرفت و رفاه را برای جامعه به ارمغان می‌آورد. پیش‌بینی خوب تقاضا، یک پیش‌شرط اساسی برای توسعه موثر سیاست‌های انرژی محسوب می‌گردد زیرا می‌تواند احتمال خطا در برنامه‌ریزی در حوزه انرژی را کاهش دهد. پیش‌بینی دقیق مصرف انرژی، موضوعی بسیار مهم می‌باشد. همچنین، مصرف انرژی در جهان نیز به دلیل رشد جمعیت، بهبود استانداردهای زندگی، تاکید بر صنعتی شدن کشورهای در حال توسعه و نیاز به حفظ نرخ رشد اقتصادی مثبت، رو به افزایش است. با توجه به این واقعیت، یک روش پیش‌بینی دقیق برای سرمایه‌گذاری تولید و توزیع انرژی بسیار مهم است. مصرف انرژی در کشور ایران نیز در چند دهه گذشته به دلیل رشد روز افزون جمعیت و توسعه اقتصادی افزایش یافته است. با توجه به اهمیت و نقش انرژی در توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور، ضرورت پرداختن به انرژی‌های نو بسیار واضح است، بطوریکه می‌توان گفت، علاوه بر پایان‌پذیر بودن منابع سوخت‌های فسیلی و زیان‌های جبران‌ناپذیر آنها بر طبیعت و حیات انسان، انرژی‌های نو (تجدیدپذیر) در نقطه مقابل سوخت‌های فسیلی بوده و سازگاری کامل با محیط زیست داشته و از نظر اقتصادی نیز از ثبات نسبی قیمتی برخوردار می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: برنامه‌ریزی، توسعه، سرمایه‌گذاری، فعالیت‌های صنعتی، سیاست‌های انرژی، طبیعت، انرژی‌های تجدیدپذیر

طبقه بندی JEL: O21 و O32و O33

۱ گروه حسابداری و مدیریت، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Qodrat.taheri@iau.ir
۲ گروه برق،دانشکده برق، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).h.oraee@gmail.com
۳ گروه حسابداری و مدیریت، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.a.mirarab@riau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

از قرن هجدهم به بعد، جهان شاهد مصرف روزافزون سوخت‌های فسیلی بوده است. از پیامدهای سوخت‌های فسیلی، آلاینده بودن آنهاست. فرآیند مصرف سوخت‌های فسیلی موجب آلودگی محیط، افزایش گازهای گلخانه‌ای و افزایش غلظت گاز دی‌اکسیدکربن است که در جو زمین موجب تشدید پدیده اثر گلخانه‌ای و افزایش تدریجی دمای زمین می‌شود. افزایش دمای زمین نیز موجب تغییرات مخرب متعددی در زیست‌بوم زمین شده که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از آب شدن یخ‌های قطبی و بالا آمدن سطح آب اقیانوس‌ها و در خط انقراض قرار گرفتن گونه‌های جانوری و گیاهی به علت زمانبر بودن فرآیند سازگاری آن با محیط. امروزه، اهمیت انرژی و آثار آن بر کسی پوشیده نیست. واقعیت این است که انرژی توانسته در همه ابعاد زندگی انسان تاثیر بگذارد. انرژی یکی از نهاده‌های کلیدی تولید و هزینه آن تاثیر زیادی در بهای تمام‌شده محصولات دارد. با افزایش قیمت حامل‌های سوختی با منشاء فسیلی و نیز مشکلات زیادی که این منابع انرژی برای محیط زیست ایجاد می‌کنند، انرژی‌های نو مورد توجه قرار گرفته‌اند. اخیراً روش‌های جدید استحصال انرژی از نور خورشید، انرژی باد، انرژی امواج، انرژی گرمای زمین، پیل سوختی، بیوماس، انرژی هسته‌ای و... توانسته سرمایه‌گذاری‌های خوبی جذب کنند. در هر حال رویکرد استفاده از انرژی‌های نو، به‌ویژه انرژی خورشیدی و بادی به عنوان منبع دائمی گرما و نور، در آینده نزدیک اجتناب‌ناپذیر خواهد بود. کشورهای غنی از منابع هیدروکربنی مانند ایران، علی‌رغم پتانسیل فراوان تولید انرژی از منابع پایان‌پذیر باید تلاش قابل‌توجهی برای توسعه انرژی‌های نو انجام دهند. با عنایت به برخورداری از پتانسیل مطلوب و مناسب انرژی‌های تجدیدپذیر در کشور، استفاده منطقی از این منابع ارزشمند و خدادادی دارای توجیه اقتصادی و اجتماعی می‌باشد، چرا که از این طریق می‌توان بستر اهداف توسعه پایدار را فراهم آورد. با توجه به اهمیت راه‌اندازی نیروگاه‌های انرژی تجدیدپذیر، مدیریت آنها توسط بخش خصوصی، نیاز به یک تامین‌کننده مالیست، تا حامی بخش خصوصی در این زمینه باشد. با توجه به ساختار صندوق توسعه ملی، مشارکت صندوق و دادن اعتبار لازم در راستای راه‌اندازی چنین نیروگاه‌هایی برای شتاب بخشیدن به رشد اقتصاد انرژی و کاهش آلودگی‌های محیطی ناشی از سوخت‌های فسیلی موثر می‌باشد. با ورود صندوق به حوزه انرژی‌های تجدیدپذیر، رمز ماندگاری سرمایه صندوق توسعه ملی که برای آیندگان است و اگر صندوق توسعه به دنبال ورود به بخش سرمایه‌گذاری در این بخش باشد، این صنعت نوپا را کمک کرده و بستر رشد عرصه دانش و فناوری را در این زمینه فراهم خواهد آورد.

بیان مساله

منابع انرژی از مهم‌ترین عوامل و عناصر دستیابی به توسعه پایدار می‌باشند. داشتن انرژی مناسب، از بسترهای لازم برای استمرار توسعه اقتصادی، رفاه اجتماعی، بهبود کیفیت زندگی و امنیت جامعه است. اگر انرژی به نحوی تولید و مصرف شود که اهداف توسعه را در بلندمدت در تمام ابعاد اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی تأمین کند، مفهوم انرژی پایدار تحقق خواهد یافت. براین‌اساس می‌توان گفت تأمین انرژی پایدار ضرورت توسعه پایدار است. به همین دلیل در سال‌های اخیر کشورهای مختلف پیشرفته و در حال توسعه توجه فزاینده‌ای به انرژی تجدیدپذیر (انرژی خورشیدی، بادی و غیره) جهت ایجاد تنوع در استفاده از منابع انرژی پایدار معطوف داشته‌اند. ایران به دلیل شرایط

جغرافیایی خاص، ظرفیت‌های زیادی برای استفاده از انرژی‌های بادی و خورشیدی دارد، در صورت سرمایه‌گذاری‌های مناسب می‌توان از این‌نعمت خدادادی به بهترین شکل بهرمند شد. کشورمان در منطقه‌ای واقع شده که با داشتن حدود ۳۰۰ روز آفتابی از نظر دریافت انرژی خورشیدی درمیان نقاط مختلف جهان در بالاترین رده‌ها قرار دارد؛ لذا استفاده از انرژی‌های خورشیدی و بادی به دلایل مختلفی مانند دسترسی آسان و سهولت تبدیل شدن به انرژی الکتریکی، سازگار با محیط زیست و تجدیدپذیری، از مطلوبیت زیادی برخوردار است. محدویت منابع فسیلی، رشد بالای مصرف سالانه انواع انرژی در ایران، خارج‌شدن ایران از جرگه صادرکنندگان نفت از اواخر قرن حاضر و بالطبع قطع درآمدهای ناشی از صدور نفت سبب می‌شود که در صورت عدم برنامه‌ریزی و پیشرفت‌های لازم، روند توسعه کشور به طور جدی تحت تأثیر قرارگیرد. درباره ظرفیت‌های ایران در توسعه انرژی خورشیدی دو نکته قابل توجه است؛ نخست اینکه اگر ژاپن، چین و آلمان می‌توانند روی انرژی خورشیدی حساب کنند، ایران باید بیشتر از این کشورها به صنعت برق خورشیدی بپردازد. ساده‌ترین دلیل را می‌توان به دوعلت تابش جهانی سالانه و تابش مستقیم سالانه خورشید در ایران دانست. نقشه‌های تابش خورشید در جهان نشان می‌دهند که در ایران، حدود دوهزار کیلووات بر مترمربع تابش سالانه وجود دارد که ازمیانگین جهانی بالاتر است.

بخش انرژی از دو طریق به فعالیت‌های اقتصادی کمک می‌کند: نخست اینکه، تولید انرژی خود یکی از بخش‌های مهم اقتصادی است که سبب ایجاد اشتغال و ارزش افزوده در بخش‌های استخراج، انتقال و توزیع کالا و خدمات در تمام طول چرخه اقتصاد می‌شود. دوم اینکه بخش انرژی محرکی در سایر بخش‌های اقتصادی نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند. در مواجهه با دوچالش کندی رشد اقتصادی و ضرورت کربن‌زدایی از اقتصاد، کشورها به دنبال ارائه راهکارهایی به منظور بهبود عملکرد اقتصادی هم زمان با کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای هستند؛ بنابراین، توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند نقش مهمی در دستیابی به رشد اقتصادی ایفا کند. آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر (۲۰۱۶) برآورد کرده است که سهم انرژی‌های تجدیدپذیر از سبد انرژی جهان باعث افزایش تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۳۰ به میزان ۰/۶ تا ۱/۱ درصد، با توجه به ادامه روند موجود خواهد شد. این میزان افزایش برابر با ۷۰۶ میلیارد دلار تا ۱/۳ تریلیون دلار براساس قیمت‌های ۲۰۱۵ است (RENEWABLEENERGY BENFITS, 2016). مطالعات نشان می‌دهد با افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیری در سبد انرژی جهان، کشور ژاپن بیشترین درصد افزایش در تولید ناخالصی داخلی (برابر با ۲/۳ درصد) را کسب کرده در نتیجه سرمایه‌گذاری تولید برق در بخش سلول‌های فتوولتائیک (IRENA, 2016a) افزایش و واردات سوخت‌های فسیلی از سوی این کشور کاهش قابل ملاحظه‌ای خواهند یافت. کشورهای دیگر از قبیل استرالیا، برزیل، آلمان، کره جنوبی، مکزیک و آفریقای جنوبی نیز تأثیرات مثبت افزایش تولید ناخالص داخلی را تا سال ۲۰۳۰ از طریق توسعه انرژی‌های تجدیدپذیری تجربه خواهند کرد. اغلب تاثیرات مثبت تولید ناخالصی داخلی کشورهای مختلف مربوط به افزایش سرمایه‌گذاری جهت انرژی‌های تجدیدپذیر است که باعث تأثیرگذاری مستقیم بر اقتصاد کشورها خواهد شد(World Bank, 2015) .

اهمیت و ضرورت تحقیق

نیاز روزانه مردم در جهان به انرژی و خدمات مرتبط با آن، برای دستیابی به توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، افزایش یافته، نگرانی‌های زیست‌محیطی و محدود بودن منابع انرژی فسیلی، ضرورت بیش از پیش پرداختن به انرژی‌های تجدیدپذیر بر همگان روشن ساخته است. باتوجه به شرایط طبیعی، اقلیمی و جغرافیایی، ایران از پتانسیل مطلوب و مناسب برای تولید انرژهای تجدیدپذیر برخوردار و توسعه منطقی این منابع با ارزش از نظر اقتصادی توجیح پذیر و از طرفی استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر گام برداشتن در راستای توسعه پایدار می‌باشد. در رابطه با محدودیت منابع فسیلی برای تولید انرژی می‌توان گفت: منابع انرژی‌های تجدیدپذیر نه‌تنها محدود نبوده و پایانی برای آن‌ها متصور نیست، بلکه انرژی حاصل از این منابع در راستای پایداری و حفاظت از محیط زیست می‌باشند. منابع انرژی از مهم‌ترین عوامل دستیابی به توسعه در کشور می‌باشند. دسترسی به منابع مناسب انرژی، بعد از نیروی انسانی، مهم‌ترین عامل در راستای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی است، براین اساس می‌توان گفت انرژی نیاز اساسی برای توسعه اقتصادی است که دستاوردهایی چون رفاه اجتماعی، بهبود کیفیت زندگی و تامین امنیت جامعه به دنبال خواهد داشت. دستیابی به انرژی مقرون به صرفه، قابل اطمینان، پایدار و مدرن برای همگان، رسیدن به توسعه پایدار را شتاب بخشیده و بسترهای لازم را برای آن فراهم می‌کند.

پیشینه مطالعاتی

وحید محمودی و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان "الگوی حکمرانی و تخصیص منابع در صندوق توسعه ملی ایران" به تشریح اهداف صندوق پرداخته‌اند. آنها در این مقاله به مطالعه تطبیقی صندوق‌های ثروت ملی چند کشور پرداخته و الزامات و اهداف صندوق توسعه ملی ایران را بیان کرده‌اند. در این راستا ابتدا با مطالعه ابعاد گوناگون صندوق‌های ثروت، شناخت کامل از ماهیت آنهاحاصل وبا استفاده از مطالعات تطبیقی و متن‌کاوی پیشینه پژوهش، مؤلفه‌های مرتبط با حکمرانی و تخصیص منابع و راهکارهای اولیه ارائه داده‌اند. آنها برای ارائه پیشنهادات نهایی در رابطه با صندوق، مصاحبه نیمه‌ساختاریافته با خبرگان انجام داده و سرانجام راهکارهای مقاله در چهار مقوله ارائه گردیده است: ۱- چهارچوب قانونی و ساختار حاکمیتی شرکتی، ۲- قوانین مالی مرتبط با منابع و مصارف، ۳- سرمایه‌گذاری ۴-شفافیت و پاسخگویی.

سیاستگذاری صندوق توسعه ملی ایران می‌تواند نقش اساسی در کاهش نوسانات اقتصادی و کمک به فعالان و سرمایه‌گذاران در بخش‌های اقتصاد داشته باشد. سید مجتبی حسین‌زاده یوسف‌آباد و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان "نقش صندوق توسعه ملی در کاهش نوسانات اقتصادی ایران با رویکرد DSGE" به بررسی موضوع فوق پرداخته‌اند. از آنجا که سیاستگذاران در کشورهایی که اقتصاد نفتی دارند، امکان دقیق درآمدهای نفتی و بودجه‌ریزی بر مبنای درآمدهای نفتی به دلیل عوامل مختلف اقتصادی، سیاست خارجی و برون‌زا بودن آن نسبت به اقتصاد داخل وجود ندارد، چنین چالشی سبب شد تا سیاست‌گذراان اقتصادی به دنبال راهی برای کم اثر کردن نوسانات اقتصادی منفی مذکور باشند. در این مقاله تلاش شده کاهش نوسانات اقتصادی ایران را در سه سناریو و در دوره زمانی ۱۳۶۸۰۹۵ با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) بررسی شود. در سناریو اول

فرض شده که دولت تنها از درآمدهای نفتی استفاده می‌کند و هیچ بخش از این درآمدها در صندوق توسعه ملی واریز نمی‌شود.

امروزه نوع انرژی و کارایی آن بر ائتخاب و استفاده از انرژی مورد نظر به عنوان یک معیار مورد توجه است. از طرفی تجهیزات مدرن برای تولیدانرژی نیازمند سرمایه‌گذاری عظیمی می‌باشد، بنابراین برای انجام آنچه بیان شد به منابع مالی قابل توجهی نیاز هست. می‌توان گفت بین محل تامین اعتبار و کارایی پروژه‌های انرژی که بخشی از آن به ابزار و تجهیزات مدرن مرتبط است رابطه وجود دارد. ویدا ورهرامی (۱۳۹۴) در مقاله "توسعه مالی و کارایی پروژه‌های انرژی" از داده‌های تابلویی برای تخمین ارتباط بین تعداد تجهیزات جدید نصب شده در نیروگاه-های برق (به عنوان بخشی از انرژی) و میزان جذب منابع مالی در بخش برق و سرمایه ثابت خالص در این بخش باری کشورهای OECD[1] در دروه ۲۰۰۰-۲۰۱۴ استفاده کرده است. نتایج مطالعه نشان داده که توسعه منابع مالی در بخش برق اثر مثبتی بر افزایش به کارگیری تجهیزات جدید در پروژه‌های برق دارد.

مارلند و همکاران (۲۰۱۶) در مقاله مطالعه سرمایه‌گذاری انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورها BRICS ، پیشینه، مدل‌ها، مسائل و راه‌حل‌ها، سابقه توسعه انرژی تجدیدپذیر در کشورهای BRICS2 را مرور کرده‌اند. مدل‌های تامین مالی جهت توسعه انرژی تجدیدپذیر کشورهای BRICS شامل تامین مالی بانک، وام‌های موسسات، صندوق‌های صنعت و تامین مالی بین‌المللی اشند. این مقاله، چندین مسئله و مشکل در تامین مالی در کشورهای BRICS را مشخص کرده است که شامل کمبود کانال‌های تامین مالی، کمبود سرمایه برای شرکت‌های کوچک و متوسط و سیاست‌های دولتی ناکامل هستند. راهکارها برای این مسائل شامل گسترش بازارهای سرمایه، تامین مالی خدمات لیزینگ یا اجاره و پروژه‌های «ساختن-راه‌اندازی-انتقال» و «ساختن- راه‌اندازی برای خود»، می‌باشند؛ علاوه بر آن، یک مدل مشارکت شهروند مالی باید مشابه با «سیستم تجارت آلودگی آلمان و اتحادیه اروپا (EU ETS) بکار گرفته شود. مدل مشارکت شهروند مالی بدان معناست که نهادهای قانونی، اشخاص خصوصی و شرکت‌های کشاورزی از طریق دارایی ویژه در زیرساخت انرژی تجدیدپذیر سرمایه‌گذاری کنند. یک سیاست پولی نسبت رزرو منطقه‌ای برای قادر ساختن مناطق به توسعه انرژی تجدیدپذیر، توصیه می‌شود. مقدمه: انرژی سوخت فسیلی توسط انسان‌ها مصرف می‌شود تا نیازها و فعالیت‌های روزانه را حفظ کنند، اما سوختن مقادیر زیاد سوخت فسیلی باعث افزایش 2CO در جو می‌شود. بیش از ۳۰ میلیارد تن 2CO بخاطر سوختن سوخت فسیلی هر ساله آزاد می شود، مقداری که به میزان قابل توجهی از آن سطح قابل بازیافت توسط طبیعت، فراتر می‌رود (Olah, 2011). CO2 باقیمانده برای مدت زمان نسبتاً طولانی در جو باعث گرمایش زمین می‌شود (Rosa,2011) بخصوص در دو منطقه قطبی. از سال ۱۹۰۰ تا ۲۰۱۵، میانگین دمای جهانی به اندازه ۱.۰۲°C افزایش یافته است (McGrath, 2015). در منطقه قطب شمال، سرعت افزایش دمای میانگین دو برابر جاهای دیگر است. این پدیده، محیط زیست را تغییر

[1] The organization for economic co-operation and development

[2] بریکس مخفف پنج اقتصاد پیشرو در حال ظهور است: برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی.

داده است و تا حدی با ذوب شدن یخ‌ها در مناطق قطبی این امر رخ می‌دهد: بزرگ‌ترین بلوک یخ در قطب شمال که به مدت هزاران سال کامل باقیمانده بود، اخیراً شکسته شده و به تکه‌هایی تبدیل شده (www.nrdc.org).

سیدکامران یگانگی (۱۴۰۱) در مقاله "مدیریت سرمایه‌گذاری بر روی انرژی‌های تجدیدپذیر"، رشد سریع بازار تقاضا و مصرف انرژی ایجاد یک محیط رقابتی و مشارکت بخش خصوصی در عرصه بهره‌برداری انرژی‌های تجدیدپذیر را امری اجتناب‌ناپذیر می‌دانند. اگر چه بخش خصوصی محرک اکثر صنایع پیشرفته، به روز و کارآمد می‌باشد اما سرمایه‌گذاران بخش خصوصی همواره در مورد بازدهی تکنولوژی‌های جدید بخصوص در زمینه مربوط به انرژی‌های تجدیدپذیر نگرانند. بسیاری از ادبیات آکادمیک شروع به تمرکز بر معقول بودن فنی و اقتصادی چنین انتقالی به انرژی‌های تجدیدپذیر کرده‌اند، اما این مطالعات اغلب یک تا چندین سیستم انرژی بالقوه و هزینه‌ها و مزایای آنها را در مقایسه با سیستم موجود بررسی می‌کنند. این مقاله پیامدهای چنین تصمیماتی را خلاصه می‌کند.

سمیه دانشوری و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله تاثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر اقتصاد سبز، از نظر آنها با افزایش جمعیت جهان و محدود بودن منابع انرژی، کشورها با مشکل مصرف انرژی مواجه خواهند شد. بحران‌هایی که کشورها و جوامع بشری را تهدید می‌کند، محدود بودن منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر (فسیلی) و نیز افزایش آلودگی‌های زیست‌محیطی ناشی از مصرف بیش از اندازه سوخت‌های فسیلی است که این عوامل ضرورت و اهمیت توجه به استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر را نشان می‌دهد. ارتباط تنگاتنگ میان موضوعات اقتصادی و زیست-محیطی سبب مطرح شدن رویکردهای جدید در حوزه حقوق بین‌الملل محیط زیست شده است که یکی از مهمترین آنها، اقتصاد سبز می‌باشد. یکی از مهمترین اهداف اقتصاد سبز، کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است، لذا استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر یک راه میانبر برای رسیدن به اقتصاد سبز می‌باشد. در این راستا هدف اصلی این مقاله، بررسی مقایسه‌ای میزان تاثیرگذاری انرژی‌های تجدیدپذیر بر اقتصاد سبز در گروه کشورهای منتخب با درآمد متوسط و درآمد بالا است. به نظر نویسندگان مقاله انرژی‌های تجدیدپذیر، تمیز (پاک)، فراوان و قابل اعتماد هستند و در صورتی که به طور صحیح توسعه یابند، می‌توانند به عنوان منابع انرژی پایدار نقش مهمی در رسیدن به اهداف توسعه پایدار داشته باشند. دلیل اصلی تاکید بر استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، علاوه بر کمک به حل معضلات زیست‌محیطی و جلوگیری از هدر رفتن سوخت‌های فسیلی، حفاظت از منابع طبیعی برای نسل‌های آینده است، انرژی‌های تجدیدپذیر با توجه به اینکه از فناوری ساده‌ای برخوردارند، نقش مهمی در اقتصاد سبز و توسعه اقتصاد پایدار دارند.

ضرورت بکارگیری انرژی‌های تجدیدپذیر

۱-محدویت منابع انرژی: منابع انرژی فسیلی نامحدود نیستند و این منابع به اتمام خواهند رسید، بنابراین برای افزایش سطح رفاه در جامعه و دستیابی به سطح بالاتر از توسعه‌یافتگی باید انرژی مناسب جایگزین انرژی حاصل از سوخت‌های فسیلی گردد.

۲-امروزه یکی از ابعاد مهم توسعه پایدار، دستیابی به محیط سالم درتمام ابعاد آن می‌باشد. مشکلاتی که در دهه ۱۹۳۰، بصورت بحران‌های جهانی و اجتناب‌ناپذیر مطرح شده، همگی به نوعی به انرژی و مصرف آن مرتبط بودند،

امروزه گرم‌شدن کره زمین به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین مشکلاتی که زندگی بشر را تهدید می‌کند که ناشی از افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای، دی اکسیدکربن و متان و تأثیر آن روی کاهش محصولات کشاورزی، تغییرات آب و هوایی و باران‌های اسیدی ناشی از اکسیدهای نیتروژن و اکسیدهای سولفور و غیره، حاصل از احتراق سوخت‌های فسیلی که موجب آسیب به جنگل‌ها، دریاچه‌ها، مرداب‌ها و غیره می‌شوند. امروزه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک از منابع تجدیدپذیر، در کشورهای توسعه یافته علاوه بر تأمین بخش قابل توجهی از انرژی ، مشکلاتی ناشی از سوخت انرژی‌های فسیلی را بر طرف می‌کند. کشور ایران در منطقه‌ای واقع شده که با داشتن حدود ۳۰۰روز آفتابی ازنظر دریافت انرژی خورشیدی و حداقل تابش چهار کیلووات ساعت بر مترمربع در روز است، در میان نقاط مختلف جهان وضعیت مطلوبی از این نظر دارد. لذا استفاده از انرژی‌های خورشیدی و بادی به دلایل مختلفی مانند دسترسی آسان و سهولت تبدیل‌شدن به انرژی الکترونیکی، سازگاری با محیط زیست و تجدیدپذیری، از مطلوبیت زیادی برخوردار است. محدودیت منابع فسیلی، رشد بالای مصرف انرژی، وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای حاصل از نفت سبب می‌شوند که در صورت عدم برنامه‌ریزی برای جایگزین انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت‌های حاصل از منابع فسیلی، روند توسعه و پیشرفت کشور به طور جدی تحت تأثیر قرار گیرد. با توجه به جغرافیای طبیعی ایران و وجود برخی دشت‌های پهناور، در صورت تجهیز مساحت بیابانی خود به سامانه‌های دریافت انرژی تابشی، می‌تواند انرژی مورد نیاز بخشی از منطقه را تأمین کند و زمینه صدور انرژی برق به برخی کشورهای همسایه امکان‌پذیر می‌گردد.

اهداف بکارگیری انرژی‌های تجدیدپذیر

۱) نیاز روزافزون به انرژی جهت دستیابی به سطوح بالاتری از توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی؛
۲) تأمین برق ارزان و پاک به ویژه برای مناطق روستایی با رویکرد سکونت در روستاها و جلوگیری از مهاجرت به نقاط شهری؛
۳) کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای؛
۴) جایگزین کردن انرژی‌های تجدیدپذیر با انرژی‌های فسیلی؛
۵) فراهم آوردن امکان صادرات برق از طریق شبکه به برخی کشورهای همسایه و
۶) افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی.

جایگاه انرژی‌های تجدیدپذیر در قوانین جمهوری اسلامی ایران

باتوجه به موقعیت جغرافیایی کشور برای تولید انرژی‌های تجدیدپذیر، سیاستگذاران و برنامه‌ریزان، این مهم را در برنامه‌های توسعه کشور جای داده‌اند بطوری که در برنامه‌های سوم، چهارم، پنجم و ششم توسعه، به انرژی‌های تجدیدپذیر پرداخته شده و متولیان امر، برای پیگیری و تولید انرژی‌های تجدیدپذیر تعیین شده‌اند. برنامه ششم توسعه در ماده (۵۰) به انرژی‌های تجدیدپذیر پرداخته، براساس آن دولت مکلف است سهم نیروگاه‌های تجدیدپذیر و پاک با اولویت سرمایه‌گذاری بخش غیردولتی (داخلی و خارجی) با حداکثر استفاده از ظرفیت داخلی را تا پایان

اجرای قانون برنامه به حداقل پنج درصد ظرفیت برق کشور برساند. امروزه استفاده از انرژی تجدیدپذیر در دنیا هر روز گسترش می‌یابد، با ورود سرمایه‌گذاران بخش غیردولتی به این موضوع، بر توسعه این بخش از انرژی می‌توان امیدوار بود، که همزمان با استفاده بیشتر از انرژی‌های تجدیدپذیر در بخش خانگی و بخصوص صنعت، تقاضا برای سوخت‌های فسیلی کاهش یابد. علاوه بر تأکید (ماده ۵۰) قانون برنامه ششم بر تعیین سهم پنج درصد انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی کشور تا پایان برنامه، هیأت وزیران در سال ۱۳۹۵، با استناد به اصل (۱۳۸) قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران مقرر شده وزارتخانه‌ها، مؤسسه‌ها و شرکت‌های دولتی و نهادهای عمومی غیردولتی، بانک‌ها، شهرداری‌ها، براساس فهرستی که وزارت نیرو تعیین و منتشر کرده، در دو سال حداقل ۲۰ درصد از برق مصرفی ساختمان‌های خود را از انرژی‌های تجدیدپذیر تأمین کنند. در موادی از قانون تنظیم بخشی از مقررات مالی دولت نیز به موضوع انرژی‌های تجدیدپذیر و پاک پرداخته شده، طوری که براساس بند «الف» ماده (۱۰) اجرایی بند «ب» ماده (۲۵) قانون تنظیم از مقررات مالی دولت در برنامه چهارم توسعه به منظور ترغیب و تشویق بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری در ایجاد نیروگاه‌های انرژی تجدیدپذیر، باتوجه به سازگاری این نیروگاه‌ها با محیط‌زیست و عدم انتشار آلاینده‌ها، مبلغ تعیین شده توسط سازمان حفاظت محیط‌زیست به ازای هر کیلووات ساعت برق تولیدی توسط نیروگاه‌های مذکور، از محل اعتبار طرح شماره ۴۰۴۰۴۰۰۲ در بودجه‌های سالیانه با تأیید سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور توسط محیط‌زیست پرداخت خواهد شد. ماده (۶۲) این قانون که مصوب برنامه سوم توسعه و تنفیذ شده در برنامه چهارم است نیز به منظور عدم مصرف سوخت‌های فسیلی و تشویق سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر، به ازاء هر کیلووات ساعت برق در ساعات اوج و عادی مبالغی نیز تعیین کرده است. براساس دستورالعمل اجرایی ماده (۶۲) قانون تنظیم بخشی از مقررات دولتی، منظور از انرژی‌های نو (تجدیدپذیر)، منابع تجدیدپذیر انرژی هستند که شامل انرژی‌های بادی، خورشیدی، زمین‌گرمایی، آبی کوچک، زیست‌توده (بیوماس) و دریایی می‌باشند. نیروگاه‌های آبی کوچک به نیروگاه‌هایی گفته می‌شود که مجموع ظرفیت تولید برق ساختگاه آن، ۱۰ مگاوات یا کمتر باشد.

در برنامه‌های راهبردی وزارت نیرو در افق ۱۴۰۴، راهبرد وزارت نیرو در رابطه با انرژی‌های نو، ارتقاء توانمندی در تولید برق از انرژی نو (تجدیدپذیر) بوده است. باتوجه به اهمیت موضوع انرژی‌های تجدیدپذیر، در مورخه ۱۳۹۱/۱۰/۲۹، مجلس شورای اسلامی به پیوستن و عضویت دولت جمهوری اسلامی ایران در آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر رأی داده و بر این اساس به دولت اجازه داده شده که در «آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر» عضویت یابد و نسبت به پرداخت حق عضویت مربوطه اقدام نماید. در قوانین بودجه سالیانه در سال‌های اخیر نیز به نوعی به انرژی‌های تجدیدپذیر پرداخته شده است، بطوری که در بخشی از تبصره (۱۵) قانون بودجه سال ۱۴۰۱ نیز با عنوان برق و انرژی هسته‌ای در بند «م» به موضوع با این عنوان که، دولت مجاز است نسبت به مشارکت واحدهای صنعتی در تأمین مالی نیروگاه‌های برق اتمی و تجدیدپذیر، در مقابل برق دریافتی از این نیروگاه‌ها، در هر نقطه‌ای از کشور، هزینه‌ای را برای انتقال برق این نیروگاه‌ها دریافت ننماید. همانطور که در قانون بودجه بطور مستقیم به دادن امتیاز به شرکت‌های تولیدکننده انرژی‌های تجدیدپذیر بطور وضوح اشاره شده است، درصورت توسعه فعالیت‌های اینگونه نیروگاه‌ها در کشور، تولید انرژی‌های تجدیدپذیر افزایش خواهد یافت و

بر سطح رفاه، سلامت و ... جامعه افزوده می‌شود. علاوه بر این، پرداختن به تولید انرژی‌های تجدیدپذیر از نظر اقتصادی نیز صرفه قابل توجهی از نظر ایجاد ارزش افزوده و اشتغال خواهد داشت.

باید به این نکته توجه کرد که توسعه انرژی‌های نو دو بخش دارد: فنی و اقتصادی. آنچه مسلم است به لحاظ فنی مشکل غیرقابل حلی برای انرژی‌های نو وجود ندارد. اما مشکل اصلی، مشکل اقتصادی است؛ آیا سرمایه‌گذاری در انرژی‌های نو، امکان‌پذیر است؟ به دلیل نقش حیاتی انرژی در اقتصاد هرکشور، چه تولیدکننده انرژی باشد و چه مصرف‌کننده آن، هرکشور برای حرکت صحیح در مسیر رشد و توسعه نیازمند سیاست‌گذاری انرژی و تدوین مجموعه سیاست‌های انرژی است . سیاست انرژی سندی است که دولت هرکشور برای تعیین الزامات بخش انرژی در مسیر از پیش تعیین‌شده رشد و توسعه اقتصادی تدوین می‌کند. سیاست انرژی حاوی دستورات و دلالت‌های سیاستی در حوزه‌های تولید، توزیع و مصرف انرژی است.

صندوق توسعه ملی

صندوق توسعه ملی با هدف تبدیل بخشی از عواید ناشی از فروش نفت و گاز و میعانات گازی و فراورده‌های نفتی به ثروت‌های ماندگار، مولد و سرمایه‌های زاینده اقتصادی و نیز حفظ سهم نسل‌های آینده از منابع نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی تشکیل شده است. صندوق با هدف تأمین مالی ارزی و ریالی طرح‌های متقاضی تسهیلات از محل منابع خود هرساله نسبت به انعقاد قراردادهای سپرده‌گذاری ریالی و عاملیت ارزی با بانک‌های عامل خود اقدام می‌کند تا از این محل و با واسطه بانک‌های عامل منابع مورد نیاز فعالین اقتصادی در اختیار آنان قرار گیرد. طرح ایجاد حساب ذخیره ارزی در قالب ماده ۶۰ قانون برنامه سوم توسعه کشور در سال ۱۳۷۹ به تصویب مجلس شورای اسلامی رسید و به دنبال آن، آیین‌نامه اجرایی آن نیز در آبان همان سال، از سوی هیئت وزیران به تصویب رسید. به موجب بند (ه) ماده ۶۰ قانون برنامه سوم توسعه کشور (مصوب ۱۳۷۹/۰۱/۱۷ و ۱۳۷۹/۰۷/۱۹ مجلس شورای اسلامی)، آئین‌نامه اجرایی این ماده به پیشنهاد سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و بانک مرکزی ایران و وزارت امور اقتصادی و دارایی حداکثر ظرف مدت ۳ ماه از تاریخ تصویب این قانون، به تصویب هیئت وزیران رسید. همچنین بنابر ماده ۶۰ اصلاحی قانون برنامه سوم توسعه، هیئتی متشکل از رئیس سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (سازمان برنامه و بودجه کشور)، وزیر امور اقتصادی و دارایی، رئیس کل بانک مرکزی و ۴ نماینده به انتخاب رئیس‌جمهوری (حداقل ۲ نفر از بین وزیران) به عنوان هیئت امنای حساب ذخیره ارزی، جهت نظارت بر عملکرد صندوق و اتخاذ تصمیم در موارد تعیین شده در این آئین‌نامه و موارد دیگری تشکیل شد.

مصارف صندوق

۱) اعطای تسهیلات به بخش‌های خصوصی، تعاونی و بنگاه‌های اقتصادی متعلق به مؤسسات عمومی غیردولتی برای تولید و توسعه سرمایه‌گذاری‌های دارای توجیه فنی، مالی و اقتصادی؛

۲) اعطای تسهیلات صادرات خدمات فنی و مهندسی به شرکت‌های خصوصی و تعاونی ایرانی که در مناقصه‌های خارجی برنده می‌شوند از طریق منابع خود با تسهیلات اتحادیه‌ای (سندیکایی)؛

۳) اعطای تسهیلات خرید به طرف‌های خریدار کالا و خدمات ایرانی در بازارهای هدف صادراتی کشور؛
۴) سرمایه‌گذاری در بازارهای پولی و مالی خارجی؛
۵) اعطای تسهیلات به سرمایه‌گذاران خارجی با درنظر گرفتن شرایط رقابتی و بازدهی مناسب اقتصادی به منظور جلب و حمایت از سرمایه‌گذاری در ایران با رعایت اصل هشتادم (۸۰) قانون اساسی می‌باشد؛
۶) تأمین هزینه‌های صندوق

تبصره۱- استفاده از منابع صندوق برای اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و بازپرداخت بدهی‌های دولت به هر شکل ممنوع است.

تبصره ۲- اعطای تسهیلات موضوع این ماده فقط به صورت ارزی است و سرمایه‌گذاران استفاده‌کننده از این تسهیلات اجازه تبدیل ارز به ریال در بازار داخلی را ندارند.

تبصره ۳- اعطای کلیه تسهیلات صندوق صرفاً از طریق عاملیت بانک‌های دولتی و غیردولتی خواهد بود.

د) سایر مقررات:

۱) سهم عاملیت بانک‌ها در شرایط رقابتی متناسب با نرخ کارمزد و توان تخصصی و کارشناسی بانک‌ها توسط عامل تعیین می‌شود؛
۲) سهم صندوق از منابع موضوع جزء (۱) و (۲) بند (ح) این ماده ماهانه توسط بانک مرکزی به حساب صندوق واریز و در پایان سال مالی با توجه به قطعی شدن منابع تسویه می‌شود؛
۳) پرداخت تسهیلات از محل منابع صندوق بدون تأیید توجیه فنی، اقتصادی، مالی و اهلیت متقاضی توسط بانک عامل ممنوع است و در حکم تصرف غیرقانونی در اموال عمومی خواهد بود. ارزیابی گزارش‌های توجیه فنی، اقتصادی و مالی و احراز کفایت بازدهی طرح‌های سرمایه‌گذاری با لحاظ عامل خطرپذیری، به میزانی که از نرخ سود تسهیلات مورد انتظار اعلام شده توسط هیأت امناء کمتر نباشد به عهده بانک عامل و به مثابه تضمین بانک عامل در بازپرداخت اصل و سود تسهیلات به صندوق است.
۴) صندوق، منابع مورد نیاز طرح‌های سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی، آب و منابع طبیعی را از طریق بانک عامل به صندوق حمایت از توسعه سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی به صورت ارزی و با سود انتظاری کمتر در اختیار سرمایه‌گذاران بخش قرار می‌دهد.
۵) مجموع تسهیلات اختصاص یافته از منابع صندوق با عاملیت بانک‌ها به موسسات و نهادهای عمومی غیردولتی و شرکت‌های تابعه و وابسته در هر حال نباید بیش از بیست درصد (۲۰٪) منابع صندوق باشد؛

تبصره ۱. از نظر این ماده مؤسسات و شرکت‌ها در صورتی غیرعمومی محسوب می‌شوند که حداقل هشتاد درصد (۸۰٪) سهام، یا سهم‌الشرکه آنها مستقیم و یا با واسطه اشخاص حقوقی متعلق به اشخاص حقیقی باشد. مؤسسات و شرکت‌هایی که اکثریت مطلق سهام آنها متعلق به مؤسسات عمومی و عام‌المنفعه نظیر

موقوفات، صندوق‌های بیمه‌ای و بازنشستگی و مؤسسات خیریه عمومی است از نظر این ماده در حکم مؤسسات و شرکت‌های وابسته به نهادهای عمومی غیردولتی هستند.

تبصره ۲. بنگاه‌های اقتصادی که صرف نظر از نوع مالکیت بیش از بیست درصد (۲۰٪) اعضاء هیات مدیریه آنها توسط مقامات دولتی تعیین می‌شوند از نظر این ماده دولتی محسوب می‌شوند و پرداخت از منابع صندوق به آنها ممنوع است.

تبصره ۳. صندوق موظف است در توزیع منابع بین بخش‌های اقتصادی و استان‌ها توازن منطقه‌ای را مدنظر قرار دهد.

۶) سال مالی صندوق از اول فروردین ماه هر سال تا پایان اسفندماه همان سال است.

تحلیل ساختاری در آمایش سرزمین

در توسعه پایدار علاوه بر توجه به وضعیت اقتصادی ـ اجتماعی جامعه در زمان حال، رویکرد این نوع از توسعه توجه به آینده جامعه می‌باشد، یعنی اینکه منابع موجود به صورتی بهینه مورد استفاده قرار گیرند که نیازهای نسل حاضر به درستی تأمین در عین حال نیازهای نسل آینده نیز موردتوجه قرار گیرد. بطورکلی براساس توسعه پایدار، همه موجودات بر کره زمین، حق حیات و بهره‌مندی از مواهب خدادادی را دارند. باتوجه به این موضوع توسعه پایدار نیاز نسل‌های کنونی جهان را تأمین می‌نماید، بدون اینکه توانایی نسل‌های آینده را در بر آوردن نیازهای خود به مخاطره افکند. در بین شاخص‌های توسعه پایدار، انرژی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد، بطوری که بر این اساس دسترسی به انرژی پاک و ارزان مورد نظر بوده و این نوع از انرژی بر دیگر بخش‌های اقتصادی تأثیرگذار و پایداری را بدنبال خواهد داشت. موضوعی مرتبط با توسعه پایدار، آمایش سرزمین می‌باشد، بر این اساس متغیرها (شاخص‌های) فراوانی در رابطه با مناطق (استان‌ها) مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرند، این شاخص‌ها در بخش‌های اکولوژیکی، اجتماعی، اقتصادی، فرهنگی و کالبدی می‌باشند. در بخش اکولوژیکی شاخص‌ها شامل پراکنش جمعیت در سازمان فضایی، فراهم کردن امکانات برای بهره‌برداری از منابع باتوجه به قابلیت‌ها، استفاده از سیستم‌های پویا، پایدار اکولوژیکی و حمایت از تنوع زیستی، استفاده از یک نظام مدیریت تولید اکولوژیکی (کشاورزی ارگانیک)، لزوم حفظ محیط‌زیست در فعالیت‌های اقتصادی، استفاده از منابع طبیعی تجدید شونده، استفاده از یک برنامه‌ریزی متعادل کاربری اراضی، ایجاد فرصت برابر برای تمامی مناطق در بهره‌برداری از معادن، دسترسی برابر در استفاده از منابع طبیعی و آموزش روش‌های کاهش اثرات منفی انسان بر محیط می‌باشند. همانطور که توجه می‌شود، شاخص‌های بخش اکولوژیکی بطور مستقیم و غیرمستقیم به انرژی مرتبط می‌باشند. انرژی‌های نو و تجدیدپذیر می‌توانند پایداری این بخش و سایر بخش‌های آمایش سرزمین را تضمین کنند (میرنجف موسوی و دیگران،۱۳۹۶).

آمایش سرزمین و انرژی‌های تجدیدپذیر

آمایش سرزمین به روایت تحقق مفهوم توسعه پایدار می‌تواند فضای توسعه برای اثربخشی بیشتر اجتماعی و همچنین افزایش بازدهی اقتصادی را به دنبال داشته باشد، از طرفی کمترین پیامد منفی محیط‌زیست داشته و

سطح نگه‌داشت منابع را برای نسل‌های آینده در نظر داشته باشد. برای تحقق دستاوردهای آمایش سرزمین، مانند هر برنامه توسعه دیگر، بایستی نقش مردم در نظام تصمیم‌گیری به طور چشمگیری ارتقاء یابد، در رابطه با نقش مردم، مواردی چون مردم‌سالاری، قانون مداری، شفافیت، کارایی، اثربخشی، پاسخگویی و مسئولیت‌پذیری باید در سطوح خرد و کلان در نظام برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری لحاظ شوند. باتوجه به اهمیت موضوع آمایش سرزمین در نظام برنامه‌ریزی کشور، ماده (۳۲) از احکام دائمی برنامه‌های توسعه کشور مصوب ۱۳۹۵/۱۱/۱۰ به این مهم پرداخته است، طوری که به منظور استقرار نظام راهبری توسعه سرزمین و نظارت بر اجرای آن، شورای عالی آمایش سرزمین با مسئولیت رئیس سازمان برنامه و بودجه کشور و با وظایف زیر تشکیل شده است:

۱) بررسی و نظارت بر اجرای نظام راهبری توسعه سرزمین و تنظیم روابط ارکان و اجزای آن؛
۲) بررسی، تصویب، هماهنگی و نظارت مستمر بر تهیه برنامه‌ها و طرح‌های توسعه سرزمین در سطوح ملی، منطقه‌ای و استانی؛
۳) بررسی برنامه‌های اجرایی آمایش سرزمین و اسناد آمایش ملی، منطقه‌ای و استانی و
۴) نظارت بر اجرای اصول و ضوابط ملی آمایش سرزمین در سطوح ملی، منطقه‌ای و استانی و ارزیابی عملکرد دستگاه‌های اجرایی ذیربط.

آمایش سرزمین در افق ۱۴۲۴، ایران را سرزمینی می‌داند که با تکیه بر جامعه بالنده، تمدن دیرین، فرهنگ اسلامی ـ ایرانی فاخر، انسجام ملی، هم‌نوایی خرد، فرهنگ‌ها، استعدادهای انسانی و سرزمینی خدا دادی، جوشش‌های نوآوری فناورانه، رهنمودهای بارز تحقق الگوی اسلامی ـ ایرانی پیشرفت را به جهان عرضه می‌کند. بر این اساس به دستاوردهای زیر نائل خواهد آمد:

۱) اقتصاد متنوع و موقعیت مفصلی ایران در شبکه جریان‌های ارتباطی بین‌الملل، حلقه‌های تعامل پویایی با جهان ساخته و در اقتصاد منطقه و جهان، ارزش آفرینی می‌کند.
۲) عدالت اجتماعی، رفاه و کیفیت زندگی شایسته برای ساکنان همه مناطق فراهم آمده است.
۳) همبست امنیت غذا، آب و انرژی برقرار است و ایرانیان، پویایی و دوام زیست‌بوم‌های متنوع و متعدد سرزمین را با حفاظت از منابع طبیعی و محیط‌زیست پاس می‌دارند.
۴) نظام اسکان و فعالیت شبکه‌ای، متعادل و هم پیوند برقرار است.
۵) ایران، با تکیه بر گردشگری اجتماع محور، فرهنگ مبنا و حفاظت از میراث فرهنگی و طبیعی، گردشگران جهان را به خود جذب می‌کند.
۶) کشوری با امنیت بالنده، مردم محور و برخوردار از قدرت دفاع عامل و غیرعامل، نقشی فعال در امنیت هم پیوند منطقه و بین‌الملل ایفاد می‌کند.
۷) نظام حکمروایی سرزمینی توسعه‌گرا، عدالت محور و مردم‌گرا استقرار یافته است.

آمایش سرزمین از دیدگاه تدوین برنامه‌ها، نوعی مهندسی ترتیبات بهره‌وری بهینه از ظرفیت‌های اجتماعی و طبیعی می‌باشد، طوری که کلیه فعالیت‌های اقتصادی ـ اجتماعی را در پهنه سرزمین رصد می‌نماید، به عبارت دیگر آمایش سرزمین به عنوان یک برنامه بلندمدت، توسعه ملی، منطقه‌ای و استانی را به خوبی موردنظر دارد و

دربر گیرنده تدوین اصلی‌ترین جهت‌گیری‌های توسعه می‌باشد. از آنجا که موضوع آمایش سرزمین نحوه استقرار بهینه فعالیت‌های اقتصادی در پهنه سرزمین می‌باشد، برای نظم بخشیدن فضایی به نحوه مکان‌یابی و استقرار فعالیت‌های اقتصادی ـ اجتماعی در پهنه سرزمین نیازمند برنامه‌ریزی فضایی می‌باشیم، کاربرد برنامه‌ریزی فضایی در کاهش و از بین بردن تضادهای آشکار موجود در سیاست‌های عمومی است که موجب ناپایداری می‌باشند. بنابراین توسعه فضایی به توزیع پدیده‌های فیزیکی، انسان ساخت و همچنین فعالیت‌های انسانی در سراسر سرزمین تأکید دارد. به طورکلی آمایش سرزمین و برنامه‌ریزی فضایی، بر مبنای مقیاس و تأکید بر قابلیت‌های مختلف نظام‌های فضایی از جوامع محلی تا سطح محلی را دربر می‌گیرد. باتوجه به آنکه هدف از انجام فعالیت‌های اقتصادی به صورت کارا و بهینه، دستیابی به توسعه پایدار می‌باشد، بنابراین رعایت اصول آمایش سرزمین در این راستا، بسیار مفید خواهد بود. امروزه توسعه پایدار و پایداری سرزمین از مباحث اصلی توسعه و برنامه‌ریزی می‌باشد، که برآیند فرضیات مختلف توسعه است، بطورکلی سیاست‌های اصولی توسعه پایدار در موارد زیر جهت آمایش سرزمین عبارتند از:

- به حداقل رساندن مصرف منابع طبیعی تجدیدناپذیر؛
- پایدار ساختن مصرف منابع طبیعی تجدیدپذیر؛
- نگه داشتن حد تولید ضایعات و آلودگی‌ها در میزان ظرفیت جذب محلی و جهانی؛
- تأمین نیازهای پایه انسانی و اجتماعی و
- توجه به نسل‌های آینده، در مصرف منابع طبیعی تجدیدناپذیر و نگهداری بیش از پیش از محیط زیست با رویکرد توسعه پایدار (ابراهیم‌زاده و دیگران، ۱۳۹۴).

محاسبه شاخص توان انرژی (بادی و خورشیدی) در استان‌های کشور

باتوجه به جمع‌آوری اطلاعات بیست ساله تابش خورشید و وزش باد در استان‌های کشور و اینکه برای ارزیابی و مقایسه پتانسیل انرژی خورشیدی و وزش باد در استان‌های کشور باید شاخص مناسب در این زمینه تعریف کرد تا بتوان استان‌ها را مقایسه کرد. ابتدا میانگین کلی و فصلی وزش باد در استان‌های کشور محاسبه شده، سپس با استفاده از فرمول:

$$Index(x_i) = \frac{X_i}{Max} \times 100$$
$$i = 1,2,\ldots,31$$

اقدام به محاسبه شاخص انرژی خورشیدی و بادی استان‌ها شده است، بطوری که براساس این شاخص استانی که نسبت به سایر استان‌ها در فصل‌های چهارگانه یا کل سال، بیشترین مقدار وزش داشته است، مقدار شاخص برای آن عدد ۱۰۰ خواهد بود. X_i مقدار میانگین استان i ام است. در این مطالعه تابش خورشید و سرعت وزش باد در یک دوره ۲۰ ساله جمع‌آوری شده است، برای ساختن شاخص میانگین، دوره بیست ساله برای استان‌های کشور محاسبه شده و براساس میانگین محاسبه شده شاخص تابش خورشید و وزش باد برای استان‌ها محاسبه که در

بخش قبلی چگونگی محاسبه شاخص بیان گردیده است. نکته قابل توجه اینکه تابش خورشید و سرعت وزش باد در استان‌های کشور باتوجه به موقعیت جغرافیایی آنها متفاوت است، در تعریف شاخص انرژی بادی گفته شده، برای محاسبه شاخص انرژی بادی از روش‌های آماری استفاده شده است، همچنین قبل از محاسبه شاخص انرژی، برای قرار گرفتن استان‌ها در طبقات مختلف کلاس‌های چگالی توان باد از جدول مربوطه که توسط گروه انرژی آمریکا (DOE) درست شده ، استفاده گردیده است. بطوری که می‌توان توزیع احتمالی قرار گرفتن هرکدام از استان‌ها در طبقات موردنظر استفاده کرد.

جدول ۱- طبقه‌بندی چگالی توان باد در ارتفاع ۵۰ متر

رتبه	سرعت (متر بر ثانیه)	چگالی توان بادی (وات بر مترمربع)	کلاس توان بادی
ضعیف	۵/۶	۲۰۰	۱
ناچیز	۶/۴	۳۰۰	۲
متوسط	۷	۴۰۰	۳
خوب	۷/۵	۵۰۰	۴
عالی	۸	۶۰۰	۵
چشم گیر	۸/۸	۸۰۰	۶
خیلی چشم گیر	۱۱/۹	۲۰۰۰	۷

منبع: گروه انرژی آمریکا

انرژی خورشیدی و بادی در ایران

الف) انرژی خورشیدی

کشور ایران در منطقه‌ای واقع شده که با داشتن حدود ۳۰۰روز آفتابی ازنظر دریافت انرژی خورشیدی و حداقل تابش چهار کیلووات ساعت بر مترمربع در روز، در میان نقاط مختلف جهان وضعیت مطلوبی از این نظر دارد، لذا استفاده از انرژی‌های خورشیدی و بادی به دلایل مختلفی مانند دسترسی آسان و سهولت تبدیل‌شدن به انرژی الکترونیکی، سازگاری با محیط زیست و تجدیدپذیری، از مطلوبیت زیادی برخوردارهستند، محدودیت منابع فسیلی، رشد بالای مصرف انرژی، وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای حاصل از نفت سبب می‌شوند که در صورت عدم برنامه‌ریزی برای جایگزین انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت‌های حاصل از منابع فسیلی، روند توسعه و پیشرفت کشور به طور جدی تحت تأثیر قرار گیرد. با توجه به جغرافیای طبیعی ایران و وجود برخی دشت‌های پهناور، در صورت تجهیز مساحت بیابانی خود به سامانه‌های دریافت انرژی تابشی، می‌تواند انرژی مورد نیاز بخشی از منطقه را تأمین کند و بستر صدور انرژی برق به برخی کشورهای همسایه امکان‌پذیر می‌گردد (www.shana.ir). با توجه به به فراوانی تعداد روزهای آفتابی در ایران، این موضوع می تواند بستر سرمایه‌گذاری در انرژی های تجدید پذیر را فراهم آورد، گسترش این صنعت می‌تواند زمینه ساز تحولی بنیادی در اقتصاد انرژی کشور و همچنین رفع

آلودگی از کلانشهرهای ایران باشد. با پتانسیل بالای انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران باید تاکنون پیشرفت‌های قابل توجهی در این حوزه اتفاق می‌افتاد. بطوریکه در برنامه‌های توسعه به این امر توجه شده، اما در اجرای برنامه‌های توسعه موانع متعددی برای دستیابی به اهداف برنامه وجود داشته‌اند، برای انجام این مهم باید بخش‌های مذکور آسیب‌شناسی شده و برای رفع موانع در برنامه‌های بعدی توسعه و راه‌اندازی نیروگاه‌های خورشیدی و سایر اشکال انرژی‌های تجدیدپذیر اقدام لازم بعمل آید. با توجه به پهناور بودن سرزمین ایران و برخورداری بیشتر نقاط کشور از انرژی‌های خورشیدی، بادی و دیگر اشکالات انرژی تجدیدپذیر، توسعه این صنعت با رویکرد آمایش سرزمین، می‌تواند دستاوردهای قابل توجهی برای استان‌های محل استقرار نیروگاه‌های مربوطه داشته باشد، استقرار نیروگاه انرژی‌های تجدیدپذیر در استان‌های شرقی و جنوب شرقی کشور، علاوه بر دستاوردهای اقتصادی برای آن استان‌ها که اکثرا از استان‌های کمترتوسعه‌یافته هستند، برای صدور برق به کشورهای همسایه، ارز قابل توجهی بدست خواهد آمد. منبع تمام شکل‌های مختلف انرژی شناخته شده شامل سوخت‌های فسیلی ذخیره شده در زمین، انرژی‌های بادی، امواج دریاها و ... از خورشید می‌باشد، استفاده از انرژی خورشیدی در موارد مختلفی چون تولید انرژی الکتریسیته، استفاده دینامیکی، ایجاد گرمایش و ... انجام می‌گیرد جدول(۲).



منبع: یافته‌های پژوهشگر

باتوجه به انواع انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی خورشیدی منحصر به فردترین انواع آنها و منبع تمام انرژی‌های موجود در زمین می‌باشد. ایران روی کمربند خورشیدی جهان قرار دارد، تعداد روزهای آفتابی آن قابل توجه است (۳۰۰ روز).

موقعیت جغرافیایی ایران و پراکندگی نقاط شهری و روستایی در کشور، استفاده از انرژی خورشیدی یکی از بهترین راه‌های برق‌رسانی و تولید انرژی بخصوص در مناطق روستایی و نقاط دور از دسترس می‌باشد. باتوجه به استانداردهای جهانی اگر میانگین انرژی تابشی خورشید در روز بالاتر از ۳/۵ کیلووات ساعت در مترمربع (۳۵۰۰ وات / ساعت) باشد، استفاده از مدل‌های انرژی خورشیدی نظیر کلکتورهای خورشیدی یا سیستم فنوولتائیک بسیار اقتصادی و مقرون به صرفه است (https://mechanic.uk.ac.ir). باتوجه به در دسترس بودن داده‌های تابشی مراکز استان‌های کشور در بیست سال و از طرفی میانگین این سری زمانی محاسبه شده است (جدول شماره ۵)، می‌توان طیف برخورداری استان‌ها از انرژی تابشی خورشید به صورت منظم، از بیشترین تا کمترین تشکیل داد.

جدول ۲- میانگین تابش خورشیدی در استان های کشور در دوره زمانی ۹۸-۱۳۷۹ کیلووات ساعت بر مترمربع

ردیف	استان	میانگین	شاخص
1	یزد	4.90	100
2	زاهدان	4.87	99.39
3	شیراز	4.86	99.18
4	بیرجند	4.85	98.98
5	اصفهان	4.82	98.37
6	کرمان	4.79	97.76
7	شهرکرد	4.63	94.49
8	یاسوج	4.57	93.27
9	اهواز	4.54	92.65
10	بوشهر	4.51	92.04
11	بندرعباس	4.51	92.04
12	قم	4.51	92.04
13	سمنان	4.49	91.63
14	همدان	4.44	90.61
15	ایلام	4.43	90.41
16	خرم‌آباد	4.38	89.39
17	سنندج	4.34	88.57
18	مشهد	4.30	87.76
19	اراک	4.30	87.76
20	قزوین	4.29	87.55
21	تهران	4.29	87.55
22	کرج	4.23	86.33
23	ارومیه	4.19	85.51

24	تبریز	4.18	85.31
25	زنجان	4.17	85.10
26	بجنورد	4.16	84.90
27	کرمانشاه	4.16	84.90
28	اردبیل	3.74	76.33
29	رشت	3.33	67.96
30	گرگان	3.31	67.55
31	ساری	3.11	63.47

ماخذ: سالنامه های آماری کشور ۹۸-۱۳۹۷_ یافته های پژوهشگر

ب) انرژی بادی: تولید برق نیروگاه‌های برق بادی در کشور طی سال‌های ۹۸ ـ ۱۳۹۰

براساس ترازنامه انرژی کشور در سال ۱۳۹۸، فعالیت در زمینه تولید برق بادی و استقرار نیروگاه‌های بادی، از سال ۱۳۹۰ در استان‌های گیلان، قزوین، خراسان جنوبی، سیستان و بلوچستان، فارس، خوزستان و اصفهان به بهره-برداری رسیده‌اند، در سال ۱۳۹۰، فعالیت‌های فوق در زمینه تولید انرژی بادی در بخش‌های دولتی و خصوصی انجام شده، کل ظرفیت اسمی در سال ۱۳۹۰، ۹۸۲۱۰ کیلووات ساعت، کل توربین‌ها ۱۶۸ توربین و تولید ناویژه برق ۲۱۷ گیگاوات ساعت بوده، بر همین اساس در سال ۱۳۹۵ که استان اردبیل نیز به استان‌های قبلی اضافه شد، کل ظرفیت اسمی ۱۹۱۰۶۰ کیلووات ساعت، تعداد کل توربین‌ها ۲۳۹ توربین و تولید ناویژه برق ۲۵۰/۴ گیگاوات ساعت بوده است. در سال ۱۳۹۸، فعالیت در زمینه تولید برق از نیروگاه‌های بادی افزایش یافته و مناطق بیشتری از استان‌های مذکور را دربر گرفته است، بطوری که در مناطق منجیل (استان گیلان)، سیاهپوش، کهک و آرین مه‌آباد (استان قزوین)، خواف و بینالود (خراسان جنوبی)، سهند، عون ابن علی، سراب، آق کند (آذربایجان شرقی)، لوتک (سیستان و بلوچستان)، بابا کوهی (فارس)، ماهشهر (خوزستان)، سرعین و نیر (اردبیل) و صفه (اصفهان) تولید برق از نیروگاه‌های بادی انجام گرفته است.

همانطور که در تعریف شاخص تابش خورشید و سرعت وزش باد گفته شد، شاخص سرعت وزش باد استان های کشور در جدول شماره سه نشان داده شده است،براین اساس مقدار شاخص در استان های اردبیل، سیستان و بلوچستان، قم و همدان نسبت به سایر استان از مقدار بالاتری برخوردار بوده، به عبارت دیگر درصورت تهیه زمین مورد نیاز، راه اندازی مزارع بادی در این استان ها اقتصادی می باشد. از طرفی مقدار شاخص در استان های فارس، هرمزگان، مازندران و گیلان نسبت به سایر استان ها کمترین بوده است.



منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول۳- میانگین بیشینه وزش باد در مراکز استان های کشور در دوره زمانی ۹۸-۱۳۷۹ (متر بر ثانیه)

ردیف	استان	میانگین	شاخص
1	اردبیل	9.12	100
2	زاهدان	8.72	95.61
3	قم	8.20	89.91
4	همدان	8.05	88.27
5	تبریز	7.96	87.28
6	یزد	7.93	86.95
7	کرمان	7.88	86.40
8	تهران	7.73	84.76
9	بوشهر	7.66	83.99
10	شهرکرد	7.62	83.55
11	اراک	7.54	82.68
12	کرج	7.32	80.26
13	بیرجند	7.25	79.50
14	قزوین	7.07	77.52
15	گرگان	7.03	77.08
16	زنجان	7.01	76.86

ردیف	استان	میانگین	شاخص
17	ایلام	6.93	75.99
18	اصفهان	6.84	75.00
19	کرمانشاه	6.84	75.00
20	بجنورد	6.56	71.93
21	سنندج	6.47	70.94
22	سمنان	6.45	70.72
23	خرم آباد	6.27	68.75
24	مشهد	6.12	67.11
25	یاسوج	6.08	66.67
26	اهواز	6.07	66.56
27	ارومیه	6.03	66.12
28	شیراز	5.96	65.35
29	بندرعباس	5.72	62.72
30	ساری	5.65	61.95
31	رشت	5.38	58.99

ماخذ: سالنامه های آماری کشور ۹۸-۱۳۹۷_ یافته های پژوهشگر

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

از آنجا که استان‌های کشور برای استقرار و ایجاد نیروگاه‌های انرژی خورشیدی بر اساس شاخص تابش مرتب شده و برنامه هفتم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور درحال تدوین می‌باشد، باتوجه به اهمیت انرژی خورشیدی می‌توان استان‌ها را به برحسب برخورداری از انرژی خورشیدی در طول سال‌های برنامه هفتم به نیروگاه‌های خورشیدی مجهز کرد. بر این اساس باتوجه به شاخص برخورداری انرژی تابشی که مهمترین عامل در تأسیس نیروگاه می‌باشد، استان‌های یزد، سیستان و بلوچستان، فارس، خراسان جنوبی، اصفهان، کرمان و چهارمحال و بختیاری در سال اول استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، بوشهر، قم، هرمزگان، سمنان و ایلام در سال دوم، استان‌های لرستان، همدان، کردستان، خراسان رضوی، قزوین، تهران و مرکزی در سال سوم، استان‌های البرز، آذربایجان غربی، زنجان، خراسان شمالی و کرمانشاه سال چهارم، استان‌های آذربایجان شرقی، اردبیل، گلستان، مازندران و گیلان در سال پنجم جهت راه‌اندازی نیروگاه‌های خورشیدی پیشنهاد می‌گردند. باتوجه به هزینه راه‌اندازی نیروگاه‌های فوق باید تدبیری اندیشیده شود که مشارکت بخش خصوصی در راه‌اندازی نیروگاه‌ها و تولید برق، جلب گردد، بطوری که این بخش از اقتصاد انرژی در اختیار بخش خصوصی قرار گیرد. صندوق توسعه ملی نیز از نظر مالی فعالان بخش خصوصی در راه‌اندازی نیروگاه‌های انرژی تجدیدپذیر را پشتیبانی نماید. گرچه مزایای نیروگاه‌های خورشیدی نسبت به سوخت‌های فسیلی فراوان است، اما از نظر قیمت‌گذاری مقایسه دو روش

تولید برق (خورشیدی و فسیلی) کاملاً محسوس است. سوخت نیروگاه‌های انرژی خورشیدی مجانی می‌باشد، بنابراین تغییرات قیمت برق در این نیروگاه‌ها بسیار کمتر و تغییرات قیمتی تا اندازه‌ای می‌توان گفت وجود ندارد، بنابراین می‌توان قیمت برق مصرفی را برای مدت طولانی ثابت نگه داشت. باتوجه به آنکه سوخت نیروگاه‌های فسیلی از نفت و مشتقات آن می‌باشد، قیمت برق تولیدی تابع قیمت نفت بوده و تغییرات آن بسیار زیاد و متاثر از اتفاقات بین المللی است، بنابراین آنچه در رابطه با قیمت برق تولید شده از نیروگاه‌های تجدیدپذیر، گفته شد، توجیه‌پذیر است. همچنین نیروگاه‌های خورشیدی به دلایل فنی و نداشتن استهلاک زیاد، دارای عمر طولانی می‌باشند، درحالی که عمر نیروگاه‌های فسیلی ۱۵تا ۳۰ سال محاسبه شده است (فروزان،۱۳۹۹).

استان اردبیل از نظر شاخص انرژی بادی در بین استان‌های کشور رتبه اول دارد، بنابراین شاخص‌های سرعت وزش باد در این استان، از نظر کمترین مقدار سرعت وزش باد در ماه‌های اردیبهشت، خرداد، مهر و آذر برابر با ۱۰ متر بر ثانیه بوده است، بیشترین مقدار وزش باد نیز در ماه‌های اسفند (۳۷ متر بر ثانیه)، دی (۳۶ متر بر ثانیه)، فروردین (۲۸ متر بر ثانیه) و بهمن (۲۷ متر بر ثانیه) بوده است. همانطور که پیداست، ماه آغازین سال (فروردین) و ماه‌های پایانی (اسفند، دی و بهمن) باد بیشترین سرعت وزش باد در استان را داشته است. از نظر میانگین سرعت وزش باد در طول دوره مورد بررسی ماه‌های اسفند، فروردین، دی و بهمن نیز نسبت به سایر ماه‌های سال از سرعت وزش باد بیشتری برخوردار بوده‌اند. نکته قابل توجه اینکه در فصل زمستان که برای تأمین گرما و حرارت در بخش خانگی نیاز بیشتری به تأمین کننده گرما وجود دارد، از طرفی استان اردبیل یکی از استان‌های سردسیر کشور است، بنابراین تأمین بخش قابل توجهی از انرژی استان از نیروگاه‌های بادی امکان‌پذیر است. محاسبات مربوط به شاخص‌های انرژی بادی در مرکز زاهدان نشان می‌دهد که کمترین مقدار سرعت وزش باد در ماه‌های آبان، شهریور و مهر (فصل پاییز) بوده است، از طرفی مقدار سرعت وزش باد در سایر ماه‌های سال به ویژه ماه‌های فروردین، اسفند، بهمن و خرداد از میزان بالایی برخوردار می‌باشند. ازنظر میانگین سرعت وزش باد اندازه‌گیری شده در مرکز زاهدان، سرعت وزش باد در فصل‌های بهار و زمستان از میزان بالایی برخوردار است. از نظر تاریخی و جغرافیایی، بادهای صد و بیست روزه سیستان، برای مدتی از سال حاکمیت دارند. وزش این بادها با سرعت زیاد در استان، برخی مواقع خسارت‌هایی نیز به بار می‌آورند. از آنجا که سیستان و بلوچستان از استان‌های کمترتوسعه‌یافته کشور می‌باشد، با راه‌اندازی نیروگاه‌های بادی در این استان و تولید برق، علاوه بر دستاوردهای اقتصادی برای استان، در زمینه صادرات برق به کشورهای همسایه شرقی نیز می‌توان اقدام نمود، یکی از راه‌های مؤثر غلبه بر دور باطل توسعه‌نیافتگی در استان، راه‌اندازی نیروگاه‌های انرژی بادی می‌باشد.

کشور ایران باتوجه به موقعیت جغرافیایی آن، دارای پتانسیل قابل توجهی در زمینه تولید انرژی بادی است، بطوری که داده‌های ۲۰ ساله وزش باد در استان‌های کشور، میانگین آنها و شاخص انرژی بادی که براساس آنها ساخته شده است، این موضوع را به خوبی نشان می‌دهند، تنوع آب و هوایی زیاد و در مسیر جریان‌های غربی و شمال غربی قرار گرفتن، از جمله مزایایی است که کشور ایران از آن برخوردار می‌باشد، تنوع توپوگرافی و به تبع آن ایجاد مراکز فشار حرارتی محلی سبب شده است که در برخی نقاط کشور، در طول سال بادهایی به شدت‌های

مختلف بوزد، شدت وزش باد در بیشتر مناطق از یک دوام قابل توجهی برخوردار است که از آن در تولید انرژی بادی به خوبی می‌توان استفاده کرد (جنتی، ۱۳۹۱).

فهرست منابع

ابراهیم‌زاده، عیسی؛ موسوی، میرنجف (۱۳۹۴)، اصول و مبانی آمایش سرزمین، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها.

احکام دائمی برنامه‌های توسعه کشور، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

اساسنامه صندوق توسعه ملی (۱۳۹۴)، تهران، نشر صندوق توسعه ملی

جنتی، ابوالفضل (۱۳۹۱)، آینده تولید برق بادی در کشور و پیش‌بینی پتانسیل نگهداشت انرژی، دومین کنفرانس بین‌المللی رویکردهای نوین در نگهداشت انرژی.

حسین‌زاده یوسف‌آباد، سیدمجتبی (۱۳۹۶)، نقش صندوق توسعه ملی در کاهش نوسانات اقتصادی ایران با رویکرد DSGE فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۱، شماره ۴۱.

دانشوری، سمیه (۱۳۹۸)، فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست، دوره ۲۱، شماره ۱۲، (پیاپی ۹۱)، صص ۱۶۵-۱۷۹.

سالنامه‌های آماری کشور (۱۳۷۹-۹۸)، مرکز آمار ایران.

سند آمایش سرزمین، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

سند چشم‌انداز جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۴- ۱۳۸۴)، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

فروزان، محسن (۱۳۹۹)، بررسی فنی و اقتصادی سامانه‌های خورشیدی پشت بامی با ظرفیت ۵ کیلووات در شهر تهران، فصلنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی شهری، دوره۹ شماره ۴.

قانون برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

قانون برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

قانون برنامه ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

قانون بودجه سال ۱۴۰۱، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

قانون تنظیم بخشی از مقررات مالی دولت، تهران

محمودی، وحید (۱۳۹۸)، الگوی حکمرانی و تخصیص منابع در صندوق توسعه ملی ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۳، شماره ۴۹.

موسوی، میرنجف (۱۳۹۶)، آینده‌پژوهی در آمایش سرزمنی، ارومیه، نشر دانشگاه ارومیه.

ورهرامی، ویدا (۱۳۹۴)، توسعه مالی و کارایی پروژه‌های انرژی، فصلنامه علوم اقتصادی، سال ۹، شماره ۳۱.

یگانگی، سیدکامران (۱۴۰۱)، مدیریت سرمایه‌گذاری بر روی انرژی‌های تجدیدپذیر، فصلنامه علمی نگرش‌های نوین بازرگانی، دوره ۳، شماره ۲، (پیاپی۱۴)، صص۵۴-۶۴.

Global Warming Puts the Arctic on Thin Ice. (2005), November, ⟨http://www.nrdc. org/global warming/qthinice.asp⟩; [Accessed 08 March2016].

Irena (2016).

Marland G, Boden T. (1989), Carbon dioxide releases from fossil-fuel burning: statement before the Senate Committee on Energy and Natural Resources, ⟨http://www.osti. gov/scitech/biblio/5906128-carbon-dioxide-releases-from-fossil-fuel-burning-statement-before-senate-committee-energy-natural-resources⟩; [Accessed 01 February 2016].

McGrath M. Warming set to breach 1C threshold, BBC. (2015), November, ⟨http://www.bbc.com/news/science-environment-34763036⟩; 2015. [Accessed 06 March 2016].

mechanic.uk.ac. ir

Olah GA, Prakash GK, Goeppert A. (2011), Anthropogenic chemical carbon cycle for a sustainable future. J Am Chem Soc; 133:12881–98.

RENEWABLEENERGY BENFITS (2016)

Rosa L, Ribeiro S. (2001), The present, past, and future contributions to global warming of CO۲ emissions from fuels. Clim Change, ٤٨:٢٨٩–٣٠٧.

www.shana.ir

World Bank, (2015)

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

The necessity of investing the National Development Fund in renewable energies, with the land use approach

Qodrat Taheri[1]
Hashem Oree Mirzamani[2]
Alireza Mirarab baygi[3]

Received: 2025/March/26 Accepted: 2025/June/01

Abstract

Energy is the basis of economic, social and cultural development of a country; Energy policies in a country are very vital and decisive; Because it not only affects the development of a country, but also affects all economic activities. Considering the large investments and time required for energy expansion projects in the country, correct and scientific decisions will bring progress and prosperity to the society. A good forecast of demand is considered a basic precondition for the effective development of energy policies because it can reduce the possibility of errors in planning in the field of energy. Accurate prediction of energy consumption is a very important issue. Also, energy consumption in the world is increasing due to population growth, improvement of living standards, emphasis on the industrialization of developing countries and the need to maintain a positive economic growth rate. Due to this fact, an accurate forecasting method is very important for energy production and distribution investment. Energy consumption in Iran has also increased in the last few decades due to the ever-increasing population growth and economic development. Considering the importance and role of energy in the economic, social and cultural development of the country, the need to deal with new energies is very clear, so that it can be said that, in addition to the finiteness of fossil fuel sources and their irreparable losses on nature and life Humans, new (renewable) energies are at the opposite point of fossil fuels and have complete compatibility with the environment, and from the economic point of view, they have relative price stability.

Keywords: planning, development, investment, industrial activities, energy policies, nature, renewable energies
JEL Classification: O21, O32, and O33

[1] Department of Accounting and Management, Ro.C, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Qodrat.taheri@iau.ir
[2] Department of Electrical Engineering, Faculty of Electrical Engineering, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding author). h.oraee@gmail.com
[3] Department of Accounting and Management, Ro.C, Islamic Azad University, Tehran, Iran. a.mirarab@riau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۱۰۱ تا ۱۲۰

بررسی رفتار گله‌ای براساس اندازه و نقدشوندگی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران

یحیی ابراهیم پور[۱]
الهام نوبهار[۲]✉
پرویز محمدزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰٦ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۱

چکیده

یکی از عوامل دور شدن قیمت بازاری سهام شرکت‌ها از ارزش ذاتی آنها بروز رفتار گله‌ای است. رفتار گله‌ای موجب کاهش کارایی بازارهای مالی می‌گردد. بنابراین شناسایی دقیق رفتار گله‌ای و بررسی ابعاد مختلف آن از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در این پژوهش به بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک اندازه (ارزش بازاری) و میزان نقدشوندگی شرکت‌ها پرداخته شده است. برای این منظور با استفاده از روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰)، رفتارگله‌ای در دو گروه از شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و کوچک و دو گروه از شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا و پایین طی دوره ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۲ مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین بررسی‌ها با استفاده از دو شاخص کل و هم وزن به صورت جداگانه و در بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که در گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ در مقایسه با شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک، رفتار گله‌ای کمتری وجود دارد. وجود سهامدارن حقوقی و حجم بالای معاملات در شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ می‌تواند از عوامل کاهش رفتار گله‌ای در این گروه باشد. همچنین مطابق نتایج، در گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی پایین نسبت به شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا در بروز رفتار گله‌ای تفاوت چندانی وجود ندارد. در مقایسه رفتار گله‌ای با استفاده از دو شاخص کل و شاخص هم وزن، نتایج نشان می‌دهد که با استفاده از شاخص کل، رفتار گله‌ای بیشتری در شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و نقد شوندگی بالا مشاهده می‌شود که می‌تواند به علت تاثیرپذیری زیاد شاخص کل از شرکت‌های بزرگ باشد.

واژه‌های کلیدی: رفتار گله‌ای، ارزش بازاری، نقدشوندگی، انحراف مطلق مقطعی، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه بندی JEL: G41 ، E44، C32، G10.

۱ گروه توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.yahya.ebrahimpour@yahoo.com
۲ گروه توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران(نویسنده مسئول)enobahar@tabrizu.ac.ir
۳ گروه توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

بازارهای مالی، دارای نقش کلیدی در هدایت نقدینگی موجود در اقتصاد به سمت بخش‌های خدماتی و صنعتی و به تبع آن بهبود رشد اقتصادی هستند. بازارهای مالی، یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی کشورها به شمار می‌روند. توانمندی بازارهای مالی در دستیابی به اهداف خود بر اساس پارامتر کارایی آنها ارزیابی می‌شود، بنابراین مطالعه عوامل تاثیرگذار بر کارایی بازارها همواره از اهمیت بالایی برخوردار بوده است. در این میان یکی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر کارایی بازارهای مالی، رفتار گله‌ای است.

رفتار گله‌ای در واقع الگوی رفتاری همبسته بین افراد است. به عبارت دقیقتر رفتار گله‌ای بیان‌کننده حالتی است که افراد بدون استفاده از دانش و اطلاعات خود، از رفتار و عملکرد سایر سرمایه‌گذاران تبعیت می‌کنند. رفتار گله‌ای موجب افزایش ریسک سرمایه گذاری و نوسان غیر منطقی قیمت سهام می‌شود و باعث می‌شود قیمت سهام از ارزش ذاتی خود دور شود. همچنین اگر رفتار گله‌ای برای مدت طولانی ادامه داشته باشد و قیمت سهام نتواند خود را با ارزش ذاتی خود تنظیم کند، ممکن است منجر به بی ثباتی و ناکارایی‌های بزرگی همچون تشکیل حباب‌ها و حتی سقوط سیستم مالی شود. اثرات مخرب رفتار گله‌ای در بازارهای مالی باعث از دست رفتن سرمایه ها و مشکلات اقتصادی ناشی از عدم کارایی می‌گردد. در این راستا یکی از اهداف سیاست‌گذاران برای افزایش کارایی بازارها، شناسایی دقیق رفتار گله‌ای در بازارهای مالی است. بررسی ابعاد مختلف رفتار گله‌ای به عنوان اصلی‌ترین عامل کاهش کارایی بازارها، می‌تواند اطلاعات ارزشمندی را برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان این حوزه فراهم آورد.

بورس اوراق بهادار تهران از بازارهای سرمایه نوظهور محسوب می‌شود. بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های اخیر از اهمیت بیشتری برخوردار است. در سال‌های اخیر بازار سرمایه با بحران‌های ارزی و روندهای صعودی و نزولی بسیاری رو به رو بوده است که احتمال بروز رفتار گله‌ای را افزایش می‌دهد، زیرا سوگیری‌های رفتاری در شرایط نوسان زیاد بازار بر رفتار سرمایه گذاران تاثیر بیشتری داشته و موجب افزایش اشتباهات می‌شوند (سعادت زاده حصار و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین افزایش بسیار زیاد کدهای معاملاتی حقیقی طی سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰ که به معنی ورود میلیون‌ها معامله‌گر حقیقی به بازار، بدون دانش کافی برای تحلیل بازار است، احتمال شکل‌گیری رفتار گله‌ای را در این بازار افزایش می‌دهد. بر این اساس بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار در سال‌های اخیر می‌تواند در ارائه راه‌کارها برای کاهش آثار منفی این رفتار بسیار مفید باشد.

تورش‌های رفتاری سرمایه گذاران حقیقی و حقوقی اثرات متفاوتی بر تصمیمات سرمایه گذاری آنها دارد (اسماعیلی و همکاران، ۱۴۰۰). بنابراین بروز رفتار گله‌ای در گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ که معامله گران حقوقی و صندوق‌های دارای تیم تحلیلی حرفه‌ای در آنها فعالیت بیشتری دارند، نسبت به گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک می‌تواند متفاوت باشد. زیرا بر اساس گفته فاما و نظریه بازارکارا، معامله گران خبره هنگام دور شدن قیمت سهام از ارزش ذاتی، اقدام به معامله در جهت مخالف نموده و مانع دور شدن قیمتها از ارزش ذاتی می‌گردند. بنابراین به نظر می‌رسد نحوه بروز رفتار گله‌ای در شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و کوچک متفاوت باشد.

از سوی دیگر میزان نقدشوندگی شرکت‌ها نیز می‌تواند بر بروز رفتار گله‌ای موثر باشد. با توجه به وجود قانون دامنه نوسان قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران، همواره شاهد تشکیل صف‌های خرید و فروش در بازار هستیم که این پدیده به نوعی می‌تواند با کاهش حجم معاملات و کاهش نقدشوندگی، زمان زیادی را برای انتشار اخبار و توصیه‌های مشاوره‌ای جهت مشارکت معامله‌گران در صف را بوجود آورد. لذا به نظر می‌رسد عامل نقدشوندگی شرکت‌ها نیز که متاثر از صف‌های فروش در معاملات می‌باشد، می‌تواند بر بروز رفتار گله‌ای موثر باشد. با توجه به مباحث مطرح شده، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک اندازه (ارزش بازاری) و میزان نقدشوندگی شرکت‌ها است.

۲- چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

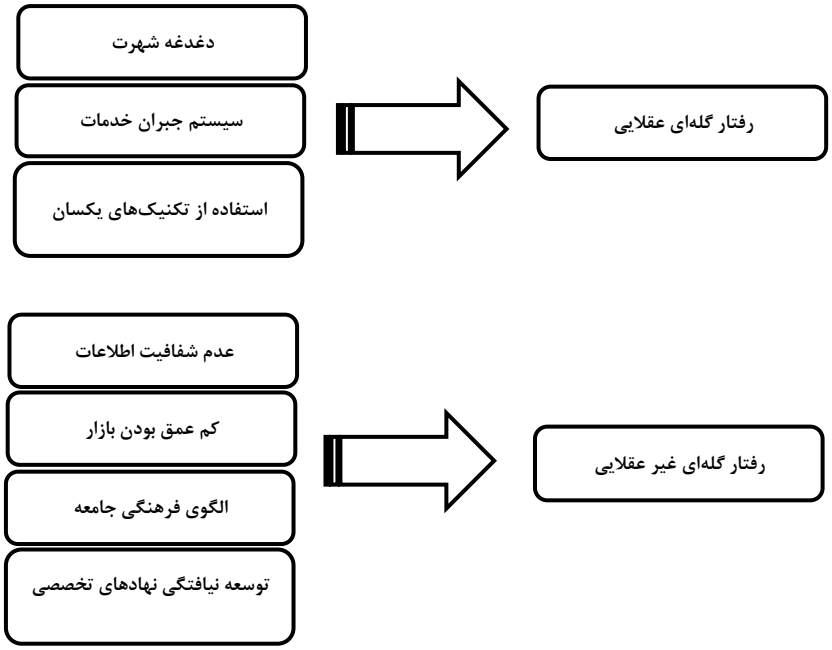
۲-۱- رفتار گله‌ای

یکی از متداول‌ترین تورش‌های رفتاری در بازارهای مالی، رفتار گله‌ای است. تورش‌های رفتاری بر مدیریت مالی دارایی ها بسیار تاثیر گذار هستند (قیصری و همکاران، ۱۴۰۰) رفتار گله‌ای ممکن است آگاهانه (عامدانه) و یا ناآگاهانه باشد. در حالت ناآگاهانه، افراد با اختیار شبیه دیگران عمل می‌کنند. به عبارت دقیقتر گاهی سرمایه گذاران به علت این که در معرض اطلاعات یکسانی قرار دارند، واکنش یکسانی از خود نشان می‌دهند. چنین رفتار گله‌ای ناآگاهانه و غیرعمدی است و لزوما منجر به ناکارایی بازار نمی‌شود. اما در حالت آگاهانه، سرمایه گذاران از یکدیگر تبعیت کرده و اطلاعات و تحلیل‌های تخصصی خود را کنار گذاشته و مشابه سرمایه گذاران دیگر عمل می‌کنند. چنین رفتار گله‌ای، آگاهانه و عمدی است. نوع رفتار گله‌ای که مورد بحث است و منجر به ناکارآمدی بازار می‌شود، رفتار گله‌ای عامدانه و آگاهانه است. رفتار گله‌ای آگاهانه خود به دو دسته عقلایی (براساس منافع) و غیرعقلایی تقسیم می‌شود، که در هر دو حالت منجر به بروز مشکلاتی در بازار سرمایه می‌شود (سعیدی و فرهانیان، ۱۴۰۱). اگرچه تمایز بین رفتار گله‌ای عامدانه و غیر عامدانه در تئوری مهم است، زیرا رفتار گله‌ای عامدانه ممکن است منجر به ناکارآمدی بازار شود. ولی این تفکیک در عمل ممکن است بسیار دشوار باشد زیرا عوامل زیادی بر تصمیم گیری سرمایه گذار موثر هستند. (بیخچندانی و شارما، ۲۰۰۱)[1]

طبق نظر دیونو و ولش (۱۹۹۶)[2] دو دیدگاه متفاوت در مورد رفتار گله‌ای عامدانه وجود دارد، دیدگاه عقلایی و غیرعقلایی. دیدگاه غیرعقلایی رفتار گله‌ای بر روانشناسی سرمایه گذاران متمرکز است و فرض می کند که سرمایه گذاران مانند مقلدان رفتار می کنند و تمام تحلیل‌های عقلایی را نادیده می گیرند و کورکورانه از دیگران پیروی می‌کنند (دینو و ولش، ۱۹۹۶). در واقع رفتار گله‌ای غیرعقلایی، تقلید کورکورانه سرمایه‌گذاران از یکدیگر است که موجب دور شدن بازار از کارایی می‌شود. رفتار گله‌ای غیرعقلایی، ریسک سرمایه‌گذاری در بازار را افزایش می‌دهد و منجر به تحمیل زیان به اکثریت سرمایه گذاران در بازار می‌شود. از مهم‌ترین علل بروز رفتار گله‌ای غیرعقلایی می‌توان به نبود شفافیت اطلاعاتی، توسعه نیافتگی نهادهای تخصصی، الگوی فرهنگی جامعه و کم عمق

[1] Bikhchandani and Sharma
[2] Devenow and Welch

بودن بازار سهام اشاره کرد (سعیدی و فرهانیان، ۱۴۰۱). در مقابل رفتار گله‌ای عقلایی بر عوامل خارجی تمرکز دارد. رفتار گله‌ای عقلایی نیز بیان کننده مشابه بودن تصمیم گیری‌های سرمایه‌گذاران است، ولی این مشابهت به دلایلی همچون استفاده از روش‌های تحلیلی مشابه رخ می‌دهد (اسلامی بیدگلی و شهریاری، ۱۳۸۶). سه دلیل مهم بروز رفتار گله‌ای عقلایی عبارتند از توجه به شهرت، سیستم جبران خدمات و استفاده از تکنیک‌های یکسان (بیکچندانی و شارما، ۲۰۰۱). در شکل ۱ علل بروز رفتار گله‌ای آگاهانه (عقلایی و غیرعقلایی) بطور خلاصه نمایش داده شده است.



شکل (۱): علل شکل‌گیری رفتار گله‌ای

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۲-پیشینه تجربی

در این بخش به بررسی مطالعات انجام‌گرفته در زمینه رفتار گله‌ای پرداخته می‌شود. ابتدا مطالعات انجام‌گرفته در خارج از کشور و سپس مطالعات انجام‌گرفته در داخل کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

کالینتراکیس[1] (۲۰۰۷) مطالعه‌ای در مورد بازار نوظهور ویتنام را با تمرکز بر رفتار گله‌ای در شرکت‌های کوچک ارائه داد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که شرکت‌های کوچک نسبت به رفتار گله‌ای سوگیری مثبت

[1] Kallinterakis

دارند. همچنین او خاطرنشان می‌کند که بازارهای نوظهور اغلب توسط چارچوب‌های نظارتی ناقص هدایت می‌شوند، بنابراین با سطح بالایی از شایعات و دستکاری‌ها در رابطه هستند.

کاپورلا[1] و همکاران (۲۰۰۸) بورس سهام آتن در یونان را در خصوص رفتار گله‌ای بین سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۰۷ مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها با استفاده از روش‌های کریستی-هوانگ و چانگ و همکاران و بر اساس داده‌های روزانه، هفتگی و ماهانه بررسی‌های خود را انجام دادند. این مطالعه ماهیت کوتاه‌مدت رفتار گله‌ای را برجسته می‌کند، زیرا آن‌ها با موفقیت بیشتری رفتار گله‌ای را در فواصل روزانه در مقایسه با دیگر بازه‌های زمانی شناسایی کردند.

ساستامینن[2] (۲۰۰۸) بورس اوراق بهادار هلسینکی را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه برای بررسی وجود رفتار گله‌ای از روش‌های کریستی-هوانگ و چانگ و همکاران استفاده شده است. او در مطالعه خود از داده‌های مربوط به شرکت‌های بزرگ استفاده کرده و هیچگونه رفتار گله‌ای را در این شرکتها شناسایی نکرده است. همچنین مطابق نتایج این مطالعه، در دوره‌های پرتنش بازار، رفتار گله‌ای در دوره‌های نزولی بازار مشاهده شده است.

ایندارس و همکاران[3] (۲۰۱۸) طی مطالعه‌ای بازار سهام روسیه را در خصوص رفتارهای گله‌ای متناسب با اخبار متفاوت مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد در همه مواردی که موجب افزایش تنش در بازار می‌گردد، رفتار گله‌ای شناسایی شده است، ولی انگیزه‌های سهامداران برای بروز رفتار گله‌ای تحت شرایط خاص بازار مانند روند بازار، نقدینگی، عدم اطمینان، ورود اطلاعات جدید و نوسانات قیمت نفت متفاوت است.

پالو و گاما[4] (۲۰۱۹) به بررسی رفتار گله‌ای در بازار رمز ارزها[5] پرداخته‌اند. در این مطالعه ۵۰ عدد رمز ارز با بیشترین نقدینگی و بالاترین سرمایه از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از بروز رفتارگله‌ای در دوره‌های صعودی و نزولی بازار بوده است.

چوهان و همکاران[6] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای بازار سهام هند را از نظر رفتار گله‌ای در شرکت‌های بزرگ و کوچک و شرکت‌های با حجم معاملات زیاد و کم مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان‌دهنده وجود رفتار گله‌ای شدیدتر در شرکت‌های کوچک نسبت به شرکت‌های بزرگ و همچنین شرکت‌های با حجم معاملات کم نسبت به شرکت‌ها با حجم معاملات زیاد بوده است.

[1] Caporale
[2] Saastamoinen
[3] Indārs et al.
[4] Paulo and Gama
[5] Cryptocurrency
[6] Chauhan et al.

باتمونخ و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی رفتار گله‌ای در بازار سهام مغولستان را در دوره‌های صعودی و نزولی و تحت رویدادهای مهم تاثیرگذار بر بازار سهام مورد بررسی قرارداده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در همه شرایط رفتارگله‌ای از سوی سهامداران مشاهده شده است.

جیانگ و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعه خود رفتار گله‌ای ناشی از شیوع کوید ۱۹ را در سال ۲۰۲۰ در ۶ بازار سهام آسیایی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه جهت بررسی رفتار گله‌ای از مدل HS و روش مارکوف سویچینگ استفاده شده است. نتایج این مطالعه حاکی از وجود رفتار گله‌ای در بازه زمانی فوریه ۲۰۲۰ تا ژانویه ۲۰۲۱ است. همچنین مطابق نتایج، رفتار گله‌ای در زمان سقوط بازار در سال ۲۰۲۰ به‌شدت افزایش یافته است.

زینگ و همکاران[3] (۲۰۲۴) به بررسی تاثیر دو بحران جهانی، بحران مالی جهانی و بحران کوید ۱۹، بر بروز رفتار گله‌ای در بازارهای سهام چین و ایالات متحده آمریکا پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که در طول هر دو بحران، در بازار سهام ایالات متحده آمریکا هیچ رفتار گله‌ای مشاهده نشده است. اما در بازار سهام چین در دوران بحران کوید ۱۹ رفتار گله‌ای معنادار و قابل توجهی شناسایی شده است. همچنین مطابق نتایج رفتار گله‌داری مشاهده شده در بازار سهام چین عمدتا ناشی از احساسات سرمایه‌گذاران بوده است. نتایج این مطالعه تفاوت در تأثیر بحران‌های جهانی بر بروز رفتار گله‌ای در بازارهای سهام نوظهور و توسعه یافته را نشان می‌دهد.

اسلامی بیدگلی و همکاران (۱۳۸۶) در تحقیقی وجود رفتار گله‌ای مشارکت‌کنندگان در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار گله‌ای در دوران رونق بازار در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد، اما شواهدی از این رفتار در زمان رکود بازار با استفاده از داده‌های روزانه بازده یافت شد.

ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی وجود رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که رفتار گله‌ای در چهار پرتفوی مورد آزمون وجود نداشته و همچنین نتایج تحقیق برای دوران تنش همراه با افول بازده سهام و دوران تنش همراه با صعود بازده سهام یکسان است. بنابراین مطابق نتایج این تحقیق، رفتار سرمایه گذاران عقلایی به نظر می‌رسد.

پورزمانی (۱۳۹۱) در پژوهشی وجود رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران را را طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار داده است. در این راستا با استفاده از مدل کریستی و هوانگ انحراف بازده سهام شرکت‌ها از بازده بازار در فواصل زمانی روزانه و هفتگی در کل توزیع بازده بازار و نیز در خلال دوره‌های نوسانات افزایشی یا کاهشی بازار در گروه سرمایه‌گذاران نهادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج تحقیق حاکی از آن است که رفتار گله‌ای در دوران رونق بازار در بورس تهران وجود ندارد، اما شواهدی ازاین رفتار در دوران رکود بازار در بورس تهران با استفاده از داده‌های روزانه بازده یافت شد.

[1] Batmunkh et al.
[2] Jiang et al.
[3] Xing et al.

جهانگیری‌راد و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود به بررسی رفتار گروهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۰ پرداختند. در این تحقیق از مدل چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) و برای تخمین این مدل از رگرسیون استوار استفاده شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران رفتار گله‌ای دارند و این نوع رفتار در بازار افزایشی بیشتر از بازار کاهشی است.

عبدلی و حیدری (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای وجود رفتار گله‌ای بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از حجم معاملات و با روش هاچیکا برای دوره زمانی ۱۳۹۴ لغایت ۱۳۹۸ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه ۱۴۲ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام تهران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد رفتار گله‌ای به‌صورت پیوسته در بورس اوراق بهادار تهران در طول دوره بررسی وجود داشته است.

حیدری و فرزانگان (۱۴۰۰) تأثیر رفتار گله‌ای بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مازاد بازار را در سطح صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های روزانهٔ سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. طبق یافته‌های حاصل از مدل GJR-GARCH تعمیم‌یافته، تأثیر رفتار گله‌ای بر نوسان‌پذیری در صنایع، متفاوت بوده است. به‌ویژه اینکه رفتار گله‌ای موجب کاهش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک شرطی در چهارده صنعت علاوه بر کل بازار شده است.

فرهادی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه خود به بررسی رفتار گله‌ای از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ در درجات مختلف ریسک پرداختند. در این تحقیق از مدل چهار عاملی کارهات استفاده شده و نتایج نشان دهنده تفاوت رفتار گله‌ای در درجات مختلف ریسک می‌باشد. همچنین با حذف شرکت‌های پر ریسک از مطالعه شاهد کاهش رفتار گله‌ای بودند.

گل ارضی و بادی‌دست (۱۴۰۱) تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران از بازده بازار را بر شکل‌گیری و بروز رفتار گله‌ای، با رویکردی مبتنی بر تبعیت جمعی از بتا در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه جهت بررسی رفتار گله‌ای از مدل هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) طی یک دوره ۱۲۰ ماهه، از ابتدای ۱۳۸۸ تا انتهای سال ۱۳۹۷ استفاده شده است. نتایج حاصل نشان‌دهنده این است که احساسات سرمایه‌گذاران از بازده بازار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری افراد در بورس اوراق بهادار تهران موثر است و موجب شکل گیری و بروز رفتار گله‌ای در سرمایه‌گذاران می‌شود.

بررسی پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که در زمینه بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران مطالعات محدودی انجام شده است. همچنین تا جایی که نگارندگان این مقاله اطلاع دارند تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه به تفکیک اندازه و نقدشوندگی شرکت‌ها و با استفاده از روش چانگ و همکاران[1] (۲۰۰۰) صورت نگرفته است.

[1] Chang et al.

۳- سوالات پژوهش

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک اندازه و نقدشوندگی شرکتها است. در این راستا سوالات پژوهش به صورت ذیل مطرح می شود.

۱) آیا رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران متاثر از اندازه شرکت‌ها است و در شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و کوچک متفاوت است؟

۲) آیا رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران متاثر از درجه نقدشوندگی شرکت‌ها است و در شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا و پایین متفاوت است؟

۴- روش شناسی تحقیق

از پیشگامان بررسی رفتار گله‌ای با رویکرد اقتصادسنجی در بازارهای مالی کریستی و هوانگ[1] (۱۹۹۵) بودند. آنها بیان نمودند که فرآیند تصمیم‌گیری معامله‌گران بازار به شرایط عمومی بازار بستگی دارد. مطالعه آن‌ها همچنین به عنوان پایه‌ای برای مطالعات دیگری همچون چانگ و همکاران (۲۰۰۰) قرار گرفت.

در هر دو روش ارائه شده توسط کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ و همکاران (۲۰۰۰) از منطق یکسانی برای شناسایی رفتار گله‌ای استفاده شده است، با این وجود تفاوت‌های بسیاری بین این دو روش وجود دارد. در ادامه به اختصار به بیان این دو رویکرد پرداخته می‌شود.

کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) استفاده از انحراف مقطعی بازده (CSSD) را برای تشخیص رفتار گله‌ای در محیط بازار معرفی کردند که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N}(R_{it} - R_{mt})^2}{N-1}} \qquad (۱)$$

که در آن R_{it} بازده سهام i ام در زمان t و R_{mt} میانگین مقطعی بازده بازار در زمان t می‌باشد. کریستی و هوانگ معتقد بودند که کاهش انحراف مقطعی بازده سهام نسبت به میانگین بازده بازار نشان دهنده پیروی معامله گران از بازار بوده و نشان‌دهنده وجود رفتار گله‌ای است.

مدل ارائه شده در این روش برای شناسایی رفتار گله‌ای به شرح ذیل است.

$$CSSDt = \alpha + \beta^L D^L_t + \beta^U D^U_t + \varepsilon t \qquad (۲)$$

متغیرهای مجازی D^L_t و D^U_t برای جدا کردن محدوده‌ای از بازار به‌کار می‌روند که در ابتدا و یا انتهای توزیع بازدهی قراردارد. با این متغیرها کریستی و هوانگ به دنبال شناسایی رفتار گله‌ای در زمان تنش بازار هستند. با قرار گرفتن بازده بازار در محدوده‌های ابتدایی و انتهایی توزیع، بازار از نظر بازدهی در تنش خواهد بود. در رابطه ۲ وجود مقادیر منفی و معنادار برای ضرایب β^L و β^U نشان دهنده وجود رفتار گله‌ای در محدوده مورد نظر می‌باشد.

[1] Christie & Huang

چانگ و همکاران (۲۰۰۰) مدل جدیدی را بری شناسایی رفتار گله‌ای در بازار ارائه کردند. منطق پشت این مدل نیز همانند مدل کریستی و هوانگ این است که سرمایه‌گذاران در زمان‌های پرتنش مانند بروز حباب‌ها و دوره‌های سقوط، اطمینان خود را از دست می‌دهند و روند بازار را دنبال می‌کنند. به طور خلاصه این مدل رابطه بین پراکندگی بازده سهام و بازده کل بازار را بررسی می‌کند. مدل ارائه شده برای شناسایی رفتار گله‌ای در روش چانگ و همکاران به صورت رابطه زیر است.

$$CSADt = \gamma_0 + \gamma_1 |Rm, | + \gamma_2 \mathrm{R}^2 m, + \varepsilon t \qquad (۳)$$

در رابطه ۳، $\mathrm{CSAD_t}$ انحرف مطلق مقطعی است که برای محاسبه میزان پراکندگی بازده سهام از میانگین بازده بازار استفاده می‌شود. انحراف مطلق مقطعی با استفاده از رابطه ۴ محاسبه می‌شود.

$$\mathrm{CSAD}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} | R_{i.t} - R_{m.t} | \qquad (۴)$$

که در آن R_m و $R_{i.t}$ به ترتیب میانگین بازده مقطعی بازار و بازده سهام i ام در زمان t است.
همانطور که مشاهده می‌شود در روش چانگ و همکاران کل دوره مورد بررسی قرار می‌گیرد و فقط محدود به دوره‌های تنش در بازار نیست و همچنین می‌توان با تقسیم کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی رفتار معامله گران را هنگام رشد و افت بازار بصورت جداگانه بررسی کرد.
براساس رویکرد چانگ و همکاران در صورتی که ضریب γ_2 منفی و به لحاظ آماری معنادار باشد، نشان‌دهنده وجود رفتار گله‌ای در بازار مورد بررسی است. در این مطالعه برای بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران، از مدل چانگ و همکاران[1] (۲۰۰۰) استفاده می‌شود.

۵-روش گردآوری داده‌ها

جامعه آماری پژوهش حاضر، شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران و محدوده زمانی مورد بررسی، از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا پایان آبان ماه ۱۴۰۲ است. داده‌های قیمتی شرکت‌های بورسی فعال در گروه‌های صنایع، از نرم افزار TSE CLIENT استخراج و با استفاده از برنامه نویسی در زبان پایتون، داده‌ها بر اساس ارزش بازاری شرکت‌ها، به ۲ گروه شرکت‌ها با بیشترین ارزش بازاری و شرکت‌ها با کمترین ارزش بازاری تقسیم شده‌اند. مبنای انتخاب شرکت‌ها در این دسته بندی، ارزش کل سهام شرکت‌ها در روز گردآوری داده‌ها است. لازم به ذکر است که در این مطالعه از میان شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی که ۱) در تمام طول دوره مطالعه در این بازار حضور داشته‌اند و ۲) در طول این دوره به مدت طولانی بسته و غیر قابل معامله نبوده‌اند، به عنوان جامعه آماری انتخاب شده‌اند و از میان این شرکت‌ها، ۴۰ شرکت با بیشترین ارزش کل به عنوان گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و ۴۰ شرکت با کمترین ارزش کل به عنوان گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک انتخاب شده‌اند.

[1] Chang et al.

همچنین برای بررسی رفتار گله‌ای بر اساس نقدشوندگی، شرکت‌ها به ۲ گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا و شرکت‌ها با نقد شوندگی پایین تقسیم شده‌اند. معیار و مبنای انتخاب شرکت‌ها در این دسته بندی نیز، تعداد روزهای صف فروش است. به عبارت دقیق‌تر ۴۰ شرکت با کمترین تعداد روز صف فروش به عنوان گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا و ۴۰ شرکت با بیشترین تعداد روز صف فروش به عنوان گروه شرکت‌ها با نقد شوندگی پایین انتخاب شده‌اند با توجه به حجم زیاد داده‌ها و محاسبات، برای جلوگیری از هر گونه خطا و اشتباه، تمام محاسبات مربوط به بازدهی شرکت‌ها و شاخص‌ها و انحراف از میانگین‌ها نیز با برنامه نویسی به زبان پایتون انجام شده است.

۶- یافته‌ها

در این بخش نتایج برآورد مدل تحقیق به روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰) در دو گروه از شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و کوچک و دو گروه از شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا و پایین ارائه شده است. جهت بررسی دقیقتر موضوع، بررسی‌ها در بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی و به تفکیک دوره‌های صعود و نزول بازار و با استفاده از دو شاخص کل و هم‌وزن به عنوان میانگین بازده بازار انجام شده است.

جدول ۱ نتایج برآورد مدل تحقیق برای گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ را نشان می‌دهد. مطابق نتایج، در این گروه با استفاده از شاخص کل هم وزن به عنوان میانگین بازده بازار، کاهش انحراف مطلق مقطعی بازدهی نسبت به میانگین بازده بازار (ضریب γ_2) در کل دوره بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی وجود دارد ولی فقط در بازه زمانی روزانه از نظر آماری معنی‌دار بوده و رفتار گله‌ای رخ داده است.

جدول ۱- نتایج برآورد مدل برای گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ

با استفاده از شاخص کل هم وزن به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			**هفتگی**		
	کل دوره	**صعودی**	**نزولی**	**کل دوره**	**صعودی**	**نزولی**
γ0	0,0177***	0,0171***	0,0181***	0,0414***	0,0439***	0,0401***
t-Statistic	47,7614	37,6297	32,7367	19,1017	14,3355	13,9483
γ1	0,5819***	0,4589***	0,7687***	0,3617***	0,4118***	0,1469
t-Statistic	8,1211	5,4779	6,6525	3,2022	2,779	0,8659
γ2	-4,8491**	0,5639	-14,701***	-0,4968	-0,8476	0,2329
t-Statistic	-2,0602	0,2102	-3,6618	-0,5169	-0,6885	0,1528
F-statistic	149,6818	128,632	45,5484	26,2906	17,8455	26,958
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
با استفاده از شاخص کل به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ0	0,0156***	0,0155***	0,0157***	0,0281***	0,0295***	0,0273***
t-Statistic	67,9082	56,862	38,1725	23,3431	18,2084	14,6616

γ1	0,6024***	0,5936***	0,6341***	0,4213***	0,4825***	0,3281***
t-Statistic	14,1663	11,9086	8,1821	7,0472	6,7098	2,6568
γ2	-14,203***	-13,277***	-16,461***	-1,1191**	-1,522***	-1,4456
t-Statistic	-11,501	-9,2996	-7,1249	-2,5135	-3,0298	-1,0976
F-statistic	113,1943	85,2624	34,6788	76,2444	60,7283	8,4974
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003

توجه: *، ** و*** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی نیز صرفا در دوره نزولی بازه زمانی روزانه رفتار گله‌ای دیده شده است. به عبارت دیگر با استفاده از شاخص کل هم وزن هیچ رفتار گله‌ای در کل دوره هفتگی و دوره‌های صعودی و نزولی آن دیده شناسایی نشده است.

با استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در هر دو بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی منفی و از نظر آماری معنی‌دار است و وجود رفتار گله‌ای در هر دو دوره تایید می‌شود. با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی نیز، به غیر از دوره نزولی بازه زمانی هفتگی در بقیه دوره‌ها شاهد وجود رفتار گله‌ای هستیم.

در مقایسه بین بروز رفتار گله‌ای در استفاده از دو شاخص کل و کل هم وزن در گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ، می‌توان گفت در استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار شاهد شناسایی رفتار گله‌ای بیشتری نسبت به استفاده از شاخص کل هم وزن هستیم.

جدول ۲- نتایج برآورد مدل برای گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک

با استفاده از شاخص کل هم وزن به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ0	0,0259***	0,0259***	0,0264***	0,0574***	0,0571***	0,0602***
t-Statistic	77,4677	61,9997	52,7073	34,4081	26,3545	24,0128
γ1	0,783***	0,5251***	1,1177***	0,3868***	0,5624***	-0,074
t-Statistic	12,0827	6,8317	10,6965	4,4517	5,3615	-0,5003
γ2	-15,157***	-7,526***	-26,65***	-1,6694**	-2,952***	1,0742
t-Statistic	-7,1197	-3,0581	-7,3405	-2,2581	-3,3873	0,8083
F-statistic	139,0713	67,6722	82,1489	22,1889	24,428	46,56
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
با استفاده از شاخص کل به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ0	0,0262***	0,0261***	0,0265***	0,0617***	0,0646***	0,0605***
t-Statistic	90,972	67,9823	61,199	32,2943	24,2967	21,9222
γ1	0,6871***	0,7408***	0,6144***	0,417***	0,5176***	0,1525

0,8315	4,3775	4,3985	7,522	10,5853	12,8973	t-Statistic
-0,2136	-2,0193**	-1,2697*	-18,66***	-18,309***	-18,08***	γ2
-0,1092	-2,4454	-1,7983	-7,6631	-9,1345	-11,6868	t-Statistic
15,434	19,3829	26,1645	29,8394	58,5944	83,8158	F-statistic
0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob(F-statistic)

توجه: *، ** و*** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول ۲ نتایج برآورد مدل تحقیق برای گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک ارائه شده است. مطابق نتایج، در گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک با استفاده از شاخص کل هم وزن به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در کل دوره بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی منفی و معنادار است لذا می‌توان گفت رفتار گله‌ای در کل دوره بازه زمانی روزانه و هفتگی شکل گرفته است. و با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی، در دوره صعودی و نزولی بازه زمانی روزانه و دوره صعودی بازه زمانی هفتگی، ضریب γ_2 از نظر آماری معنی دار بوده لذا رفتار گله‌ای دیده شده است.

با استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در هر دو بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی از نظر آماری معنی دار هست و وجود رفتار گله‌ای در هر دو دوره تایید می‌شود و با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی به غیر دوره نزولی در بازه زمانی هفتگی در بقیه دوره‌ها رفتارگله‌ای معنی داری وجود دارد.
بطور کلی در گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک، در میزان شناسایی رفتار گله‌ای در استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار نسبت به استفاده از شاخص کل هم وزن تفاوت چندانی دیده نمی‌شود.

جدول ۳ نتایج برآورد مدل تحقیق برای گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا را نشان می‌دهد. مطابق نتایج، در این گروه با استفاده از شاخص کل هم وزن به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در کل دوره بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی منفی و از نظر آماری معنادار بوده و رفتار گله‌ای در کل هر دو دوره رخ داده است. با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی، در دوره نزولی بازه زمانی روزانه و دوره صعودی بازه زمانی هفتگی، ضریب γ_2 از نظر آماری معنی دار بوده لذا رفتار گله‌ای دیده شده است.

با استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در هر دو بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی منفی و معنادار است و وجود رفتار گله‌ای در هر دو دوره تایید می‌شود. با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی نیز، به غیر دوره نزولی در بازه زمانی هفتگی در بقیه دوره‌ها رفتارگله‌ای معنی‌داری وجود دارد.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل برای شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا

با استفاده از شاخص کل هم وزن به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ_0	0,0178***	0,0173***	0,0182***	0,0331***	0,0326***	0,0351***
t-Statistic	53,0244	42,5389	35,8012	24,5506	18,7596	16,2971
γ_1	0,6181***	0,4791***	0,8114***	0,4073***	0,5131***	0,15
t-Statistic	9,5356	6,4093	7,6469	5,7995	6,1105	1,1802
γ_2	-4,8297**	0,7219	-14,353***	-1,2512**	-1,978***	0,1547
t-Statistic	-2,268	0,3016	-3,8932	-2,0939	-2,8364	0,1355
F-statistic	213,9516	178,883	67,2949	54,7317	50,3114	45,289
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
با استفاده از شاخص کل به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ_0	0,0163***	0,0162***	0,0164***	0,0303***	0,0317***	0,0296***
t-Statistic	77,7857	64,7768	44,1298	27,0853	20,4591	17,7595
γ_1	0,6073***	0,6162***	0,6049***	0,4239***	0,474***	0,3124***
t-Statistic	15,647	13,4567	8,6132	7,633	6,883	2,82
γ_2	-14,062***	-13,679***	-15,274***	-1,291***	-1,651***	-1,0613
t-Statistic	-12,4756	-10,4311	-7,2952	-3,1226	-3,4329	-0,8983
F-statistic	141,9506	110,2408	39,5613	78,7465	56,3627	11,9147
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

توجه: *، ** و*** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در مقایسه بروز رفتار گله‌ای با استفاده از شاخص کل و شاخص کل هم وزن در گروه شرکت‌ها با نقد شوندگی بالا می‌توان گفت در استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار رفتار گله‌ای بیشتری نسبت به استفاده از شاخص کل هم وزن شناسایی می‌شود.

در جدول ۴ نتایج برآورد مدل تحقیق برای گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی پایین گزارش شده است. مطابق نتایج، در گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی پایین با استفاده از شاخص کل هم وزن به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در کل دوره بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی منفی و از نظر آماری معنی‌دار بوده و رفتار گله‌ای در هر دو دوره زمانی روزانه و هفتگی وجود دارد. با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی نیز، در دوره نزولی بازه زمانی روزانه و دوره صعودی بازه زمانی هفتگی، ضریب γ_2 از نظر آماری معنی دار بوده لذا رفتار گله‌ای دیده شده است.

با استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار، ضریب γ_2 در هر دو بازه‌های زمانی روزانه و هفتگی منفی و از نظر آماری معنی دار است و وجود رفتار گله‌ای در هر دو دوره تایید می‌شود. همچنین با تفکیک کل دوره به دوره‌های صعودی و نزولی، به غیر از دوره نزولی در بازه زمانی هفتگی در بقیه دوره‌ها رفتارگله‌ای معنی

داری وجود دارد. بطور کلی در گروه شرکت‌ها با نقد شوندگی پایین، در استفاده از شاخص کل به عنوان میانگین بازده بازار شاهد شناسایی رفتار گله‌ای بیشتری نسبت به استفاده از شاخص کل هم وزن هستیم.

جدول ۴- نتایج برآورد مدل برای شرکت‌ها با نقدشوندگی پایین

با استفاده از شاخص کل هم وزن به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ0	0,0252***	0,0251***	0,0255***	0,0439***	0,0423***	0,0479***
t-Statistic	77,1269	61,5118	52,9788	35,4685	27,5367	24,0294
γ1	0,6019***	0,3597***	0,939***	0,3186***	0,4894***	-0,0952
t-Statistic	9,515	4,7919	9,3632	4,944	6,5827	-0,8094
γ2	-9,8663***	-2,2618	-22,177***	-1,1768**	-2,404***	1,4686
t-Statistic	-4,748	-0,941	-6,3648	-2,1458	-3,8919	1,3898
F-statistic	110,6129	61,5612	63,9783	33,1201	41,1804	14,894
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
با استفاده از شاخص کل به‌عنوان میانگین بازده بازار						
	روزانه			هفتگی		
	کل دوره	صعودی	نزولی	کل دوره	صعودی	نزولی
γ0	0,0251***	0,0252***	0,025***	0,045***	0,0475***	0,0441***
t-Statistic	94,1698	71,4595	61,85	30,9833	22,6436	22,3943
γ1	0,5398***	0,5539***	0,5455***	0,4276***	0,4997***	0,193
t-Statistic	10,9388	8,5954	7,1612	5,9253	5,3544	1,4739
γ2	-14,226***	-13,439***	-16,927***	-1,2516**	-1,832***	0,203
t-Statistic	-9,9274	-7,2817	-7,4534	-2,329	-2,8112	0,1454
F-statistic	60,2514	39,4292	27,905	49,3568	31,7721	7,405
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0008

توجه: *، ** و*** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مهمترین عوامل دور شدن قیمت بازاری سهام شرکت‌ها از ارزش ذاتی آنها بروز رفتار گله‌ای است. رفتار گله‌ای موجب کاهش کارایی بازارهای مالی می‌گردد. شناسایی دقیق رفتار گله‌ای و بررسی ابعاد مختلف آن، هم از جهت سیاست گذاری برای کاهش مضرات آن و هم از نظر سفته بازان بسیار با اهمیت است. بنابراین در این مطالعه رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک دو عامل مهم، اندازه ارزش بازاری و میزان نقدشوندگی، با استفاده از روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه، بررسی رفتار گله‌ای در دو بازه زمانی روزانه و هفتگی جهت شناسایی میزان ماندگاری رفتار صورت گرفته است. علاوه بر این، رفتار گله‌ای

در کل دوره و همچنین دو دوره صعودی و نزولی بصورت جداگانه برای بررسی تقارن در بروز این رفتار مد نظر قرار گرفته است. همچنین جهت بررسی دقیقتر موضوع، از دو شاخص کل و شاخص کل هم‌وزن بصورت جداگانه برای بررسی رفتار گله‌ای استفاده شده است. در جدول ۵ نتایج تحقیق به صورت خلاصه ارائه شده است.

جدول ۵- خلاصه نتایج مربوط به وجود و عدم وجود رفتار گله‌ای با استفاده از شاخص کل هم وزن

دسته‌بندی	کل دوره روزانه	کل دوره هفتگی	صعودی روزانه	صعودی هفتگی	نزولی روزانه	نزولی هفتگی
شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ	●	○	○	○	●	○
شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک	●	●	●	●	●	○
شرکت‌ها با نقد شوندگی بالا	●	●	○	●	●	○
شرکت‌ها با نقد شوندگی پایین	●	●	○	●	●	○
درصد وجود رفتار گله‌ای	۱۰۰	۷۵	۲۵	۷۵	۱۰۰	۰

خلاصه نتایج مربوط به وجود و عدم وجود رفتار گله‌ای با استفاده از شاخص کل

دسته‌بندی	کل دوره روزانه	کل دوره هفتگی	صعودی روزانه	صعودی هفتگی	نزولی روزانه	نزولی هفتگی
شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ	●	●	●	●	●	○
شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک	●	●	●	●	●	○
شرکت‌ها با نقد شوندگی بالا	●	●	●	●	●	○
شرکت‌ها با نقد شوندگی پایین	●	●	●	●	●	○
درصد وجود رفتار گله‌ای	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۰

توجه: ● نشان‌دهنده وجود رفتار گله‌ای و ○ نشان‌دهنده عدم وجود رفتار گله‌ای است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که اشاره شد در این مطالعه رفتار گله‌ای با دو شاخص بصورت مجزا مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به اینکه شاخص کل تاثیر پذیری بسیار بالایی از شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ دارد، انتظار می‌رفت با استفاده از این شاخص در شرکت‌های بزرگ شاهد رفتار گله‌ای بیشتری باشیم که نتایج به دست آمده نیز حاکی از همین امر است. لذا به نظر می‌رسد شاخص کل هم‌وزن که از بزرگی شرکت‌ها تاثیر نمی‌پذیرد، شاخص بهتری برای استفاده به عنوان میانگین بازده بازار باشد. بر این اساس نتایج بدست آمده با استفاده از شاخص کل هم‌وزن تفسیر می‌گردد.

در بررسی رفتار گله‌ای در کل دوره، نتایج نشان‌دهنده این است که در شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک نسبت به شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ رفتار گله‌ای بیشتری مشاهده می‌شود. این موضوع می‌تواند ناشی از کوچک بودن ارزش معاملات این شرکت‌ها باشد. در گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ به‌وضوح رفتار گله‌ای بسیار کمتری مشاهده می‌شود. این موضوع در بازه زمانی هفتگی بسیار مشهود است. به عبارت بهتر این گروه از شرکت‌ها

با دید میان مدت برای سرمایه‌گذارانی که به دنبال دوری جستن از مضرات رفتار گله‌ای هستند، مناسب می‌باشد. از طرف دیگر شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک به‌شدت مستعد بروز رفتار گله‌ای هستند و در همه بازه‌ها و دوره‌ها، به غیر از بازه زمانی هفتگی مرتبط با دوره نزولی بازار، شواهد زیادی از بروز رفتار گله‌ای دیده می‌شود. همچنین مطابق نتایج، رفتار گله‌ای در شرکت‌ها با اندازه کوچک در بازه زمانی روزانه متقارن است و یکطرفه بودن بازار تاثیری در بروز این رفتار در بازه روزانه ندارد. این تفاوت میان دو گروه شرکت‌ها با ارزش بازاری بزرگ و کوچک، تاثیر بسیار زیاد اندازه شرکت‌ها در بروز رفتار گله‌ای را نشان می‌دهد.

در بررسی دو گروه شرکت ها با نقدشوندگی بالا و پایین می‌توان گفت تفاوت چندانی در بروز رفتار گله‌ای در این دو گروه دیده نمی‌شود. به عبارت دیگر میزان نقد شوندگی نمادها تاثیر چندانی بر بروز رفتار گله‌ای ندارد. با توجه به نتایج جدول ۵ مشاهده می‌شود در دوره نزولی بازه زمانی هفتگی در هیچ یک از گروه‌های مورد بررسی، رفتار گله‌ای شناسایی نشده است و این موضوع حتی مستقل از استفاده شاخص کل یا شاخص کل هم وزن به عنوان میانگین بازده بازار است. در خصوص تقارن در بروز رفتار گله‌ای در دوره‌های صعودی و نزولی بازار نیز می‌توان گفت در هر دو گروه شرکت‌ها با نقدشوندگی بالا و پایین تقارنی در بروز رفتار گله‌ای دیده نمی‌شود. با توجه به اینکه بورس اوراق بهادار تهران بازاری یک طرفه می باشد و در این بازار سرمایه‌گذاران صرفا از طریق افزایش قیمت دارایی‌ها می‌توانند سود کسب کنند، تفاوت در رفتار معامله‌گران در دوره های صعود و نزول بازار منطقی به نظر می‌رسد.

با توجه به نتایج تحقیق و آثار مخرب رفتار گله‌ای در بازار پیشنهاد می‌شود سیاست گذاران با اعمال سیاست‌هایی همچون شفاف سازی اخبار و اطلاعیه‌ها جهت کاهش اثرات شایعات، افزایش عمق بازار با افزودن بر میزان سهام شناور شرکت‌ها و ایجاد بازارگردان در شرکت‌ها، موجب کاهش بروز رفتار گله‌ای شوند. همچنین برای افزایش تاثیر سیاست‌های کاهش بروز رفتار گله‌ای در بازار، سیاست‌گذاران نیازمند اطلاعات دقیق‌تری از دوره‌ها و بازه‌های مشخصی از بازار و شرکت‌هایی هستند که مستعد بروز رفتار گله‌ای می‌باشند، تا بتوانند سیاست‌های متناسب با شرکت‌ها و شرایط بازار اتخاذ نمایند. وجود اطلاعات دقیق از شرایط بروز رفتار گله‌ای می‌تواند موجب افزایش اثر گذاری این سیاست‌ها گردد. در این راستا نتایج حاصل از این پژوهش در خصوص دوره‌ها و شرکت‌های مستعد بروز رفتار گله‌ای، می‌تواند به سیاستگذاران در اجرای بهتر این سیاستها کمک نماید. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه توصیه می‌شود دولتمردان و سیاست‌گذاران حوزه مالی کشور، در دوره‌های رونق بازار سیاست‌های کاهش رفتار گله‌ای را به صورت جدی‌تری دنبال نمایند. همچنین اجرای دقیق این سیاستها در مجموعه شرکت‌ها با ارزش بازاری کوچک‌تر که بیشتر مستعد بروز رفتارگله‌ای هستند، از اهمیت بیشتری برخوردار است.

فهرست منابع

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و شهریاری، سارا (۱۳۸۶). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران با استفاده از انحرافات بازده سهام از بازده کل بازار در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۹، ۴۴-۲۵.

اسماعیلی، معصومه و جنانی، محمد حسن و ستایش، محمدرضا(۱۴۰۰). سوگیری‌های رفتاری و تصمیمات سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی مبتنی بر اطلاعات تکنیکال در بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد مالی، ۵، ۲۵۸-۲۳۳.

ایزدی نیا، ناصر و حاجیان نژاد، امین (۱۳۸۸). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران، *نشریه بورس اوراق بهادار*،۷، ۱۳۲-۱۰۵.

پورزمانی، زهرا (۱۳۹۱). بررسی رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی با استفاده از مدل کریستی و هوانگ در بورس اوراق بهادار تهران ، *دانش سرمایه‌گذاری*،۳ ، ۱۶۰-۱۴۷.

جهانگیری‌راد، مصطفی و سلیمی، محمد جواد (۱۳۹۳). بررسی رفتار گروهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*،۴۲ ، ۱۳۹-۱۵۶.

حیدری، حمیدرضا و فرزانگان، الهام (۱۴۰۰). بررسی تأثیر رفتار گله‌ای بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران، *نشریه پژوهش های حسابداری مالی، ۱۳(۲)، ۵۷-۷۷.*

رحمانی، علی و مرشیدی، فاطمه (۱۳۹۶). بررسی رابطه برخی از شاخصه های جمعیتی سرمایه‌گذاران با رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش سرمایه‌گذاری*، ۲۴، ۲۱۴-۲۰۳.

زارع بهنمیری، محمد جواد و کشیری، لادن (۱۳۹۷). هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران با تاکید بر نقش میانجی نقد شوندگی، *فصلنامه حسابداری مالی*، ۳۸، ۴۵-۲۲.

سعیدی، علی و فرهانیان، محمد جواد (۱۴۰۱). مبانی اقتصاد و مالی رفتاری، چاپ چهارم. تهران: انتشارات بورس.

سعادت زاده حصار، بهزاد و عبدی، رسول و محمدزاده سالطه، حیدر و نریمانی، محمد(۱۴۰۰). بررسی ارتباط سوگیری شناختی در رفتار سرمایه گذاران با واسطه نوسانات قیمت سهام. اقتصاد مالی، ۵۶، ۳۰۳-۳۲۰.

عبدلی، قهرمان و حیدری، محمد (۱۳۹۹). بررسی رفتار جمعی سرمایه گذاران در بازار سهام تهران با استفاده از حجم معاملات. تحقیقات اقتصادی، ۵۵(۴)، ۸۱۳-۸۳۰.

فرخی استاد، مجتبی و علی‌صوفی، مهدیه (۱۳۹۵). ارزیابی اثر حمایت مجازی در ایجاد رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران، *بورس اوراق بهادار*، ۳۳، ۲۴-۵.

فرهادی، حمیدرضا، ندیری، محمد، سارنج، علیرضا و تهرانی، رضا (۱۴۰۱) بررسی اثر رفتار گله‌ای در اقتصاد ایران بر معیار کارایی مدل قیمت گذاری دارایی ها، *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۱(۳۸)، ۱۳۶-۱۱۳.

قیصری، روح اله و صالحی، اله کرم و قبادی، صغری (۱۴۰۰). بررسی نقش دانش مالی سرمایه‌گذاران بر رفتار مالی در بازار سرمایه ایران. اقتصاد مالی، ۵۴(۱۵)، ۳۲۵-۳۵۵.

گل ارضی، غلامحسین، و بادی دست، ادریس (۱۴۰۱). احساس سرمایه گذاران از بازده بازار و تأثیر آن در شکل گیری رفتار جمعی با رویکردی مبتنی بر تبعیت جمعی از بتا، توسعه و سرمایه، ۷(۱)، ۸۷-۱۰۰.

Andersson, M. (2009). Social Influence in Stock Markets, Doctoral Dissertation, Psychology Göteborgs University.

Banerjee, A. (1992). A simple Model of Herd Behavior. The Quartely Journal of Economics, (107)3, 797-817.

Barber, B., & Odean, T. (1999). The courage of Misguided Convictions. Financial Analyst Journal, (55)6, 41-55.
Barberis, N. (2002). A Survey of Behavioral Finance. Working papers series.
Batmunkh, M. U., Choijil, E., Vieito, J. P., Espinosa-Méndez, C., & Wong, W. K. (2020). Does herding behavior exist in the Mongolian stock market?. *Pacific-Basin Finance Journal*, *62*, 101352.
Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd Behavior in Financial Markets: A Review. IMF Working Paper, International Monetary Fund.
Caporale, M., Economou, F., & Philippas, N. (2008). Herd behavior Behavior in extreme market conditions: the case of the Athens Stock Exchange. *Economics* B*ulletin*, (7)17, 1-13.
Chang, C. H., & Su, F. J. (2017). Stock characteristics and herding formation: evidence from the United States equity market. International Journal of Economics and Management Engineering, 11(11), 2692-2696.
Chang, E., Cheng, J., & Khorana, A. (2000). An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective. *Journal of Banking & Finance*, (24)10, 1651-1679.
Chauhan, Y., Ahmad, N., Aggarwal, V., & Chandra, A. (2020). Herd behaviour and asset pricing in the Indian stock market. *IIMB Management Review*, *32*(2), 143-152.
Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: Do individual returns herd around the market?. *Financial Analysts Journal*, 51(4), 31-37.
David S Scharfstein, J. S. (1990). Herd Behavior and Investment. American Economic Review, 465-79.
Devenowa, A., & Welch, I. (1996). Rational Herd behavior in Financial Economics. Euro-pean Economic Review, 40, 603-615.
Indārs, E. R., Savin, A., & Lublóy, Á. (2019). Herding behaviour in an emerging market: Evidence from the Moscow Exchange. *Emerging Markets Review*, *38*, 468-487.
Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
Granovetter, M. (1978). Threshold Models of Collective Behavior. American Journal of Sociology, 142-1443.
Henker, J., Henker, T., & Mitsios, A. (2006). Do investors herd intraday in Australian equi-ties, *International Journal of Managerial Finance*, (2)3, 196-219.
Hirshleifer, D., & Teoh, S. H. (2003). Limited attention, information disclosure, and financial reporting. Journal of accounting and economics, 36, 337-386.
Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market Stress and Herd behavior, Journal of Empirical Finance, (11), 585–616.
Hyman, H. H. (1968). Readings in reference group theory and research. Free Press.
Jiang, R., Wen, C., Zhang, R., & Cui, Y. (2022). Investor's herding behavior in Asian equity markets during COVID-19 period. *Pacific-Basin Finance Journal*, *73*, 101771.
Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, *47*(2),263–291.
Kahneman, D., & Tversky, A. (2013). Prospect theory: An analysis of decision under risk. In *Handbook of the fundamentals of financial decision making: Part I* (pp. 99-127).
Kallinterakis, V. (2007). Herd behavior and the Thin Trading Bias in a Start-up Market: Evidence from Vietnam, The Icfai University Journal of Behavioral Finance, (6) 2, 7-27.
Leibenstein, H. (1950). Bandwagon, Snob, and Veblen Effects in the Theory of Consumers' Demand. The Quarterly Journal of Economics, 183-207.
Lindhe, E. (2012). Herd behavior in stock markets: A Nordic study.
Newcomb, T. M. (1948). Readings in Social Psychology. Holt.
Nicholas Barberis, A. S. (2003). Style Investing. NYU Working Paper.

Paulo, V. J. & Gama, S. (2019). Herding behavior and contagion in the cryptocurrency market. Journal of Behavioral and Experimental Finance, (22), 41-50.

Raafat, R. M., Chater, N., & Frith, C. (۲۰۰۹). Herding in humans. Trends in cognitive sciences, ۱۳(۱۰), ۴۲۰-۴۲۸.

Saastamoinen, J. (2008). Quantile regression analysis of dispersion of stock returns-evidence of herding. *Keskustelualoitteita*, 57, 1-19.

Sherif, M. (1936). *The Psychology of Social Norms.* Harper & brothers.

Shiller, R.J. (1984). Stock Prices and Social Dynamics, Brookings Papers on Economic Activity, (2), 457-510.

Shleifer, A. (2000). Inefficient Markets – an Introduction to Behavioral Finance, Oxford University Press.

Veblen, T. (1899). *Conspicuous Consumption.* Penguin.

Vo, X. V., & Phan, D. B. A. (2017). Further evidence on the herd behavior in Vietnam stock market. Journal of Behavioral and Experimental Finance, 13, 33-41.

Vo, X. V., & Phan, D. B. A. (2019). Herd behavior and idiosyncratic volatility in a frontier market. Pacific-Basin Finance Journal, 53, 321-330.

Wiberg, D. A. N. I. E. L. (2008). Institutional Ownership–The Anonymous Capital. JIBS Dissertation Series, 48.

Xing, S., Cheng, T., & Sun, S. (2024). Do investors herd under global crises? A comparative study between Chinese and the United States stock markets. *Finance Research Letters*, *62*, 105120.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Investigating Herding Behavior based on the Size and Liquidity of Companies in the Tehran Stock Exchange

Yahya Ebrahimpour[1]
Elham Nobahar[2]
Parviz Mohamadzadeh[3]

Received: :2025/March/26 Accepted: 2025/June/01

Abstract

One of the factors causing the market price of companies to deviate from their real value is the occurrence of Herd behavior. Herd behavior leads to reduced efficiency in financial markets. Therefore, accurately identifying Herd behavior and examining its various aspects is of significant importance. This study examines Herd behavior in the Tehran Stock Exchange, by considering the size (market value) and liquidity of the companies. To achieve this, we used the method proposed by Chang et al. (2000) to analyze herd behavior in two groups of companies: those with large and small market caps, and those with high and low liquidity, over the period from 2015 to 2023. The analysis was conducted separately using two indices, the market total index and the equal-weighted index, across daily and weekly time frames. The results indicate that in the group of companies with large market caps, there is less herd behavior compared to companies with small market caps. The presence of institutional investors and high trading volumes in companies with large market caps could be factors reducing herd behavior in this group. Additionally, according to the results, there is not much difference in herd behavior between companies with low liquidity and those with high liquidity. Comparing herd behavior using the two indices, the results show that using the total index reveals more herd behavior in companies with large market cap and high liquidity, which could be due to the market total index's greater sensitivity to large companies.

Keywords: Herd Behavior, Market Value, Liquidity, Cross-Sectional Absolute Deviation(CSAD), Tehran Stock Exchange.
JEL Classification: G41, E44, C32, G10.

[1] Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.yahya.ebrahimpour@yahoo.com
[2] Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran (Corresponding author)enobahar@tabrizu.ac.ir
[3] Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۱۲۱ تا ۱۳۸

پیش‌بینی سود در عرضه اولیه سهام و پیامدهای آن

آناهیتاسادات دریاباری[۱]
ایمان داداشی[۲]
کاوه آذین فر[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰٦ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۱

چکیده

هدف: سود پیش‌بینی‌شده از جمله اطلاعات اثرگذار بر تصمیم خرید سهام در زمان عرضهٔ اولیهٔ عمومی است. از طرفی، افشای پیش‌بینی سود می‌تواند شرکت‌ها را تحت فشار قرار دهد که هدف را برآورده کنند و عدم انجام این کار عواقب شدیدی برای افزایش سرمایه‌های بعدی به دنبال خواهد داشت. هدف این پژوهش بررسی تاثیر پیش‌بینی سود در زمان عرضهٔ اولیه بر عملکرد بلندمدت شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

روش: برای سنجش عملکرد بلندمدت شرکت‌ها از دو روش بازده تعدیل شده سهام شرکت نسبت به بازار و مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است. داده‌های موردنیاز برای پژوهش حاضر، از ۱۰۷ شرکتی که سهام‌شان در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۱ عرضه‌ی عمومی اولیه شده اند، استخراج شده و با استفاده از نرم افزار stata مورد تحلیل قرار گرفتند

یافته‌ها: یافته‌های پژوهش حاکی از عدم وجود تاثیر معنادار پیش‌بینی سود در زمان عرضهٔ اولیه بر عملکرد طولانی مدت شرکت‌ها(در هر دو روش) می‌باشد.

نتیجه گیری: پیش‌بینی سود در زمان عرضهٔ اولیه دارای محتوای اطلاعاتی نیست. با توجه به اختلاف بین سودهای واقعی و پیش‌بینی‌شده، که سود محقق شده ۲۷ درصد سود پیش‌بینی شده بوده و این رقم به بیش از ۸۱ درصد هم رسیده، به نظر می‌رسد بخاطر نبودن مجازات قانونی و عدم توجه به پیامد و هزینه‌های پیش‌بینی نادرست، مدیریت خود را تحت فشار برای محقق‌کردن سود پیش‌بینی شده نمی‌بیند در نتیجه سرمایه‌گذاران به پیش‌بینی سود در تصمیم‌گیری‌ها توجهی نشان نمی‌دهند.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی سود، عرضهٔ عمومی اولیه، عملکرد بلند مدت، بازده تعدیل شده، مدل فاما و فرنچ.

طبقه بندی JEL: G1، G11، G17

۱ . گروه حسابداری، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران.daryabari@baboliau.ac.ir
۲ . گروه حسابداری، دانشگاه قم، قم، ایران (نویسنده مسئول) I.dadashi@qom.ac.ir
۳ . گروه حسابداری، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران .azinfar@ baboliau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

بر اساس مبانی نظری گزارشگری مالی، هدف نخست گزارشگری مالی کمک به سرمایه گذاران در اخذ تصمیم های اقتصادی است. لذا دلیل اصلی نیاز به گزارشگری مالی و افشای اطلاعات، عدم تقارن اطلاعات و تضاد میان مدیران و سرمایه گذاران می‌باشد (گیتزمن و ترومبت[1]، ۲۰۰۰). در جامعه امروزی که هر چه بیشتر و بیشتر، اعتبار اطلاعات افشا شده توسط بخش های مختلف زیرسوال قرار می گیرد مبنایی که بر اساس آن پیش بینی های سود نیز تهیه می شوند، باید معتبر و از مستندات کافی برخوردار باشد. پیش بینی سود می بایست اطلاعاتی را فراهم کند که منطقی و قابل اتکا باشند، و ضمنا چنانچه تحت رسیدگی قرار گرفت ، قابلیت دفاع داشته باشد. پیش بینی سود باید مبنایی برای یک پیش بینی مالی، برآورد جزئی از وضعیت مالی شرکت در آینده و همچنین نتایج عملیات و تغییرات در وضعیت مالی باشد. از طرفی بررسی انحرافات بین سود پیش بینی شده توسط شرکت ها با سود واقعی با اهمیت است. اهمیت این موضوع ، در میزان اتکا به پیش بینی های انجام شده توسط شرکت ها است. در صورتیکه ارتباط بین این دو قوی باشد ، سود پیش بینی شده می تواند مبنای مناسبی در شهتصمیم گیری های سرمایه گذاری به شمار آید و در صورتی که میزان انحرافات زیاد باشد می‌بایست به دنبال یافتن راه حل هایی برای قابل اتکاتر کردن پیش بینی سود توسط شرکت ها بود (شیواکومار و همکاران, ۲۰۱۱).

یکی از اولین و مهمترین پرسش هایی که در بازارهای سهام همواره مطرح بوده است، امکان پیش بینی قیمت سهام می باشد. سرمایه گذاران ، سهامداران ، مدیران ، پژوهشگران و سایر دست اندر کاران بازار سهام به دنبال آن هستند تا امکان پذیری پیش بینی قیمت سهام را آزمون کرده و هر کدام بنا به دیدگاه خاص خود ، بهره لازم را از این پیش بینی ببرند. توجه به بودجه سالانه شرکت و پیش بینی تولید ، فروش و سود هر سهم آن و کنترل بودجه در گزارش های میان دوره ای و میزان تحقق پیش بینی ها ، در تغییرات قیمت سهام تأثیر به سزایی دارد .شاید بتوان مهمترین عامل تأثیر گذار بر قیمت سهام را در پیش بینی سود هر سهم جستجو کرد. اغلب اوقات سود هر سهم به عنوان تنها مقیاسی تلقی می شود که به بهترین نحو عملکرد یک شرکت در آن تبلور یافته است(خالقی مقدم وآزاد،۸۳). هدف از این پژوهش بررسی تاثیر پیش بینی سود در زمان عرضه ی اولیه ی شرکت ها و بعد از ورود آنها به بورس بر عملکرد بلند مدت عرضه اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران و به طور خاص تر انگیزه ی عرضه اولیه عمومی در پیش بینی سود و ارزش چنین اطلاعاتی به سرمایه گذاران است. مطالعه ما به ادبیات موجود در پیش بینی سود، و عملکرد بلند مدت کمک میکند. نتایج، پیامدهای پیش بینی سود را روی شرکت ها و سرمایه گذاران مشخص می‌کند. همچنین برای سرمایه گذاران کوتاه مدت و بلند مدت مفید می باشد و بینشی را در مورد اطلاعات منتقل شده در پیش بینی سود در زمان عرضهٔ اولیه سهام ارائه می کند و می توان در مورد کارایی اطلاعاتی بازار عرضه اولیه در ایران به نتایجی رسید.

1. Gietzmanne & Trombetta
2. Shiva Kumar
3. Initial Public Offerings (ipo)

پیشینه ی پژوهش

عرضه اولیه سهام

دلیل عرضه عمومی سهام آن است که به زعم کارآفرینان قیمت فروش سهام در عرضه عمومی نسبت به فروش اختصاصی بالاتر بوده و کشف ارزش واقعی شرکت در بازار عمومی برای خریداران بالقوه ساده تر است (زینگالس، ۱۹۹۵). به عقیده لوکاس و مکدونالد (۱۹۹۰) شرکت ها در بازارهای راکد عرضه های اولیه را به تعویق انداخته و برای دستیابی به قیمت بالاتر، در بازارهای پررونق اقدام به عرضه عمومی می‌کنند. به نظر میرسد عرضه های عمومی اولیه سهام در دوره هایی رخ میدهد که تعداد عرضه ها بالا و قیمت گذاری اولیه پایین است. عرضه اولیه در بلندمدت به چند دلیل جالب توجه است: نخست از دیدگاه سرمایه گذار، وجود الگوی قیمتی، فرصتی به دست می دهد تا استراتژی مطلوب برای مبادله به منظور دستیابی به بهترین بازده تشخیص داده شود. دوم، وجود بازدهی غیرعادی در بلند مدت، کارایی اطلاعاتی بازارهای عرضه اولیه را به چالش می‌کشاند. سوم، حجم عرضه اولیه در طول زمان، بی ثباتی های زیادی را نشان می‌دهد. اگر دوره های با حجم بالای مبادلات عرضه اولیه با عملکرد منفی در بلند مدت همراه باشد، این مساله نشان می‌دهد که بنگاه زمان مناسبی را برای عرضه انتخاب کرده است. چهارم، هزینه افزایش سرمایه، برای بنگاهی که وارد بورس می شود نه تنها به هزینه مبادلات در فرایند عرضه اولیه بستگی دارد، بلکه با بازده سرمایه گذاران بعد از ورود سهام به بازار هم ارتباط دارد (ریتر، ۱۹۹۱). در ایران، با توجه به افزایش عرضه اولیه در سال های اخیر، به ویژه به دنبال مطرح شدن خصوصی سازی و سیاست های اصل۴۴، بررسی عملکرد عرضه های اولیه در کوتاه مدت و بلندمدت اهمیت ویژه ای می یابد(علوی طبری و همکاران,۱۳۸۸).

دو وظیفه بسیار مهم یک سیستم مالی ، تسهیم ریسک میان سرمایه گذاران و تامین سرمایه مورد نیاز شرکت ها است. فرایند عرضه اولیه به مالکان شرکت اجازه می‌دهد تا با واگذاری قسمتی از سرمایه، ریسک شرکت را نیز با تعداد بیشتری سرمایه گذار تسهیم کنند (پریتسکر، ۲۰۰۶). موضوعی که در رابطه با عرضه اولیه، مورد توافق اکثر محققان است، وجود ناهنجاری هایی در بازار عرضه اولیه سهام، به شرح زیر است:

۱) ارزان فروشی عرضه اولیه با بازده غیر عادی مثبت اولیه
۲) عملکرد منفی عرضه اولیه در بلند مدت
۳) تغییرات چرخه ای در حجم مبادلات عرضه اولیه با پدیده بازار داغ

در دهه گذشته ، موضوع عرضه عمومی اولیه بسیار مورد توجه قرار گرفته است. سرمایه گذاران به سود فوق العاده ای که عرضه های اولیه دارند علاقه مند هستند. قیمت اولیه در مقطع ابتدایی بسیار کم است. در نتیجه بازده اولیه ی قابل توجهی را شاهد خواهیم بود. با این حال ، پس از عملکرد کوتاه مدت به طور متوسط ضعف نفس گیری در یک دوره طولانی تر وجود خواهد داشت (جی هونگ، ۲۰۱۱).

عرضه اولیه ی سهام شرکت‌ها یکی از گزینه‌های بسیار جذاب برای افراد تازه وارد در بورس به شمار می‌رود. چون سهام‌هایی که در این عرضه به فروش می‌رسند در بیشتر مواقع سودآور هستند و به همین دلیل، طرفداران زیادی دارند. معمولا در این جور مواقع، سهام شرکت کمی ارزان‌تر از ارزش ذاتی که توسط تحلیل‌گران برآورد شده، عرضه می‌شود تا برای سرمایه گذاران جذابیت بیشتری داشته باشد. این کار باعث افزایش تقاضا برای آن

سهم می‌شود.این جذابیت قیمتی در کنار عواملی که توضیح داده شد، باعث می‌شود تا قیمت سهام شرکت‌ها بعد از عرضه اولیه رشد کند. بعد از مدتی با افزایش قیمت سهم و هم چنین عرضه سهامداران عمده و سرمایه گذارانی که در ابتدا سهم را خریداری کرده‌اند کم‌کم تقاضا برای سهم کاهش پیدا می‌کند. در این هنگام می‌گویند که سهم، متعادل شده است. پس از این ماجرا، سرمایه گذاران با آن سهم نیز مثل سایر سهم‌های بازار برخورد می‌کنند. از این به بعد رشد و افت قیمت سهم به عملکرد آن شرکت بستگی پیدا می‌کند. حتی اگر آن سهم به شکل هیجانی رشد کرده باشد، باز هم این احتمال وجود دارد که افت زیادی را تجربه کند.

ما با سه پدیده غیر عادی در زمینه ی عرضه ی اولیه ی عمومی سهام در بازار بورس مواجه می باشیم:

۱) وجود دوره های مشخص تاثیرگذار بر روی میزان عرضه ی اولیه ی سهام و مقدار قیمت‌گذاری کمتر از واقع شرکت ها در بازار.
۲) عرضه ی اولیه ی زیر قیمت سهام شرکت های تازه وارد که باعث می شود بازده کوتاه‌مدت این شرکت ها بیشتر از بازده کوتاه مدت باز طی دوره مشابه باشد.
۳) بازده بلند مدت کمتر سهام شرکت های تازه وارد نسبت به بازده بلند مدت سهام شرکت‌های مشابه در بازار (لوج، ۱۹۷۳).

با توجه به پیشینیهٔ پیش بینی سود در این پژوهش به دنبال بررسی این موضوع هستیم که آیا پیش بینی سود در زمان عرضه اولیهٔ سهام تاثیری بر علمکرد آتی شرکت دارد یا خیر. در همین راستا، تاثیر برخی از ویژگی های شرکت در زمان ورود به بورس همچون عمر شرکت، توزیع مالکیت و نحوه قیمت گذاری سهام، میزان پیش بینی درست شرکت ها و ... نیز مدنظر قرار خواهند گرفت.

تصمیم پیش بینی سود

بررسی روند تغییرات سهام متداولترین نقطه شروع در زمان خرید سهام می‌باشد. از این رو آگاهی از عوامل موثر بر قیمت سهام بسیار حائز اهمیت می‌باشد. از آنجا که قیمت سهام تحت تاثیر عوامل مختلف تغییر می‌کند و هرکدام از این عوامل به نوعی باعث کاهش یا افزایش قیمت سهام می‌شوند، تحلیل هر یک از عوامل ضروری باشد. تغییرات قیمت سهام شرکت ها تحت تاثیر عوامل سیاسی ، اقتصادی و غیره است. یکی از عوامل موثر بر روند قیمت سهام یک شرکت، نشانه ها و علایمی ست به صورت اطلاعات مختلف از داخل شرکت انعکاس می یابد و در دسترس سرمایه گذاران قرار می‌گیرد. از جمله اطلاعات منتشر شده از سوی شرکت ها، صورت های مالی اساسی و اعلان سود پیش بینی شده هر سهم برای سال مالی آینده است. این اطلاعات حسابداری نقش مهمی در تصمیم گیری سرمایه گذاران در خصوص خرید، فروش و نگهداری سهام دارد (جبارزاده کنگرلویی و عسگری، ۱۳۸۹).

یکی از اطلاعات مهم و اصلی صورت های مالی، سود است. طبق بیانیه شماره ۱ مفاهیم حسابداری هیأت استانداردهای حسابداری مالی، استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، از سود استفاده‌های گوناگونی می‌کنند. آن‌ها می‌توانند:

الف- عملکرد مدیریت را ارزیابی کنند.

ب- توان سودآوری شرکت را در طی یک افق طولانی مدت ارزیابی کنند.

ج- سودهای آتی را پیش‌بینی کنند.

د- مخاطرات سرمایه‌گذاری در شرکت یا اعتباردهی به آن را برآورد کنند(علم الهدی، ۱۳۹۳)

اطلاعات ارائه شده ی شرکت، از جمله اطلاعات مربوط به سود، مبتنی برویدادهای گذشته است. حال آنکه استفاده کنندگان صورت های مالی، نیازمند اطلاعاتی درباره ی آینده ی شرکت هستند در واقع پیش بینی سود به وسیلهٔ مدیریت، اطلاعاتی در مورد آینده ی شرکت فراهم می کند (حقیقت و معتمد، ۱۳۹۰).

بسیاری از سرمایه گذاران برای تصمیم گیری در زمینه سرمایه گذاری به عملکرد سود متکی هستند. شرکت ها سود آتی خود را در امیدنامه پیش بینی می کنند. از آنجا که قیمت سهام، به عملیات آتی مورد انتظار شرکت بستگی دارد، پیش بینی های انجام شده توسط مدیران با تحلیل‌گران برای سرمایه گذاران اهمیت زیادی دارد (اگروال، ۲۰۰۷). عدم تقارن اطلاعاتی سهامداران بالقوه(آتی) در مورد چشم انداز سرمایه گذاری شرکت موجب می گردد آنها احساس کنند در صورت سرمایه گذاری، وقوع زیان محتمل تر است(فرمان آرا,۱۳۹۷) . مدیران پیش‌بینی سود را به خاطر کاهش عدم تقارن اطلاعات ارائه می کنند (ورچیا، ۲۰۰۱).

بوزانیک و همکاران (۲۰۱۸) واکنش های قیمت سهام را به پیش بینی سود مدیران بررسی کردند و نشان دادند که واکنش قیمت بازار سهام به طور متوسط در هفته افشای پیش بینی وجود دارد. محققان همچنین بر رویه فراهم سازی پیش بینی های سود مدیران انتقاد دارند. آنها شواهدی را از استفاده فرصت طلبانه از پیش بینی های سود مدیران، از جمله افشای پیش بینی ها برای مدیریت انتظارات تحلیلگران ارائه کردند.

پیش بینی ها می توانند به عنوان اطلاعات معتبر توسط شرکت کنندگان در بازار دریافت شوند. شرکت هایی که تاریخچه سود دارند ممکن است پیش بینی در زمان عرضه‌ی اولیه را را آسان تر کنند، در حالی که شرکت‌ها با تاریخچه‌ی سود کمتر، به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر در ارتباط با چنین شرکت هایی، می‌توانند از پیش بینی سود بهره‌مند شوند (هرتنت، ۲۰۱۰). در برخی کشورها در زمان عرضه‌ی اولیه شرکت ها ملزم به ارایه‌ی پیش بینی سود نیستند و افشای چنین اطلاعاتی داوطلبانه است. اگرچه چنین اطلاعات داوطلبانه‌ای به سرمایه گذاران در تصمیم گیری آگاهانه برای سرمایه گذاری کمک میکند. افشای پیش بینی سود در دفترچه راهنمای عرضه اولیه می‌تواند به عنوان یک وعده از طرف مدیریت شرکت به سرمایه گذاران بالقوه تفسیر شود. به طور معمول، شرکت های بزرگ برای سرمایه گذاران و بازار شناخته شده هستند; از این رو انگیزه برای پیش بینی ضعیف است. در برخی کشورها پیش بینی سود توسط دو گروه مدیران و تحلیلگران مالی انجام می شود. تحلیل گران مهارت های مختلفی را ابراز می کنند که ممکن است از تجربه، حجم کار یا دامنه ی تغییرات ریسک حاصل شده باشد. از سوی دیگر خصوصیات شرکت نیز صحت پیش بینی سود تحلیلگران را تحریک می‌کند مثل اندازه شرکت، صنعت یا کشوری که شرکت در آن فعالیت می‌کند یا محیط نظم دهندهٔ آن. بعلاوه عملکرد مدیریت ممکن است صحت پیش بینی را به طور مستقیم یا غیرمستقیم تحت تاثیر قرار دهد (ارنست برگر[1] و همکاران،۲۰۰۸).

1. Ernst Berger
2. Kays
3. Baron & Burton

پژوهش‌های قبلی نشان می دهند که پیش بینی های مدیریت، قیمت سهام، نقدینگی بازار سهام و پیش‌بینی تحلیلگران را تحت تأثیر قرار میدهد (خالقی مقدم، ۱۳۷۷). به نظر می رسد که سود پیش بینی شده می تواند اطلاعات خصوصی مفیدی را برای سرمایه گذاران افشا نماید و بر قیمت بازار سهام شرکت اثرگذار باشد و اگر با خطا همراه نباشد میتواند به بهبود تصمیم گیری استفاده کنندگان از گزارش های حسابداری منجر شود(کوهن و همکارن,۲۰۱۸)

پیش بینی سود و عملکرد بلند مدت

اهمیت شناخت و تحلیل عوامل موثر بر عملکرد شرکت ها از آن جایی بیشتر خودنمایی می کند که به این نکته مهم توجه کنیم که اکثر مدیران شرکت های پذیرفته شده در بورس مانند سایر مدیران برای هدایت شرکت های خود علاوه بر هدایت عوامل داخلی(استفاده از نقاط قوت و بهبود یا رفع نقاط ضعف) می بایستی بتوانند عوامل محیطی خود را(تهدید ها و فرصت) به گونه‌ای هدایت کنند که بتوانند اهداف متصور برای خود را محقق سازند(محقق نیا و همکاران, ۱۴۰۱).

مدیران شرکت ها همواره در حال تصمیم گیری های استراتژیک و عملیاتی برای شرکت می‌باشند و شرکت ها نیز بر اساس تصمیمات گرفته شده همواره با طیف گسترده ای از بازخوردهای کمی و کیفی از طرف بازار، مشتریان، کارکنان و سایر ذینفعان روبرو هستند. این بازخوردها ممکن است تصمیمات گرفته شده را حمایت کنند که به این بازخوردها بازخوردهای حمایتی می‌گویند. از نشانه های این نوع بازخوردها می توان به افزایش فروش، افزایش تعداد توافقات قراردادی با شرکت ها و افزایش رضایت کارکنان اشاره کرد (کایز[1]، ۲۰۰۱). در برخی مواقع نیز بازخوردها تصمیمات اتخاذ شده را نقض می کنند و نیاز به اصلاح در تصمیمات را نشان می دهند که بازخوردهای اصلاحی نام دارند. از نشانه های این بازخوردها می توان به بدنامی شرکت در رسانه ها، کاهش فروش وگردش بالای کارکنان در شرکت اشاره کرد (بارون و بورتون، ۲۰۰۱). عدم توجه به بازخوردهای اصلاحی باعث عدم استفاده از اطلاعات حاصل از این بازخوردها در فرآیند تصمیمات آتی مدیران می شود. یکی از تصمیماتی که توسط مدیران گرفته می شود، اعلام پیش بینی سود می تواند شرکت ها را تحت فشار قرار دهد که هدف اعلام شده را برآورده کنند و عدم انجام این کار عواقب ناخوشایندی برای شرکت خصوصا در زمان افزایش سرمایه خواهد داشت. هزینه پیش بینی های نادرست شامل هزینه های مرتبط با از دست دادن شهرت است و این برای شرکت های عرضه ی اولیه مهم است زیرا آنها برای افزایش بودجه تمایل به وارد شدن در بازار را دارند(کلارکسون و همکاران، ۱۹۹۲). همچنین ممکن است شرکت ها زمانی که مزایای افشا بیشتر از هزینه‌ها باشد به طور داوطلبانه اطلاعات مربوط به چشم‌انداز سود را افشا کنند (دونوتو ،۱۹۸۹). از این رو، به احتمال زیاد شرکت های عرضه‌ی

4. Clarkson
5. Donotoh
6. Teoh
7. Shivakumar

اولیه به منظور اجتناب از مجازات های قانونی برای ارائه اطلاعات نادرست تنها اطلاعات معتبر را به طور داوطلبانه افشا می‌کنند (تئو، ۱۹۹۸) .

شیواکومار، و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که در شرکت های غیر عرضه ی اولیه پیش بینی سود منبع اطلاعات مهمی برای شرکت کنندگان در بازار است و عدم تقارن اطلاعات را کاهش می دهد. با این حال، استفاده از پیش بینی به عنوان یک سیگنال افزایش دهنده ی ریسک از دست دادن اعتماد سرمایه گذاران، به ویژه هنگامی که خطا در پیش بینی رخ دهد (به عنوان مثال، تفاوت بین سود واقعی وسود پیش بینی شده) قابل توجه است. یک خطای پیش بینی قابل توجه سرمایه گذاران را ترغیب میکند تا سرمایه گذاری دارایی های خود را در شرکت های عرضه‌ی اولیه کاهش دهند واین می توانند منجر به عملکرد ضعیف در بلند مدت شود.اگروال (۲۰۰۷) بیان می دارد، هر چه پیش بینی ها واقعی تر باشد افت عملکرد کمتر خواهد بود.

عبدالقادر و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی روابط بین ارائه پیش بینی سود در زمان عرضه ی اولیه و مدیریت سود پرداختند. نتیجه نشان داد که عملکرد ضعیف در بلند مدت، با استفاده از بازده خرید و نگهداری سهام و مدل سه عاملی فاما و فرنچ ، محدود به عرضه های اولیه ایست که پیش بینی های لازم را ارائه نمی دهند.

جی هونگ(۲۰۱۱) عملکرد بلند مدت عرضه های عمومی اولیه در انگلستان را بررسی کرد. شرکت هایی که در سال های پر حجم به بازار عمومی رفتند بدترین وضعیت را تجربه کردند. عملکرد نسبی بلند مدت بستگی به روش و معیار بررسی عملکرد دارد. به عنوان مثال اگر نتایج بر اساس بازده غیرعادی خرید و نگهداری سهام صورت گیرد، عملکرد ضعیف را نشان می دهد. در نهایت بیان می کند عرضه های عمومی دو مرحله ای ضعیف تر عمل می کنند. علاوه بر این، عرضه های اولیه ی دو مرحله ای عملکرد طولانی مدت مشابهی با عرضه های اولیه ی معمولی دارند. همچنین ، قیمت کمتر برای عرضه های اولیه ی دو مرحله ای شدیدتر از عرضه‌های اولیه معمولی است.

کلارکسون وهمکارانش (۲۰۰۷) دریافتند که برآوردهای داوطلبانه سودافشاء شده درگزارش‌های

رضایی وهمکاران (۱۳۹۱)، نقش اطلاعاتی سود بر قیمت و بازده دوره نگهداری سهام را مورد پژوهش قرار دادند. نتایج نشان داد محتوای اطلاعاتی سود بر قیمت سهام، بازده، بازده غیرعادی و بازده غیرعادی انباشته شده دوره نگهداری سهام تاثیر مستقیم و معنادار دارد. یعنی قیمت و بازده سهام تحت تاثیر سود قرار می گیرند.

رضازاده وآشتاب (۱۳۸۹)، وجود پدیده ارزان فروشی سهام شرکت های جدید الورود به بورس و هم چنین رابطه دقت سود پیش بینی شده با بازده اولیه سهام شرکت های جدیدالورود به بورس را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج نشان داد که در بورس اوراق بهادار تهران نیز هم چون سایر کشورها، پدیده ارزان فروشی وجود دارد و بین خطای پیش بینی سود و بازده اولیه سهام شرکت‌های جدیدالورود، رابطه معنی دار وجود دارد. بدین ترتیب معلوم می شود که سرمایه گذاران می توانند خطای پیش بینی سود را تشخیص دهند و از آن در قیمت گذاری سهام استفاده کنند.

علوی طبری و همکاران (۱۳۸۸) دریافتند که بازدهی عرضه اولیه در ایران به طور متوسط در بلندمدت منفی است. اندازه شرکت و عملکرد شرکت قبل از ورود به بورس با عملکرد بلندمدت عرضه اولیه رابطه منفی معنادار دارند. نوع مالکیت سهامداران عمده در فرایند عرضه اولیه، عملکرد بلندمدت را تحت تاثیر قرار نمی دهد. با توجه به مبانی نظری ذکرشده، **فرضیه پژوهش** به شکل زیر تدوین گشته و در ادامه مورد آزمون تجربی قرار خواهد گرفت:

افشای پیش بینی سود در زمان عرضه ی اولیه ی سهام منجر به بهبود عملکرد طولانی مدت می‌شود.

روش شناسی پژوهش

در این بخش به تجزیه و تحلیل داده های حاصل از نمونه آماری تحقیق، شامل ۱۰۷ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۱ پرداخته شده و فرضیه‌های پژوهش از طریق برازش مدل های رگرسیونی مورد آزمون قرار می‌گیرند. دلیل انتخاب این دوره ی زمانی سنجش بازده غیرعادی خرید و نگهداری سهام برای ۳ سال پس از عرضهٔ اولیه, یعنی تا سال۱۳۹۹ است.

جدول ۱- حجم نمونه با توجه به روش غربالگری

تعداد شرکت هایی که از سال۸۱ تا ۹۶ وارد بورس شدند	۲۲۹
تعداد شرکت هایی که در صنعت واسطه گری مالی فعال بوده اند	۷۵
تعداد شرکت هایی که پایان سال مالی آنها منتهی به ۱۲/۲۹ نبوده است	۲۴
تعداد شرکت هایی که اطلاعاتشان در دسترس نبوده یا ناقص بوده است	۲۳
تعداد شرکت هایی که به عنوان جامعه اماری همگن شده در نظر گرفته شدند	۱۰۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تجزیه و تحلیل داده ها در دو بخش آمار توصیفی و استنباطی انجام می‌پذیرد. در بخش آمار توصیفی به منظور کسب شناخت بیشتر درباره نسبت‌های مالی مورد مطالعه از شرکت های مدنظر، خلاصه‌ای از شاخص های تمرکز و پراکنش متغیرهای پژوهش ارائه می گردد. در بخش آمار استنباطی در خصوص فرضیه‌ها، به گزارش آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل پرداخته می‌شود. داده های مورد نیاز از یادداشت های پیوست صورت های مالی جمع آوری و وارد نرم افزار اکسل شد و سپس با استفاده از نرم افزار Stata اقدام به آزمون فرضیه ها شده است.

معرفی مدل و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیونی زیر بهره گرفته خواهد شد:

$$PER_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Forecast_{i,t} + \alpha_2 UnderPrice_{i,t} + \alpha_3 ForecastError_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \alpha_5 lAGE_{i,t} + \alpha_6 OWN_{i,t} + \alpha_7 BigN_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در این پژوهش برای سنجش عملکرد طولانی مدت شرکت های تازه وارد به بورس($PER_{i,t}$) همانند پژوهش بچنر[1] (۲۰۱۷) از دو روش زیر استفاده شده است:

روش اول: بازده غیرعادی خرید و نگهداری سهام برای ۳ سال پس از عرضهٔ اولیه($BHAR_{i,t}$)

عملکرد طولانی مدت شرکت i در دوره t و برابر با بازده تعدیل شده سهام شرکت نسبت به بازار است. برای محاسبه این معیار، از بازده سه ساله سهام شرکت تقسیم بر بازده بازار استفاده می شود. ابتدای دوره محاسبه بازده، ۴ ماه پس از پایان اولین سال مالی شرکت در نظر گرفته می شود. بنابراین شرکت های مورد مطالعه، شرکت هایی هستند که حداقل ۳ سال و چهارماه از عرضه عمومی اولیه آنها در بورس گذشته باشد. به همین علت نمی توانستیم از عرضه های عمومی اولیه در سال های ۱۳۹۷-۱۴۰۰ استفاده کنیم.

بازده خرید و نگهداری براساس رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\boldsymbol{RiT} = \Pi_{t=1}\,(\mathbf{1}+\boldsymbol{rit}) - \mathbf{1}$$

کهT تعداد ماه و rit بازده شرکت i در ماه t است. بازده بازار طی دوره مشابه عبارت است.

$$\boldsymbol{RmT} = \Pi(\mathbf{1}+\boldsymbol{rmt}) - \mathbf{1}$$

که rmt بازده بازار طی دوره زمانی مشابه است. بازده غیرعادی خرید و نگهداری BHAR با استفاده از رابطه زیر محاسبه می گردد:

$$BHARiT = [\Pi t = (1 + rit) - 1] - [\Pi(1 + rmt) - 1$$

روش دوم: باقیمانده(بازده غیرعادی) مدل سه عاملی فاما و فرنچ($Abmreturn_{i,t}$)

برای سنجش عملکرد طولانی مدت شرکت از باقیمانده مدل فاما و فرنچ(۱۹۹۳) به عنوان بازده غیرعادی سهام در سال های آتی استفاده شده است. در ادامه مدل فاما و فرنچ(۱۹۹۳) به اختصار تشریح می گردد. این مدل براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[2]، به شرح زیر بسط یافته است:

$$R_i - R_f = a_i + b_i\left(R_M - R_f\right) + s_i SMB + h_i HML$$

که در آن، $R_i - R_f$ بازده اضافی شرکت نسبت به بازده بدون ریسک است. $R_M - R_f$ صرف ریسک بازار و همان عامل بتای(β) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که عامل بازار نامیده می شود و از طریق $R_M - R_f$ سنجیده می شود.

عامل دوم، تفاوت بین میانگین بازده های پرتفوی سهام شرکت های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است که به آن عامل اندازه می‌گویند و با *SMB* نشان می دهند. به طوری که:

1. Buchner
1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

$$SMB = \left(\frac{\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H}}{3}\right) - \left(\frac{\frac{B}{L}+\frac{B}{M}+\frac{B}{H}}{3}\right)$$

$\frac{S}{L}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

$\frac{S}{M}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

$\frac{S}{H}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

$\frac{B}{L}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

$\frac{B}{M}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

$\frac{B}{H}$میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

عامل سوم تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است که عموما به آن عامل ارزش می گویند و با HML نشان می دهند.

$$HML = \left(\frac{\frac{S}{H}+\frac{B}{H}}{2}\right) - \left(\frac{\frac{S}{L}+\frac{B}{L}}{2}\right)$$

$\frac{S}{H}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

$\frac{B}{H}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

$\frac{S}{L}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

$\frac{B}{L}$: میانگین بازده پرتفوی شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

متغیر مستقل پژوهش حاضر افشای پیش بینی سود در زمان عرضهٔ عمومی اولیه توسط شرکت های تازه وارد به بورس ($Forcast_{i,t}$) است که از طریق یک متغیر ساختگی اندازه گیری می شود. در صورتی که شرکت در عرضه عمومی اولیه اقدام به پیش بینی سود کرده باشد برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است.

متغیرهای کنترلی موجود در مدل و روش سنجش هر یک در ادامه تشریح می گردند:

$UnderPrice_{i,t}$: قیمت گذاری پایین سهام در عرضه عمومی اولیه و برابر با اختلاف قیمت پیشنهادی سهم در عرضه عمومی اولیه از متوسط قیمت تقاضای سهم در بازار تقسیم بر قیمت پیشنهادی است.

$ForecastError_{i,t}$: خطای پیش بینی سود شرکت i در سال t و برابر با اختلاف بین سود محقق شده و سود پیش بینی شده شرکت تقسیم بر سود پیش بینی شده شرکت است. این معیار، درصدی از خطای پیش بینی را به صورت نسبت ارائه می دهد.

$ROA_{i,t}$: بازده دارایی شرکت i در سال t و برابر با نسبت سود عملیاتی به ارزش دفتری کل دارایی های شرکت است.

$lAGE_{i,t}$: عمر شرکت i در سال t و برابر با لگاریتم طبیعی تعداد سالهای تاسیس شرکت است.

$OWN_{i,t}$: مالکیت داخلی شرکت i در سال t و برابر با نسبت سهام در اختیار مدیران شرکت به کل سهام منتشر شده شرکت است.

$BigN_{i,t}$: متغیر موهومی اندازه حسابرس است و در صورتی که حسابرسی شرکت توسط سازمان حسابرسی انجام پذیرد برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است.

یافته های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

در این بخش، شاخص‌های تمرکز داده ها شامل میانگین و میانه و شاخص های پراکندگی داده‌ها شامل انحراف معیار، کمینه و بیشینه هریک از متغیرهای تحقیق ارائه می گردد. خلاصه وضعیت شاخص های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل به شرح جدول (۲) بوده است.

جدول ۲- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
عملکرد طولانی مدت (روش اول)	BHAR	۲.۳۸۲	۵.۸۰۶	-۰.۵۶۲	۱.۲۳۵
عملکرد طولانی مدت (روش دوم)	ABNRETURN	-۰.۱۰۵	۱	۰	۰.۰۷۲
افشای پیش بینی سود	FORECAST	۰.۲۸۰	۱	۰	۰.۴۵۱
قیمت گذاری پایین	UNDERPRICE	-۰.۰۸۱	۰	-۰.۲۶۴	۰.۰۸۹
خطای پیش بینی سود	FORECASTERROR	۰.۲۴۹	۰.۸۱۸	-۰.۳۴۹	۰.۳۱۵
بازده دارایی	ROA	۰.۲۶۱	۰.۵۹۲	-۰.۱۰۹	۰.۲۰۷
عمر شرکت	LAGE	۲.۸۶۸	۳.۳۶۷	۲.۰۷۹	۰.۳۵۹
مالکیت داخلی	OWN	۰.۳۹۹	۰.۵۹۵	۰.۲۱۰	۰.۱۱۰
اندازه حسابرس	BIGN	۰.۳۸۳	۱	۰	۰.۴۸۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق با یافته های جدول (۲) مشاهده می شود که متوسط عملکرد طولانی مدت شرکت های دارای عرضه عمومی اولیه ۲/۳ به دست آمده که بالاترین آن ۵/۸ و پایین ترین آن منفی ۵۶ درصد است که نشان از بازدهی منفی شرکت دارد. هم چنین، افشای پیش بینی سود نشان می دهد که ۲۸ درصد شرکت های دارای عرضه عمومی اولیه اقدام به پیش بینی سود کرده اند. هم چنین، مقدار کم قیمت‌گذاری سهام شرکت ها به طور متوسط منفی ۸ درصد بوده است. خطای پیش بینی سود شرکت ها نیز نشان می دذهد که اختلاف بین سود محقق شده و سود پیش بینی شده شرکت های دارای عرضه عمومی اولیه ۲۳ درصد سود پیش بینی سود بوده که این رقم به بیش از ۸۱ درصد هم رسیده است. هم چنین، بازده دارایی ها نشان می دهد که شرکت های دارای عرضه عمومی اولیه در دوره بررسی ۲۶ درصد کل دارایی های خود سود عملیاتی داشته اند که بالاترین آن ۵۹ درصد و پایین ترین آن زیان عملیاتی ۱۰ درصدی نسبت به کل دارایی ها را نشان می دهد. مالکیت داخلی نشان می دهد که مدیران به طور متوسط بیش از ۳۸ درصد سهام شرکت ها را در اختیار دارند و اندازه حسابرس نشان می‌دهد که بیش از ۳۸ شرکت های نمونه در دوره بررسی از خدمات سازمان حسابرسی بهره گرفته اند. عمر شرکت ها نیز به طور متوسط ۲/۸ به دست آمده است که بالاترین آن ۳/۳ می باشد. در نهایت، بازده غیرعادی شرکت ها به طور متوسط منفی ۱۰ درصد به دست آمده که بالاترین آن مثبت ۵ درصد و پایین ترین آن منفی ۲۳ درصد می‌باشد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش

همان طور که در بخش روش شناسی پژوهش به آن اشاره شد، متغیر وابسته (عملکرد طولانی مدت) به دو روش اندازه‌گیری شده است. لذا در ادامه به تشریح هر دو خروجی می پردازیم. در جدول (۳) جزئیات برازش مدل مربوط به روش اول، بازده ی غیرعادی خرید و نگهداری سهام ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته: بازده غیرعادی خرید و نگهداری سهام)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
FORECAST	-۰.۲۴۳	۰.۳۲۷	-۰.۷۴		
UNDERPRICE	۰.۸۵۶	۱.۷۷۳	۰.۴۸		
FORECASTERROR	۰.۱۰۶	۰.۴۷۰	۰.۲۳		
ROA	-۱.۴۹۳	۰.۶۰۰	-۲.۴۹		
OWN	-۰.۳۱۶	۱.۴۰۹	-۰.۲۲		
BIGN	۰.۰۶۳	۰.۲۷۸	۰.۲۳		
LAGE	-۰.۲۰۸	۰.۵۲۷	-۰.۳۹		
عدد ثابت	۴.۰۵۷	۲.۰۷۰	۱.۹۶		
ضریب تعیین مدل	۰.۳۱۸۷				
بروش پاگان	۰.۸۹ (۰.۳۴)				

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
آماره(معناداری)					
F-statistic	۱.۹۰				
Prob(F-statistic)	۰.۰۴				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

براساس جدول شماره ۳، مقادیر شاخص تورم واریانس نشان از عدم وجود همخطی میان متغیرهای توضیحی پژوهش دارد. ضریب تعیین مدل گویای آن است که ۳۱/۸۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تبیین می‌گردد. آماره و سطح معناداری آزمون بروش پاگان به ترتیب ۰.۸۹ و ۰.۳۴ بوده که موید همسانی واریانس اجزای خطای مدل است. همچنین آماره و سطح معناداری f بیانگر برازش صحیح مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ است. نتایج نشان می‌دهد که سطح معناداری متغیر افشای پیش‌بینی سود در زمان عرضه عمومی اولیه (۰/۴۶۰) بزرگتر از حداکثر خطای قابل قبول ۰/۰۵ بوده و نشان دهنده عدم معناداری اثر افشای پیش بینی سود در زمان عرضه عمومی اولیه بر روی عملکرد طولانی مدت شرکت‌ها می باشد. از این رو می‌توان بیان نمود که فرضیه پژوهش در روش اول سنجش عملکرد طولانی‌مدت، مورد تایید قرار نگرفته است. در جدول (۴) جزئیات برازش مدل مربوط به روش دوم، فاما و فرنچ ارائه شده است.

جدول ۴- نتایج برآورد مدل(متغیر وابسته: بازده غیرعادی از طریق مدل فاما و فرنچ)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
FORECAST	۰.۰۰۳	۰.۰۱۸	۰.۲۲	۰.۸۳۰	۱.۰۹
UNDERPRICE	-۰.۰۱۴	۰.۰۹۵	-۰.۱۵	۰.۸۸۳	۱.۰۷
FORECASTERROR	-۰.۰۲۷	۰.۰۲۸	-۰.۹۸	۰.۳۳۰	۱.۰۳
ROA	۰.۰۳۸	۰.۰۳۹	۰.۹۷	۰.۳۳۵	۱.۰۷
OWN	-۰.۰۶۰	۰.۰۹۳	-۰.۶۴	۰.۵۲۲	۱.۰۸
BIGN	-۰.۰۲۵	۰.۰۱۷	-۱.۰۴۷	۰.۱۴۴	۱.۰۴
LAGE	-۰.۰۲۵	۰.۰۲۷	-۰.۰۹۵	۰.۳۴۷	۱.۰۷
عدد ثابت	۰.۰۰۶	[illegible]	۰.۰۵	[illegible]	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۳۱۸۷				
بروش پاگان آماره(معناداری)	۵.۸۱(۰.۰۱۵)				
F-statistic	۰.۰۰۰				

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
Prob(F-statistic)	۰.۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

براساس جدول شماره ۴، مقادیر شاخص تورم واریانس نشان از عدم وجود همخطی میان متغیرهای توضیحی پژوهش دارد. ضریب تعیین مدل گویای آن است که ۳۱/۸۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تبیین می‌گردد. آماره و سطح معناداری آزمون بروش پاگان به ترتیب ۵.۸۱ و ۰.۰۱۵ بوده که موید همسانی واریانس اجزای خطای مدل است. همچنین آماره و سطح معناداری f بیانگر برازش صحیح مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ است. نتایج نشان می‌دهد که سطح معناداری متغیر افشای پیش‌بینی سود در زمان عرضه عمومی اولیه(۰/۸۳۰) بزرگتر از حداکثر خطای قابل قبول ۰/۰۵ بوده و نشان دهنده عدم معناداری اثر افشای پیش بینی سود در زمان عرضه عمومی اولیه بر روی عملکرد طولانی مدت شرکت‌ها می باشد. از این رو می‌توان بیان نمود که فرضیه پژوهش در روش دوم سنجش عملکرد طولانی مدت، مورد تایید قرار نگرفته است.

۵- نتیجه گیری

سرمایه گذاران تمایل دارند اطلاعات خوبی در مورد شرکت ها داشته باشند تا بتوانند با مطالعه آن اطلاعات، تصمیم به سرمایه گذاری بگیرند. نقش اقلام اطلاعاتی حسابداری برای تصمیم گیری سرمایه گذاران برای خرید، فروش و یا حفظ سهام دارای اهمیت می باشد. از جمله این اطلاعات مالی پیش بینی سود می باشد. انتظارات سرمایه گذاران از پیش بینی سود، شرکت ها را تحت فشار قرار می دهد تا به سود پیش بینی شده دست یابند. صحت پیش بینی سود می تواند مبنای مناسبی در تصمیم گیری های سرمایه گذاران باشد. از طرفی مغایرت بین سود پیش بینی شده با سود واقعی هزینه های زیادی ازجمله از دست دادن شهرت و در نتیجه کاهش سرمایه گذاری ها را در پی خواهد داشت. که این برای عرضه های اولیه بااهمیت است چون هدف آنها از ورود به بازار افزایش سرمایه است. شرکت های عرضه ی اولیه به احتمال زیاد به منظور افزایش مزایای پیش بینی در مقابل هزینه های پیش بینی، اطلاعات معتبر را به طور داوطلبانه افشا می کنند. خطاهای پیش بینی بالا منجر به عملکرد ضعیف بلند مدت می شود. دلیل این امر آن است که وقتی خطای پیش بینی زیاد باشد، سرمایه گذاران بلند مدت ناامید می شوند و از اینرو دارایی های خود را می‌فروشند. چنین رفتاری قیمت را پایین آورده و به عملکرد ضعیف در درازمدت منجر می شود که می تواند هم برای مدیران و هم برای سرمایه‌گذاران نقش مهمی داشته باشد. بدین ترتیب که اگراطلاعات مربوط به سود شرکت رو به افزایش باشد سرمایه گذاران تشویق به خرید سهام می شوند ولی اگر اطلاعات سود شرکت نامطلوب باشد سرمایه گذاران سهام مربوط به آن شرکت را به فروش میرسانند. همچنین اگر وضعیت اطلاعاتی سود تغییر مثبت داشته و رو به بهبود باشد سهام خود را حفظ می نمایند.

مطالعه حاضر به بررسی اینکه آیا و به چه میزان شرکت های عرضهٔ اولیه ی بورس اوراق بهادار تهران که پیش بینی سود را ارائه می کنند عملکرد طولانی مدت بهتری دارند، پرداخته است. یافته‌های پژوهش حاکی از عدم وجود تاثیر معنادار پیش بینی سود در زمان عرضه ی اولیه بر عملکرد طولانی مدت است. این نتیجه در تضاد با یافته های عبدالقادر و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد. همچنین اثر معناداری از سوی عمر شرکت، مالکیت داخلی و اندازه حسابرس بر عملکرد بلند مدت مشاهده نشد. طبق تحقیقات بچنر و همکاران (۲۰۱۷) عملکرد ضعیف در بلند مدت، با استفاده از بازده خرید و نگهداری بازده سهام و مدل سه عاملی فاما و فرنچ ، محدود به عرضه‌های اولیه ایست که پیش بینی های لازم را ارائه نمی دهند. پیش بینی سود در زمان عرضه اولیه می تواند توانایی سرمایه گذاران برای پیش بینی عملکرد شرکت در دوره آینده را بالا ببرد. در نتیجه این کار عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می یابد و مدیران بهتر می توانند نظر سرمایه گذاران را برای تصمیمات سرمایه گذاری جلب کنند. اما ما در پژوهش حاضر به خلاف این یافته ها دست یافتیم. از جمله دلایلی که می توان ذکر نمود، نبود الزام قانونی برای اعلام پیش بینی سود و خطای بالای پیش بینی سود که عواقب قانونی برای مدیریت به همراه ندارد، منجر به عدم توجه سرمایه گذاران به پیش بینی سود در تصمیم گیری ها می شود، است.

محدودیت پژوهش

ازجمله محدودیت های این پژوهش، ناهمگن بودن دوره ی پژوهش از لحاظ حجم عرضه‌های انجام شده، در سال های مختلف است. به گونه ای که در برخی سال های مورد بررسی، حجم عرضه اولیه به نحو چشمگیری بیشتر از سایر دوره ها بوده است.

توصیه برای پژوهش های آتی

در این پژوهش شرکت ها در یک گروه بررسی شده اند. می توان شرکت ها را بر اساس پیش‌بینی درست و پیش بینی نادرست تقسیم بندی نموده سپس روابط ذکر شده را در دو گروه فوق بررسی و مقایسه کنیم.

فهرست منابع

حسین نژاد، امیر، (۱۳۸۹)، ضرورت بازنگری جایگاه های سیستم های اطلاعاتی حسابداری در آموزش و حرفه حسابداری، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۳(۹): ۲۲-۴۲.

حقیقت، حمید و معتمد، محمد. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین نوسان پذیری و قابلیت پیش بینی سود، مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز، ۳(۶۱): ۶۵ -۸۷.

دولو، مریم، مسلمل،الهام، (۱۳۹۶)، بازارهای سرد و داغ عرضه های عمومی اولیه سهام، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۳۹(۱۰): ۲۳-۴۶.

رضایی، فرزین، سلیمانی راد، سکینه ، (۱۳۹۱)، تاثیر اطلاعاتی سود بر قیمت و بازده دوره نگهداری سهام، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۵(۱۳): ۱-۱۹.

عبده تبریزی، حسین، داریوش، دموری، (۱۳۸۲)، شناسایی عوامل موثر بر بازده بلندمدت سهام جدید پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه تحقیقات مالی،۵(۱۵): ۱۵-۵۰.

علم‌الهدی, سیدسجاد, دریابر, عبدالله, طریق, سمانه, بررسی رابطه کیفیت سود و ساختار سرمایه (مطالعه موردی: شرکت‌های غیرمالی پذیرش شده در بورس اوراق بهادار تهران), فضلنامه اقتصاد مالی, ۸(۲۷): ۱-۱۰.

علوی طبری، سید حسین، رحمانی، علی، مکی شلیر، (۱۳۸۸)، عملکرد بلند مدت عرضه‌های اولیه ی سهام در ایران :آزمون تجربی برخی از عوامل مرتبط، فصلنامه مطالعات حسابداری، ۶(۲۲): ۷۳-۹.

فرمان آرا, وحید, (۱۳۹۷), بررسی رابطه بین اطلاعات نامتقارن و اختیارات مدیریتی با تامین مالی و سرمایه گذاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران, فصلنامه اقتصاد مالی, ۱۲(۴۳):۲۰۹-۲۳۲.

محقق نیا, محمدجواد,ضیاء چی, اصغرعلی, سرگلزایی, مصطفی, خاشعی, وحید, (۱۴۰۱), ارزیابی اثر نوسانات ارزی بر عملکرد شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و سنجش وقفه های زمانی آن, فصلنامه اقتصاد مالی, ۱۶(۵۹): ۱۲۷-۱۵۳.

Alhadab، M.، Clacher، I.، & Keasey، K. (2015). Real and accrual earning management and IPO failure risk. Accounting and Business Research، 45: 55-9.

Baron J، Hannan، MT، Burton، MD. (2001). Laber pains: Change in organizational models and employee turnover in young، high-teach firms. American Journal of Sociology، 106: 960-1012.

Bozanic., Z., Roulstone, D., Buskirk, A. (2018). Management earnings forecasts and other forward-looking statements, Journal of Accounting and Economics 65, 1-20.

Buchner، A.، Abdulkadir، M.، Brahim،S.،(2017). The association between earnings forecast in IPOs prospectuses and earnings management post listing: An empirical analysis. Journal of International Financial Markets، Institutions & Money، 51: 92-105.

Clarkson، P.M.، Dontoh A.، Richardson، G.، & Sefcik، S.E. (1992). The voluntary inclusion of earnings forecasts in IPO prospectuses. Contemporary Accounting Research، 8: 601-616.

Cohen, L., Marcus, A., Rezaee, Z., Tehranian, H. (2018). Waiting for guidance: Disclosure noise, verification delay, and the value-relevance of good-news versus badnews management earningsforecasts, Global Finance Journal, 37, 79-99.

Cormier، D.، Pascale، L.A.، & McConomy، B.J. (2014). Forecasts in IPO prospectuses: The effect of corporate governance on earnings management. Journal of Business Finance and Accounting، 1: 100-127.

Huang، Ji. (2011). Long-term Performance of UK IPOs.
Accounting and Finance Birmingham Business School the University of Birmingham، 1-96.
Lee، G.، & Masulis، R.W. (2011). Do more reputable financial institutions reduce earnings management by IPO issuers? Journal of Corporate Finance، 17: 982-1000.
Ritter J. R. (1991). The long-run performance of initial public offerings.
Journal of Finance، vol. 1:3-27
Shiva Kumar، L.، Urcan، O.، Vasvari، F. & Zhang، L. (2011). The Debt Market Relevance of Management Earnings Forecasts: Evidence from Before and During the Credit Crisis. Review of Accounting Studies، 16: 464-486.
Pristker، Matthew. (2006). A Fully-Rational Liquidity-Based Theory of IPO Underpricing and Underperformance. Federal Reserve Board، Washington، D.C.
Wongsunwai، W. (2012). The effect of external monitoring on accrual-based and real earnings management: Evidence from venture-backed initial public offerings. Contemporary Accounting Research، 30، 296-324

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Earning forecasting in the initial public offering and its consequences

Anahita Sadat Daryabari[1]
Iman Dadashi[2]
Kaveh Azinfar[3]

Received: 2025/March/26 Accepted: 2025/June/01

Abstract

Purpose: The expected profit is among the information influencing the decision to buy shares during the initial public offering. On the other hand، the disclosure of the profit forecast can put pressure on companies to meet the target، and failure to do so will have severe consequences for subsequent capital raising. The purpose of this research is to investigate the impact of profit forecast at the time of initial public offering on the long-term performance of companies in the Tehran Stock Exchange.

Method: In order to measure the long-term performance of companies، two methods of the adjusted return of the company's stock relative to the market for 3 years after the initial offering and the three factor model of Fama and French have been used. The data required for the current research has been extracted from 107 companies whose shares have been offered to the public in the period of ۲۰۰۳-۲۰۱۸.

Results: Findings indicate that there is no significant effect of profit forecast at the time of initial public offering on the long-term performance of companies (in both methods).

Conclusion: The results suggest that earnings forecasts at the time of the initial public offering do not contain information content and the market does not respond to it. And considering the difference between the realized profit and the projected profit of companies with initial public offering، it seems that due to the lack of legal punishment and lack of attention Due to the consequences and costs of incorrect forecasting، management does not see itself under pressure to achieve the predicted earning.

Keywords: Earnings Forecasts، Initial Public Offerings، Long-run Performance, Adjusted return, Fama and French model.

JEL Classification: G1، G17، G1

[1] Department of Accounting, Bab.C., Islamic Azad University, Babol, Iran.daryabari@baboliau.ac.ir
[2] Department of Accounting, Qom University, Qom, Iran (Corresponding author)I.dadashi@qom.ac.ir
[3] Department of Accounting, Bab.C., Islamic Azad University, Babol, Iran. azinfar@baboliau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۱۳۹ تا ۱٦۱

تاثیر اثرات آستانه ای اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد اقتصادی با تاکید بر درجه باز بودن اقتصادی و حق بیمه تولید پرداختی (مورد مطالعه استانهای کشور)

محمدامین نهال[۱]
بیژن باصری[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۱

چکیده

هدف مطالعه حاضر تاثیر اثرات آستانه ای اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد اقتصادی با تاکید بر درجه باز بودن اقتصادی و حق بیمه تولید پرداختی (مورد مطالعه استانهای کشور) بر اساس داده‌های سال‌های ۱۴۰۰ — ۱۳۷۹ و با به‌کارگیری رویکرد حد آستانه‌ای ملایم پانل استار (PSTR) می‌باشد. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد؛ متغیرهای اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی معنی‌دار و رشد تولید در استان‌های ایران را افزایش می‌دهند. افزایش در اعتبارات هزینه‌ای دولت و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، هرچند که در حالت کلی منجر به افزایش تولید در استان‌های ایران می‌شود، ولی این افزایش در اعتبارات با سرعت ملایم به سمت رشد تولید منتقل شده است. با توجه در حال توسعه بودن کشور و نقش کم درآمدهای مالیاتی در بودجه کشور و استان‌های ایران در سال‌های گذشته و کسب درآمد بیشتر از طریق منابع نفتی، افزایش در اعتبارات کشوری و استانی به دلیل قرار گرفتن در مسیر توسعه یافتگی، بخوبی مدیریت نشده و در عوض سرمایه گذاری‌های بلند مدت در هزینه‌های عمرانی صرف هزینه‌های کوتاه مدت گشته که نتیجه آن چیزی جز عدم کارآیی در رشد فعالیت‌های اقتصادی پایین نمی‌باشد.

واژه‌های کلیدی: تملک دارایی، اعتبارات، رشد تولید، استان‌های ایران، مدل رویکرد آستانه‌ای پانل
طبقه بندی JEL: E43; G21; O23

۱ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.mohammadamin.nahal@iau.ir
۲ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران(نویسنده مسئول).bij.baseri@iauctb.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

در نظریه‌های جدید رشد درونزا، وضعیت رشد اقتصادی کشورها به تصمیم بهینه مردم و عوامل اقتصادی کشورها بستگی دارد که در آن حداکثر کردن مطلوبیت حاصل از فراغت و درآمد طی زمان، مبنای تصمیم کارگزاران اقتصادی و انتخاب بهینه آنها است. چنین معیارهایی در تصمیم‌گیری برای اثرگذاری بر رشد، به عوامل تشکیل سرمایه انسانی، حداکثر کردن سود بنگاه‌ها، مخارج تحقیق و توسعه، ابداع و نوآوری و گسترش مقیاس بنگاه بستگی دارد. اقتصاددانان معتقد به رشد برون‌زا، پیشرفت فنی و نرخ رشد نیروی کار و غیره را برونزا در نظر گرفته و اساسا رشد را به عوامل برون زای پیشرفت فنی نسبت داده‌اند (سندو و همکاران[۱]، ۲۰۲۲). تعدادی از اقتصاددانان رشد درونزا، حضور دولت و عملکرد آثار مخارج دولت بر رشد اقتصادی را آزمون نموده‌اند. آنها با طرح این فرضیه که مخارج عمومی دولت جنبه مولد بودن هزینه‌های جاری که صرف نهاده‌های عمومی تولید می‌شوند و با بهبود روند شرایط موجود و توسعه زیرساخت‌های جامعه، زمینه را برای فعالیت بهتر و موثرتر بنگاه‌های خصوصی فراهم می‌آورند، به تبیین موضوع پرداخته‌اند. مطالعات مختلف در پاسخ به نقش و کارایی مخارج دولت بر رشد اقتصادی و شدت تاثیرگذاری آن در این موضوع کنکاش نموده‌اند (سیاول و همکاران[۲]، ۲۰۲۲). بارو[۳] (۱۹۹۱)، کورمندی و مک کوئیر[۴] (۱۹۸۵)، گریر و تولوک[۵] (۱۹۸۷)، لندز[۶] (۱۹۸۳)، برث و بردلی[۷] (۱۹۸۷) و بارو (۱۹۸۹) به بررسی تاثیر مخارج سرمایه‌گذاری دولت بر نرخ رشد اقتصادی کشورها پرداختند. در برخی از این تحقیقات قسمتی از مخارج مصرفی (هزینه‌های صرف شده برای دفاع و تحصیل) نیز به‌عنوان مخارج مولد در سطح کشورها لحاظ شده است. در ایران شریفی و علی‌زاده (۱۳۸۱)، سامتی (۱۳۸۲)، پورمقیم (۱۳۸۳)، تاری و ستاری (۱۳۸۳)، نادران و فولادی (۱۳۸۴)، شفیعی (۱۳۸۵)، گسکری و اقبالی (۱۳۸۶) و عرب‌زاده و چالاک (۱۳۸۹) در بررسی تاثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی و به تفکیک اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای پرداختند. برخی از فعالیت‌های دولت به شکل مستقیم و برخی به شکل غیر مستقیم، فرایند رشد را تحت تاثیر قرار می‌دهند. قوانین و مقررات، توزیع اعتبارات و تخصیص منابع در زمره عواملی هستند که به طور مستقیم این فرایند را تحت تاثیر قرار می‌دهند. وجود آثار خارجی، تامین عدالت اجتماعی و عدالت منطقه‌ای از عوامل غیرمستقیم در این زمینه محسوب می‌شوند. نقش دولت‌ها برای رشد و توسعه اقتصادی در بین مناطق بسیار مهم می‌باشد (احمد و همکاران[۸]، ۲۰۲۲). نهادهای سیاسی که منابع قدرت سیاسی و مالی را در بین دولت‌های مرکزی، منطقه‌ای و استانی توزیع می‌کنند، نقش مهمی در ایجاد رشد منطقه‌ای ایفا می‌کنند. میزان دخالت دولت در اقتصاد کشورهای مختلف براساس مبانی نظری آنها می‌باشد. در کشورهای سوسیالیستی میزان دخالت دولت در اقتصاد بسیار گسترده و در کشورهای توسعه‌یافته

1. Sandow et al
2. Muhammad Syawal et al
3. Barrow
4. Cormandy and McQuire
5. Greer and Tullock
6. Lands
7. Berth and Bradley
8. Ahmad et al

کم‌می‌باشد. برخلاف نظریات نئوکلاسیک‌ها، تعدادی از محققین نقش دولت‌ها را در ایجاد شرایط رشد بین مناطق موثر می‌دانند. دولت‌ها با اعمال سیاست‌های مختلف و نوع تاثیرگذاری در ایجاد و سیر تکاملی رشد بین مناطق نقش مهمی بازی می‌کنند. بعبارتی توزیع و تخصیص منابع به عنوان یکی از ابزارهای سیاستی دولت‌ها همواره نقش مهمی در دستیابی به رشد اقتصادی ایفا نموده است (اریک [1]،۲۰۲۰). برای نمونه میچل[2] (۲۰۰۵) معتقد است هزینه‌های دولت برای تهییج رشد اقتصادی ضروری است. نیوکینزین‌ها معتقدند که افزایش هزینه‌های دولت از طریق ضریب فزاینده نقش اساسی درگسترش تقاضا و رشد اقتصادی دارد. رومر[3] (۱۹۹۰) و گوش[4] (۲۰۰۷) تاثیر هزینه‌های دولت را بر رشد اقتصادی چندان معنادار نمی‌دانند. درمیان مجادلات گسترده‌ای که در این خصوص میان اقتصاددانان وجود دارد. پژوهش حاضر با این فرض که درکشورهای در حال توسعه نقش دولت در تامین هزینه‌های عمومی مانند کالاهای عمومی (بهداشت، آموزش، سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها و امنیت) موجب افزایش بهره‌وری عوامل تولید، گسترش سرمایه انسانی و تاثیرگذاری بر رشد تولید می‌شود. برنامه‌ریزی منطقه‌ای و توسعه متوازن و برخورداری مناطق از آثار رشد تولید و دستیابی به توسعه پایدار در این عرصه، ضرورت بررسی این موضوع را در سطح استان‌ها لازم کرده است. در ادبیات اقتصادی تئوری‌های تمرکززدایی مالی در جهت افزایش کارایی و بهره‌وری بخش عمومی و گسترش تعادل و توازن منطقه‌ای مورد توجه قرارگرفته است. با ایجاد نظام درآمد هزینه استانی به همراه تشکیل نهادهای اداری و مالی در استان‌ها طی سال‌های برنامه سوم و چهارم توسعه تلاش‌هایی در جهت گسترش تمرکززدایی مالی در ایران برداشته شد. برمبنای مجادلات سابقه‌دار درخصوص اثرگذاری هزینه‌های دولت اعم از هزینه‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای، پژوهش حاضر به‌دنبال بررسی تخصیص اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد اقتصادی در سطح استان‌های کشور می‌باشد. با توجه به مداخله گسترده دولت در اقتصاد در کنار متغیرهای مستقل از انباشت سرمایه‌گذاری صنعتی، اشتغال، سرمایه انسانی، صادرات صنعتی، ارزش افزوده استانی و سطح توسعه مالی (گسترش بانک، بیمه، حجم سپرده‌ها) به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده خواهد شد. این پژوهش در فرایند بررسی مولفه‌های نظری، کاربرد تخصیص اعتبارات بر متغیرهای اساسی اقتصاد در سطح استان‌ها به‌صورت ویژه‌ای می‌پردازد. نتایج حاصل از تخصیص منابع توسط دولت، ابعاد استانی این موضوع و پیامدهای اقتصادی آن مورد تمرکز و تدقیق قرار می‌گیرد. بر همین اساس در این تحقیق، تاثیرگذاری اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد تولید مورد بررسی واقع می‌شود. همچنین در بخش دوم مطالعه، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری همراه با نگاهی به شرایط بومی اقتصاد کشور ارائه‌شده و مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه بررسی می‌شود. در بخش سوم، روش مورداستفاده تشریح و در بخش چهارم یافته‌های تجربی تحقیق تحلیل می‌شود و در بخش پنجم نتایج تحقیق و جمع‌بندی ارائه می‌گردد.

1. Erik
2. Mitchell
3. Romer
4. Gosh

مبانی نظری و پیشینه

یکی از اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور تلاش در جهت تحقق عدالت اجتماعی از طریق تقسیم مناسب منابع و امکانات عمومی بین استان‌ها است. با این همه اختلاف بین استان‌های برخوردار و غیر برخوردار از مدت‌ها پیش وجود داشته است و همواره مباحثی راجع به آن توسط صاحب‌نظران عنوان شده است. ولی در دهه اخیر بخصوص پس از انقلاب اسلامی علاقه‌مندی گسترده‌ای درباره شناسایی این اختلاف و راه‌حل‌های از میان‌برداشتن این اختلاف بوجود آمده است، زیرا تداوم تفاوت‌های عمده اقتصادی بین مناطق برای دوره‌های طولانی اثرات مخربی بر اقتصاد ملی بر جای می‌گذارد (اذنان و همکاران[1]، ۲۰۲۲). شاید بتوان یکی از دلایل اختلاف سطح زندگی مردم در بعضی از استان‌ها نسبت به دیگر استان‌ها را اتخاذ روش‌های نامناسب برنامه‌ریزی و تخصیص نامناسب بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دانست. منظور از بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، اعتباراتی است که در برنامه عمرانی پنج‌ساله به‌صورت کلی و در بودجه عمومی دولت به تفکیک، جهت اجرای طرح‌های عمرانی (اعتباراتی عمرانی ثابت) و همچنین توسعه هزینه‌های جاری مربوط به برنامه‌های اقتصادی و اجتماعی دولت (اعتبارات عمرانی غیرثابت) پیش‌بینی می‌شود (بند ۷ ماده یک قانون برنامه‌وبودجه کشور) درآمد بودجه جاری را به طور عمده مالیات‌ها و یا سایر درآمدهای مرسوم و مستمر دولت تشکیل می‌دهند، درحالی‌که بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای از محل درآمدهای خاص مانند درآمد نفت و یا وام‌های داخلی و خارجی تامین اعتبار می‌شود. بودجه عمرانی در ایران به (اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای) مرسوم است، یعنی وجوهی که مطابق قانون از محل درآمد نفت به سازمان برنامه تعلق می‌گیرد. در اینجا منظور از این نوع بودجه، کل بودجه مصوب استان که شامل بودجه تملک به علاوه دو درصد نفت و گاز است. یعنی منظور بودجه‌ای استانی مدنظر است و بودجه ملی مدنظر قرارگرفته نمی‌شود. بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری‌های مربوط به آن در چند دهه اخیر در کشورهایی که اصولاً متکی به نظام اقتصاد آزاد هستند، وظایف متعددی را به عهده گرفته است. آنچه می‌تواند هدف‌های نظری کوشش برای عمران مناطق به شمار آید از جهات مختلف چنین می‌تواند باشد (عرب‌زاده و چالاک، ۱۳۸۹).

از نظر اقتصادی: هدف سیاست عمران مناطق ممکن است رفع تبعیض و اختلاف رشد اقتصادی مناطق مختلف و استفاده از کلیه منابع و امکانات منطقه در چارچوب یک برنامه اقتصادی باشد. از نظر سیاسی و اداری: سیاست عمران مناطق ناظر به ایجاد و عدم تمرکز فعالیت‌ها در پایتخت و شهرهای بزرگ است. این سیاست باید حس اعتماد بنفس را در مردم مناطق مختلف ایجاد کند. اهمیت سیاسی عقب‌ماندگی برخی مناطق را نمی‌توان و نباید دست کم‌گرفت. از نظر جغرافیایی: در هر کشور مناطقی وجود دارد که بالقوه قابلیت رشد و توسعه دارند، اماوجود برخی موانع جغرافیایی، بزرگ یا کوچک مانع پیشرفت آنها شده است.

[1]. Aznan et al

۲-۱. نحوه تخصیص بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای

به‌طورکلی با نظری بر نظام برنامه‌ریزی و بودجه در سال‌های گذشته مشاهده می‌شود که درآمدهای دولت اعم از درآمد پایدار مالیاتی و بویژه درآمد ناشی از فروش ثروت زیرزمینی (نفت و گاز) در قالب بودجه جاری و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای صرف می‌شود. دولت می‌تواند بودجه را در بین استان‌ها به گونه‌ای تخصیص دهد که نابرابری در میان افراد، گروه‌های اجتماعی، اقتصادی کاهش دهد (گسکری و اقبالی، ۱۳۸۶). تقریبا در هر کشوری، بویژه کشورهایی که دولت مرکزی بودجه را بین استان‌ها توزیع می‌کند، موسساتی برای این نحوه تخصیص تعیین شده‌اند، این موسسات در طول سال‌ها نسبتا پایدار هستند و به همین دلیل مبلغ و سهم استانی برای مدت زیادی از زمان ثابت باقی می‌ماند. در کشورهایی مانند کانادا، آلمان، استرالیا، اسپانیا و اتحادیه اروپا در برخی از موارد، که در قانون اساسی آنها درج شده است، استان‌هایی که فقیر هستند، خدمات عمومی مشابهی مانند استان‌هایی ثروتمند دریافت می‌کنند. این خدمات ممکن است به‌صورت یارانه برای کالاهای عمومی باشد. اینگونه سیاست‌های تخصیصی بودجه برنامه‌ریزی شده هستند، بدان معنی که بر اساس قوانین و فرمول‌های که دولت در اختیار دارد، تخصیص داده می‌شود. در مصرف بودجه دولت دو رویکرد می‌توان اتخاذ کرد: رویکرد اول، رویکرد عمران به‌جای توسعه است که در قالب آن بودجه دولت صرف پروژه‌های عمرانی می‌شود که این پروژه‌ها باعث تولید کالا و خدماتی می‌شوند که درآمد ایجاد می‌کنند و مشخصاً باعث ایجاد سود نمی‌شوند. رویکرد دوم رویکرد توسعه به‌جای عمران است که مطابق آن بودجه دولت بایستی صرف پروژه‌های دارای توجیه اقتصادی و مشخصا سودآور و مولد شوند تا از این طریق دائما بر تولید ملی افزوده شود، درآمد ملی افزایش یابد، اشتغال ایجاد شود و به‌طورکلی توسعه اقتصادی رخ دهد. تخصیص بودجه بین استان‌ها را می‌توان به دو شکل مختلف طبقه‌بندی کرد:
جنبه نخست رویکرد تاکتیکی (سیاست محور) و رویکرد دوم در تخصیص بودجه استانی رویکرد برنامه‌ای یا اقتصادی (برنامه محور) است.

۱-۱-۲ رویکرد تاکتیکی (سیاست محور):

بر اساس رویکرد سیاست محور، دولت و سیاست‌گذاران به‌دنبال این هستند که منافع خود را حداکثر سازند. از این نظر مهمترین هدفی که در مورد تخصیص بودجه دنبال می‌شود، حفظ قدرت از طریق انتخاب نوعی از تخصیص است که نهایتاً محبوبیت سیاست‌گذار یا سیاست‌گذاران را حداکثر کرده و امکان اینکه دوباره در انتخابات پیروز شوند را فراهم می‌آورد. به‌عبارت‌دیگر مسئولان و سیاست‌گذاران، تخصیص بودجه در توزیع بودجه بین استان‌ها بر اساس منافع عمل می‌کنند و ملاحظات انتخاباتی و نظام چانه زنی، تاثیری قطعی و نهایی در نحوه تخصیص بودجه بین استان‌ها دارد (اعظم و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

[1]. Azam et al

۲-۱-۲ رویکرد برنامه‌ای یا اقتصادی (برنامه محور):

رویکرد دوم در تخصیص بودجه استانی که رویکردی اقتصادی و برنامه محور است. این‌رویکرد بر این مبنا، استوار است که در عین آنکه سیاست‌گذاران ملاحظات انتخاباتی را مدنظر قرار می‌دهند، اما ملاحظات و ضوابط اقتصادی را نیز در نظر می‌گیرند و به‌کارایی و برابری نیز در توزیع بین استانی بودجه، توجه دارند. حتی اگر تاکنون این توجه به متغیرهای اقتصادی وجود نداشته یا کمتر وجود داشته است (احمد و همکاران[1]، ۲۰۲۱). وظیفه پژوهشگر، تاکید بر آن و استخراج مدل بهینه تخصیص بودجه است. در این چارچوب، هدف استخراج قواعد، فرمول‌ها یا اصول هدف عام است که عمل بر اساس صلاحدید دولت را مقید سازد در خصوص رویکرد برنامه‌ای و مفهوم آن نیز مباحثاتی وجود داشته است. به‌طورکلی در رویکرد توزیع برنامه‌ای بودجه بین استان‌ها، دو هدف نیل به ضابطه کارایی، ضابطه برابری و یا ترکیبی از هر دو می‌تواند مورد نظر قرار گیرد. طبیعی است نحوه ترکیب این دو به ساختار ترجیحات، ویژگی‌های ایدئولوژیک بستگی دارد. مثلا اگر تعداد نمایندگان مناطق فقیر در مجلس، بیش از سهمیه جمعیتی آن‌ها باشد، به طور طبیعی ممکن است ضابطه برابری پشتوانه قوی‌تر و وزن بیشتری یابد (اعظم و همکاران[2]، ۲۰۲۱). به‌عبارت‌دیگر ساختار توزیع قدرت بر ساختار توزیع بودجه اثر بگذارد.

۲-۲. بررسی نظریات مختلف اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد بخش تولید

بودجه دولت، از لحاظ حجم و عظمت بزرگترین سند مالی و از لحاظ اهمیت مهمترین عامل مستقل پویا در سطح اقتصادی است، که جهت اداره و پیشرفت اجتماعی، اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و روابط بین‌الملل و در یک کلمه توسعه کشور به‌کار گرفته می‌شود. این سند از لحاظ مقدار نسبی و حجم ترکیب اقلام درآمدها و هزینه‌ها حائز اهمیت بالایی است. از طریق بودجه کل کشور است که دولت می‌تواند بر سطح متغیرهای کلان اقتصادی تاثیر بگذارد. در ایران که بخش بزرگی از اقتصاد، دولتی است و درآمدهای نفتی دولت منبع تغذیه و رشد بیشتر بخش‌های اقتصاد و جامعه است، نظام بودجه ریزی مانند سیستم شریان‌های بدن، نقش مهمی در انتقال خون حیات بخش درآمدهای نفتی به اجزای مختلف جامعه و اقتصاد بازی می‌کند. بنابراین نظم و انضباط، شفافیت، سلامتی در نظام بودجه ریزی می‌تواند کل نظام سیاسی و اجتماعی را با رشد و پویایی و سرزنده داری مواجه و درهم ریختگی، بی‌قاعدگی و فساد در نظام بودجه ریزی نیز می‌تواند کل نظام سیاسی و اجتماعی یک کشور را با بحران روبرو سازد (احمد و همکاران[3]، ۲۰۲۱). بر طبق ادبیات نظری مطرح‌شده یکی از راه‌های اثرگذاری دولت بر رشد تولید از طریق بودجه‌های سالانه است. بخش مهمی از وظایف دولت‌ها در نظام‌های مختلف اقتصادی، از کانال بودجه به مرحله اجرا گذاشته می‌شود. در صورتی که فرایند تهیه و تدوین بودجه، نظام اجرایی و روش نظارت و کنترل بر آن از کارایی لازم برخوردار باشد، امکان اجرای بهتر وظایف محول شده به دولت فراهم می‌گردد. بودجه دولت از مباحث بسیار مهم در اقتصاد است که نقش مهمی در تحقق بخشیدن به هدف‌های جامعه ایفا می‌کند.

[1]. Ahmad et al
[2]. Azam et al
[3]. Ahmad et al

به‌طورکلی نقش بودجه‌ای دولت را می‌توان به ۳ حوزه جمع‌آوری درآمد، انجام هزینه و مدیریت عدم تعادل بودجه تقسیم کرد که هر یک از آنها تاثیر خاص خود را بر رشد تولید می‌گذارند. ارتباط میان مخارج دولت و رشد تولید نیز در نظریه‌های اقتصادی مورد توافق قطعی اقتصاددانان نیست (آیدین و همکاران[1]، ۲۰۱۹). بااین‌حال انتظار می‌رود که دولت با ایجاد زیرساخت‌های لازم و ارائه مطلوب و کارامد خدمات پایه به رشد تولید کمک نماید. تجربه برخی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته نشان می‌دهد که افزایش بیش‌ازحد مخارج دولت در اقتصاد موجب تاثیرگذاری منفی بر رشد تولید خواهد شد. در مورد رابطه مخارج دولت و رشد تولید به‌طورکلی ۳ دیدگاه کلی در نظریه‌های اقتصادی وجود دارد. در تحقیقاتی که در این زمینه انجام گرفته است؛ رابطه مخارج دولت و رشد تولید می‌تواند مثبت، منفی و خنثی باشد. گروه اول نئوکلاسیک‌ها هستند که رابطه بین مخارج دولت و رشد تولید را منفی می‌دانند و چنین استدلال می‌کنند که افزایش مخارج دولت موجب بروز پدیده ازدحام خارجی می‌شود؛ این پدیده موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد شد و بنابراین رشد تولید را کاهش می‌دهد. گروه دوم که رابطه بین مخارج دولت و رشد تولید را مثبت می‌دانند؛ استدلال می‌کنند که افزایش مخارج دولت باعث به وجود آمدن پدیده اثرات خارجی می‌شود و در نتیجه افزایش رشد تولید را در پی خواهد داشت. گروه سوم با کلاسیک‌های جدید به وجود رابطه خاصی میان مخارج دولت و رشد تولید معتقد نیستند، آنها به دلیل اعتقاد به نظر تعادل بارو-ریکاردو هرگونه تغییر در مخارج دولت را بر رشد تولید بی‌اثر می‌دانند. نظریه بارو-ریکاردو حکایت از عدم تاثیر کسری بودجه دولت بر مصرف دارد، آنها با الهام از نظریه دوره زندگی و در آمد دائمی بیان می‌دارند، از آنجایی که دولت از طریق استقراض از مردم کسری بودجه خود را تامین می‌کند و در آینده برای پرداخت این بدهی از طریق افزایش مالیات آن را تامین خواهد کرد، مصرف تغییری نمی‌کند (سیاول و همکاران[2]، ۲۰۲۲). مرور ادبیات نظری در یک نگاه جامع‌تر نشان می‌دهد که در میان نظریه‌های اقتصادی مختلف هیچ توافق نظری در این زمینه که آیا سیاست کسری بودجه می‌تواند اثری مثبت، منفی و یا خنثی را بر متغیرهای حقیقی چون رشد تولید داشته باشد، چه از جنبه روش شناختی و چه از جنبه نتایج تحقیقاتی، وجود ندارد. در مکتب کلاسیک مالیات یک اهرم مالی خنثی محسوب می‌شود و باید بگونه‌ای وضع شود که انحرافی در تصمیمات اقتصادی افراد و بنگاه‌ها ایجاد نشود (سندو و همکاران[3]، ۲۰۲۲). از دیدگاه آنها رعایت اصل تعادل در بودجه دولتی امری است لازم و افزایش بدهی دولت منجر به تورم و یا ورشکستگی مالی خواهد شد. با توجه به این که مخارج دولتی از کارآیی لازم برخوردار نیست و گسترش دامنه دخالت دولت در اقتصاد منجر به تضعیف عملکرد دست نامریی و عدم تعادل در اقتصاد کلان خواهد شد، تعیین ابعاد بودجه دولتی در حداقل خود مناسب خواهد بود. از نظر کینز تمام فعالیت‌های اقتصادی؛ به‌ویژه سطح اشتغال به درآمد بستگی دارد. البته این بستگی به طور دائم و به‌صورت امر لازم و حتمی مصداق ندارد. کینز مسائل را در یک دوره کوتاه‌مدت موردتوجه قرار داده و تجزیه‌وتحلیل می‌کند. طرفداران نظریه مالیون بر این عقیده‌اند که تقاضای سرمایه‌گذاری به‌صورت برونزا تعیین می‌شود (اریک[4]، ۲۰۲۰).

[1]. Aydin et al
[2]. Muhammad Syawal et al
[3]. Sandow et al
[4]. Erik

در این صورت، با معلوم بودن هر سطح از سرمایه‌گذاری و برقراری یک رابطه پایدار میان درآمد و مخارج مصرفی، تنها این تغییرات در خریدهای دولت و یا نرخ مالیات مشاهده می‌شود که محصول حقیقی را تغییر می‌دهد. بنابراین از دیدگاه طرفداران نظریه مالی با فرض این که تقاضای سرمایه‌گذاری نسبت به تغییرات نرخ بهره حساسیتی ندارد، ارتباط بین سیاست پولی و سایر بخش‌های اقتصاد، ازجمله سطح عمومی قیمت‌ها را قطع کرده است. این مدل افراطی مالی چه‌بسا تنها در شرایط مختلف رکودی مناسب باشد، ولی به نظر نمی‌رسد چنین دیدگاهی خصوصا با اقتصادی که نزدیکی اشتغال کامل فعالیت می‌کند، مناسبت داشته باشد.

۳-۲. پیشینه تحقیق

سندو و همکاران[1] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی بدهی خارجی و رشد اقتصادی در جنوب صحرای آفریقا (در ۳۱ کشور منتخب): آیا ناهمگونی در کیفیت نهادی تفاوتی ایجاد می‌کند؟ با استفاده از مدل گشتاور سیستمی (GMM) و روش‌های رگرسیون انتقال ملایم پانل استار (PSTR) پرداختند. نتایج بدون تفاوت در کیفیت نهادی نشان می‌دهد که بدهی خارجی تاثیر منفی معناداری بر رشد اقتصادی جنوب صحرای آفریقا دارد. بااین‌حال، زمانی که بدهی خارجی باکیفیت نهادی تعامل داشته باشد، تاثیر بدهی خارجی بر رشد اقتصادی برای کشورهای جنوب صحرای آفریقا باکیفیت نهادی قوی مثبت است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که کشورهای باکیفیت نهادی قوی رشد اقتصادی بالاتری نسبت به کشورهایی باکیفیت نهادی ضعیف تجربه کردند. (PSTR) همچنین شواهد قوی از رابطه غیرخطی بین بدهی خارجی و رشد اقتصادی را نشان داد و ارزش آستانه بدهی را برای کشورهای منتخب جنوب صحرای آفریقا درصد تخمین زد. پیامدهای یافته‌ها از دولت‌ها در جنوب صحرای آفریقا می‌خواهد تا کیفیت مدیریت بخش عمومی را از طریق اصلاحات ساختاری با هدف اصلاح بخش عمومی، اصلاحات مالیاتی و تقویت ظرفیت مدیریت بدهی تقویت کنند تا از اثرات رشد مثبت بدهی خارجی اطمینان حاصل کنند.

سیاول و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی رویکرد آستانه غیرخطی برای اثرات نامتقارن اندازه دولت بر رشد اقتصادی در یک اقتصاد آسیایی در حال ظهور: تجربه کشور مالزی پرداخته شد. با بررسی دقیق‌تر، مشخص شد که یک منحنی U شکل معکوس زمانی وجود دارد که آستانه اندازه درون‌زای دولت توسط تولید ناخالص داخلی عملیاتی/واقعی دولت ارائه شود. بااین‌حال، منحنی U شکل رابطه غیرخطی زمانی وجود دارد که سرمایه‌گذاری دولت/تولید ناخالص داخلی واقعی به‌عنوان متغیر آستانه عمل می‌کند.

احمد و همکاران[3] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی؛ آیا کیفیت نهادی و توسعه مالی بر توسعه اقتصادی کشورهای منتخب تاثیر دارد؟ نتایج آنها از رویکردهای همگرایی پانل، ادغام طولانی مدت بین تحولات مالی، کیفیت نهادی و رشد پایدار را نشان می‌دهد. علاوه بر این، این مطالعه از مدل حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) برای بررسی نقش کیفیت نهادی و توسعه مالی در رشد پایدار در طولانی مدت استفاده می‌کند. یافته‌های ما نشان

[1]. Sandow et al
[2]. Muhammad Syawal et al
[3]. Ahmad et al

می‌دهد که کیفیت نهادی و توسعه مالی عوامل محرک در رشد اقتصادی پایدار در طولانی مدت هستند. این مقاله پیامدهای مهم سیاست تقویت رشد پایدار در اقتصاد آسیای جنوبی را نشان می‌دهد.

اریک [1](۲۰۲۰) با بررسی اندازه نسبی هزینه‌های دولت نسبت به GNP با استفاده از یک مدل تصحیح خطای دومتغیره و در چارچوب علیت گرنجر و همچنین با اضافه کردن متغیرهای بیکاری و تورم (به طور جداگانه به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل برای کشورهای یونان، انگلستان و ایرلند به این نتیجه رسیدند که: الف) هزینه های دولت باعث رشد اقتصادی کوتاه مدت در سه کشور مذکور و رشد درازمدت برای کشورهای ایرلند و انگلستان شده است. ب) افزایش رشد اقتصادی باعث افزایش هزینه‌های نسبی در یونان بوده و هنگامی که تورم را نیز وارد مدل کرده اند باعث رشد هزینه‌های دولت انگلستان گردیده است.

غفاری فرد و دانش (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی) در دوره زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۸ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. نتایج مدل نشان می‌دهد که شاخص حکمرانی خوب در کشورهای منتخب اسلامی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد به نحوی که با افزایش یک درصد شاخص حکمرانی خوب، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به نقش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رونق اقتصادی کشورها سیاست‌گذاران اقتصادی و سیاسی جهت جهش تولید می‌بایست در کنار افزایش مهارت نیروی انسانی و ارتقای اکوسیستم توسعه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور، ارتقای ثبات سیاسی و اقتصادی، افزایش کارایی و اثربخشی دولت‌ها، تثبیت حاکمیت قانون، کنترل فساد و افزایش حق اظهارنظر شهروندان در امور مختلف کشور را در دستور کار خود قرار دهند تا به اهداف و نتایج مطلوب دست یابند.

منتظری شورکچالی و زاهد غروی (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۴۴ پرداختند. یافته‌های این مطالعه، ضمن تایید وجود یک رابطه علّی یک طرفه غیرخطی، از اندازه دولت به رشد اقتصادی، نشان می‌دهد که اندازه دولت در قالب یک ساختار دو رژیمی (رژیم صفر: سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۴۵ و رژیم یک: سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۲)، اثر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی داشته، اگرچه این اثر منفی در رژیم یک نسبت به رژیم صفر، بزرگتر بوده، و این اثر منفی بزرگتر، می‌تواند ریشه در این واقعیت داشته باشد که سهم مخارج جاری از کل مخارج دولت در سال‌های مربوط به رژیم یک (نسبت به رژیم صفر)، به‌صورت محسوسی بزرگتر بوده، و نهایتا - برخلاف قانون واگنر در این مطالعه، شواهدی دال بر اثرگذاری مثبت و معنادار رشد اقتصادی بر اندازه دولت در اقتصاد ایران مشاهده نشده است.

سید حسین زاده یزدی و همکاران (۱۳۹۹) در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ در مطالعه‌ای به بررسی تحلیل حساسیت و رتبه‌بندی عوامل موثر بر ثبات مالی ایران در چارچوب ساخت شاخص ترکیبی پرداختند. در این مطالعه، ابتدا با استفاده از تجارب جهانی و داده‌های ایرانی، یک شاخص ثبات مالی ترکیبی در چارچوب چهار بعد ایجاد شد.

[1]. Erik

"نهادهای سپرده‌پذیر"، "اقتصاد کلان"، "بخش خارجی" و "کیفیت نهادی" برای ایران ساخته شد. پس از ایجاد شاخص ترکیبی، با استفاده از روش تجزیه‌وتحلیل حساسیت، موثرترین نماگر بر "نوسانات" و "مقدار متوسط" شاخص ترکیبی ثبات مالی تعیین شد. نتایج نشان داد که از میان ۴۸ نماگر موجود، "نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی"، که یکی از شاخص‌های اصلی "سلامت مالی دولت" در بعد "کیفیت نهادی" است، بیشترین تاثیر منفی را بر "نوسانات" و "مقدار متوسط" شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته؛ بنابراین، برای افزایش ثبات مالی در ایران، تمرکز بیشتری باید بر کنترل "نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی" باشد.

ساختار مدل و داده‌ها

در مطالعه حاضر با پیروی از مطالعه سندو و همکاران[۱] (۲۰۲۲)، سیاول و همکاران[۲] (۲۰۲۲) و اریک[۳] (۲۰۲۰) به بررسی اثرات اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد تولید در استان‌های ایران برای دوره زمانی 1400-۱۳۷۹ و با بکارگیری رویکرد حد آستانه‌ای ملایم پانل استار (PSTR) در استان‌های کشور شامل؛ مرکزی، گیلان، مازندران، آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، کرمانشاه، چهارمحال و بختیاری، خوزستان، فارس، کرمان، خراسان‌رضوی، اصفهان، سیستان‌وبلوچستان، کردستان، همدان، لرستان، ایلام، کهگیلویه‌وبویراحمد، بوشهر، زنجان، سمنان، یزد، هرمزگان، تهران، اردبیل، قم، قزوین، گلستان و خراسان‌جنوبی پرداخته می‌شود. در این مطالعه از مدل خودگرسیون انتقال ملایم پانل استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون (۱۹۹۲)[۴] و تراسورتا[۵] (۱۹۹۴) گسترش یافته است. در حقیقت مدل PSTR با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شیب، ارتباط غیرخطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. مدل رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا به صورت رگرسیون کلی زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t + F(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (1)$$

که در آن z_t برداری شامل متغیرهای برون‌زای مدل؛ (π') بردار پارامترهای خطی؛ (θ') بردار پارامترهای غیرخطی مدل؛ u_t جزء باقیمانده است که فرض می‌شود به صورت یکسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت ($u_t \approx iid(0, \sigma^2)$) توزیع‌شده‌اند. همچنین تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ می‌تواند به‌صورت لجستیک[۶] و یا نمایی[۷] در قالب روابط زیر تصریح شود:

$$F(s_t, \gamma, c) = \left[\frac{1}{1 + \exp\left(-\gamma(s_t - c)\right)} - \frac{1}{2}\right] \qquad (2)$$

[1]. Sandow et al
[2]. Muhammad Syawal et al
[3]. Erik
[4]. Ter¨asvirta and Anderson
[5]. Ter¨asvirta, T. 1994
[6]. Logistic
[7] .Exponential

$$F(s_t,\gamma,c)=\left[1-\exp\left(-\gamma(s_t-c)\right)^2\right] \qquad (3)$$

به‌طوری‌که رابطه (۲) تابع انتقال لجستیک را به نمایش می‌گذارد و رابطه (۳) بیانگر تابع انتقال نمایی می‌باشد. در توابع فوق s_t بیانگر متغیر انتقال است؛ γ پارامتر شیب را نشان می‌دهد؛ c نشان دهنده‌ی حد آستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم است. درصورتی‌که پارامتر شیب γ بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است. اگر ($s_t>c$) باشد، تابع انتقال برابر یک (F=۱) می‌شود. از سوی دیگر درصورتی‌که ($s_t<c$) مقدار تابع انتقال برابر با صفر (F=۰) خواهد بود. همچنین در صورتی‌که مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل PSTR تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد.

بنابراین، مدل تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

(۴)

$$GDP_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 GE_{i,t}+\beta_2 GA_{i,t}+\beta_3 EDU_{i,t}+\beta_4 JP_{i,t}+\beta_5 TR_{i,t}+\beta_6 INS_{i,t}+\beta_7 P_{i,t}(\theta_1 GE_{i,t}+\theta_2 GA_{i,t}+\theta_3 EDU_{i,t}+\theta_4 JP_{i,t}+\theta_5 TR_{i,t}+\theta_6 INS_{i,t}+\theta_7 P_{i,t})F\left(S_{i,t},\gamma,c\right)+u_{i,t}$$
$$\{\quad t=1,\dots,T\}$$

که در آن تابع گذار F برابر است با:

$$F(\gamma,s_t,c)=(1+GE\{-\gamma(s_t-c)\})^{-1},\qquad \gamma>0 \qquad (۵)$$

GDP_{it}= معیار رشد اقتصادی در استان‌های کشور؛GE: اعتبارات هزینه‌ای دولت، GA: اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، P: جمعیت فعال اقتصادی استان (به عنوان شاخص اشتغال در استان)، EDU: نرخ باسوادی در استان (به عنوان شاخص آموزش در استان)، JP: تعداد جواز تاسیس و پروانه‌بهره برداری صادر شده برای ایجاد کارگاه‌های صنعتی در استان (به عنوان شاخص توسعه صنعت در استان)، TR: درجه باز بودن اقتصادی استان (نسبت مجموع صادرات و واردات استان به تولید ناخالص داخلی کشور) (به عنوان شاخص درجه باز بودن اقتصادی در استان) و INS: حق بیمه تولید پرداختی در استان (به عنوان شاخص توسعه بازار مالی بیمه در استان) است. همچنین داده‌های مطالعه از پایگاه بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج و گردآوری شده است.

نتایج برآورد مدل

۴-۱. آزمون‌های پایایی (ریشه واحد[1])

در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آنست که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. در حالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۹). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی

[1] .Unit root Test

تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بروش و پاگان (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. هم‌چنین، بر خلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: p_{ij} = E(U_{it}V_{it}) = 0 for\ all\ i \neq j$$
$$H_0: p_{ij} = E(U_{it}V_{it}) \neq 0 for\ all\ i \neq j$$

برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\widehat{p_{ij}}\right) \rightarrow N(0,1)$$

که در آن، $\widehat{p_{ij}}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \propto_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی مانند آزمون‌های لوین و همکاران (۲۰۰۲) (LLC) و ایم و همکاران (۲۰۰۳) (IPS)، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS) است که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. پسران جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مقطعی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای i امین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است، به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است.

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و هم‌چنین نتایج آزمون ریشه واحد و این‌که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول ۴-۲ ارائه شده است.

جدول شماره ۴-۱: آزمون ریشه واحد برای متغیرها

متغیر	علامت اختصاری	استان‌های کشور				سطح پایایی
		آماره CIPS				
		با یک تفاضل		در سطح		
		C+T	C	C+T	C	
رشد اقتصادی در استان‌های کشور	GDP	-۳/۷۵۹	-۲/۹۶۸	-۲/۱۹۸	-۱/۱۳۶	I(1)
اعتبارات هزینه‌ای دولت	GE	-۳/۸۵۱	-۲/۸۶۳	-۲/۲۵۸	-۱/۲۳۶	I(1)
اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت	GA	-۳/۸۶۱	-۳/۱۹۸	-۲/۱۷۹	-۱/۳۶۸	I(1)
نرخ با سوادی	EDU	-۳/۵۸۹	-۳/۲۳۹	-۲/۳۹۷	-۱/۳۷۹	I(1)
جمعیت فعال اقتصادی	P	-۳/۹۶۳	-۳/۴۸۶	-۲/۱۹۷	-۱/۲۱۷	I(1)
جواز تاسیس و پروانه بهره برداری	JP	-۳/۹۸۶	-۳/۹۸۷	-۲/۲۶۷	-۱/۳۶۹	I(1)
حق بیمه تولید	INS	-۳/۹۸۶	-۳/۹۶۳	-۲/۳۱۹	-۱/۱۹۷	I(1)
درجه باز بودن اقتصادی	TR	-۳/۹۸۷	-۲/۹۷۴	-۲/۴۲۹	-۱/۲۴۹	I(1)

مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)درسطوح اطمینان مختلف			
حالت	۱٪	۵٪	۱۰٪
C	-۲/۶۰	-۲/۳۴	-۲/۲۱
C+T	-۳/۱۵	-۲/۸۸	-۲/۷۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۴. آزمون‌های هم انباشتگی پانل[1]

در این مطالعه از آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها استفاده می کنیم. نتایج در جدول ۴-۲ ارائه گردیده است.

نتایج این آزمون در جدول ۴-۲ ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_t و G_α و دو آماره پانل P_t و P_α در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون چهارم جدول ۴-۲ مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به‌وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است، را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_t و G_α و دو آماره پانل P_t و P_α در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

[1] . Cointegration Test

جدول ۴-۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

آماره آزمون	استان های کشور		
	آزمون وسترلوند (۲۰۰۷)		
	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	سطح احتمال قوی
G_t	-۵/۹۸۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	-۱۳/۶۳۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
P_t	-۲۷/۲۶۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	-۲۸/۳۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۳. آزمون خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل:

بعد از بررسی پایایی متغیرها، برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی (PSTR) آزمون می‌شود. براساس نتایج جدول (۳)، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، فیشر و نسبت درستنمایی برای یک و دو حد آستانه‌ای نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی بین متغیرهای مطالعه، از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌نماید.

جدول (۴-۳) نتایج آزمون فرضیه خطی بودن مدل PSTR

فرض صفر	آمارهٔF	سطح معنی‌داری
b1=b2=b3=b4=0	۴/۹۸۶	۰.۰۰
b1=b2=b3=0	۳/۸۶۵	۰.۰۰
b1=b2=0	۲/۷۹۶	۰.۰۵
b1=0	۲/۶۹۸	۰.۰۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

به‌منظور انتخاب متغیر انتقال، تمامی متغیرهای موجود در مدل مورد آزمون قرار داده می‌شوند. از میان متغیرهای آزمون شده، هر متغیری که با احتمال بیشتری فرضیه صفر خطی بودن را رد کند به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهد شد. مطابق نتایج جدول (۴)، متغیر انتقال در مدل برآورد شده، اعتبارات هزینه‌ای دولت بوده و فرضیه صفر مبنی برخطی بودن مدل رد شده و مدل (PSTR) مرتبه اول مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول شماره (۴-۴): انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

گروه	مدل پیشنهادی	آماره۲F	آماره ۳F	آماره ۴F	آماره F	متغیر
استان های کشور	PSTR	۰.۷۹۸	۰.۸۹۶	۰.۷۹۶	۰.۷۴۱	GE (t)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۴. نتایج برآورد مدل

در مرحله بعدی با استفاده از یک مدل LPSTR۱ ابتدا مقادیر اولیه برای مقدار پارامتر شیب (γ) و مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (C) انتخاب و سپس با بهره‌گیری از این مقادیر اولیه و با استفاده از الگوریتم نیوتن رافسون (Newton-Rafson) پارامترهای مدل به روش حداکثر سازی راست نمایی (Maximum Likelihood) برآورد گردید که نتایج در جدول (۵) گزارش‌شده است. نتایج برآورد قسمت خطی مدل (رژیم اول) نشان می‌دهد که متغیرهای اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی و درجه باز بودن تجاری در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار و منجر به افزایش رشد تولید در استان‌های ایران می‌شوند. نتایج برآورد قسمت غیرخطی مدل (رژیم دوم) نشان می‌دهد متغیرهای اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار و رشد تولید در استان‌های ایران را افزایش می‌دهند. بطوریکه به ازای یک واحد افزایش در اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی، رشد تولید به ترتیب، ۰/۰۵، ۰/۱۷، ۰/۰۷، ۰/۰۵، ۰/۰۳ و ۰/۰۴ واحد افزایش می‌یابد. چگونگی رشد تولید در جامعه، تحت تأثیر زیر ساخت‌های فرهنگی، اجتماعی، بانکی و متغیرهای بنیادی سیاسی و اقتصادی قرار می‌گیرد که خود برای تغییر، نیاز به زمان دارند و در بیشتر موارد دارای آثار بلند مدت بوده و در نتیجه در کوتاه مدت نمی‌توانند رشد تولید در جامعه را تغییر دهند. بعبارتی نتایج تمام عوامل تأثیرگذار بر روی رشد تولید در مطالعه حاضر اقتصادی نیستند. لیکن عوامل اقتصادی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته‌اند، همگی دارای علامت مورد انتظار نظری و قابل پیش‌بینی بر روی رشد تولید می‌باشند. لیکن، ضریب کوچک این متغیرها، بیانگر تأثیر جزئی آنها بر روی رشد تولید در استان‌های کشور است. طبق مباحث تئوریک، افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی باید به افزایش در تولید ملی منجر شود و براساس عقیده اقتصاددانان مکتب کینزی تنظیم سیاست‌های مالیاتی و هزینه‌ای باید موجب رونق اقتصادی شود، در حالی که در مکتب کلاسیک مالیات یک اهرم مالی خنثی می‌باشد، یا چنانچه کسری بودجه دولت به دلیل افزایش هزینه‌های جاری (مخارج مصرفی) باشد، با توجه به اینکه این نوع هزینه‌ها تنها باعث افزایش تقاضای کل می‌شود، ممکن است ایجاد تورم کند، اما اگر کسری بودجه دولت به دلیل اجرای یک سیاست مالی فعال به منظور رهایی اقتصاد از رکود باشد، دولت با افزایش هزینه‌های سرمایه گذاری خود و ایجاد کسری در بودجه به یک سیاست مالی انبساطی اقدام می‌کند و آثار اقتصادی آن در بلند مدت هدایت اقتصاد به سمت تولید خواهد بود. با در نظر گرفتن تمامی‌شرایط، برای استان‌های کشور می‌توان بحث کرد که افزایش در اعتبارات هزینه‌ای دولت و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، هرچند که در حالت کلی منجر به افزایش رشد تولید می‌شود، ولی این افزایش در اعتبارات هزینه‌ای دولت و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای با سرعت ملایم به سمت افزایش تولید منتقل شده است. با توجه در حال توسعه بودن کشور و نقش کم درآمدهای مالیاتی در بودجه کشور ایران و کسب درآمد بیشتر از طریق منابع نفتی، افزایش در اعتبارات هزینه‌ای دولت و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای کشور به دلیل قرار گرفتن در مسیر توسعه یافتگی، بخوبی مدیریت نشده و در عوض سرمایه گذاری‌های بلند مدت در

هزینه‌های عمرانی صرف هزینه‌های کوتاه مدت گشته که نتیجه آن چیزی جز عدم قطعیت و عدم کارآیی در رشد فعالیت‌های اقتصادی پایین می‌باشد. از طرفی بررسی‌ها نشان می‌دهد که اقتصادهای بازار آزاد دو برابر بیشتر از اقتصاد بسته رشد کرده‌اند. ولی در دیدگاه بدبینانه و از نظر منتقدین، جهانی شدن عبارت از فرآیندی نابرابر با توزیع نابرابر سودها و زیان‌هاست. این نابرابری و عدم توازن به قطب‌بندی استان‌های ثروتمند و استان‌های فقیر از یک طرف و گروه‌های ثروتمند و فقیر در داخل جوامع که هرچه بیشتر به حاشیه رانده می‌شوند، منجر می‌گردد. برای مثال، در مورد طبقه اجتماعی، عده‌ای[1] ادعا کرده‌اند که جهانی شدن (درجه باز بودن اقتصادی) موجب افزایش امتیازات طبقه ممتاز شده است. فاصله درآمدها تقریباً در همه استان‌ها بیشتر شده است، زیرا محافل ثروتمند بخش عمده منافع ناشی از جهانی شدن را به خود اختصاص می‌دهند. این اتفاق در استان‌های شمال هم روی داده است، ولی استان‌های جنوب طی دوره تسریع جهانی شدن شاهد بیشترین نابرابری‌های درآمد بوده‌اند. در این استان‌ها قشر محدودی در اثر پیوندهای جدید با سرمایه‌داری جهانی به منافع مادی چشمگیری دست یافته‌اند، در حالی که استاندارد زندگی اکثر مردم افت کرده است به این ترتیب، روندهای جهانی شدن، قطب بندی شدن، تمرکز ثروت و حاشیه‌ای شدن به واسطه فرایندهای مشابهی به یکدیگر مرتبط می‌گردند در این فرایند، منابع سرمایه‌گذاری، رشد و تکنولوژی مدرن در معدودی از استان‌های صنعتی متمرکز هستند. بسیاری از استان‌های مرکزی فاقد مرز مشترک از این فرایند محروم مانده و یا به صورت فرعی و حاشیه‌ای در آن شرکت می‌کنند که اغلب در تضاد با منافع آن‌ها می‌باشد.

جدول (۵-۴). برآورد الگو به‌وسیله مدل LPSTR

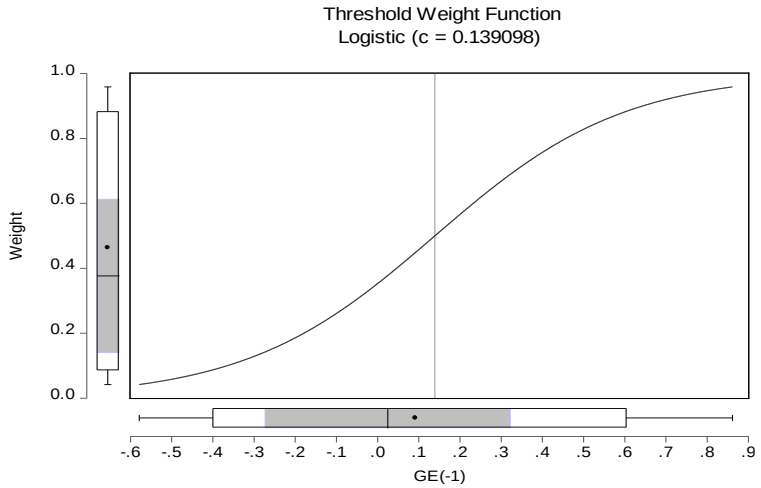
برآورد قسمت خطی مدل					
متغیر		ضریب	انحراف معیار	tآماره	احتمال
عرض از مبدأ	CONSTANT	۰.۱۰۴۴۱۷	۰.۰۳۶۰۴۲	۲.۸۹۷۱۱۱	۰.۰۰۳۹
اعتبارات هزینه‌ای دولت	GE	۰.۰۰۸۷۸۲	۰.۰۱۴۷۹۸	۰.۵۹۳۴۶۷	۰.۵۵۳۱
اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت	GA	۰.۰۴۷۵۳۰	۰.۰۲۴۲۵۴	۱.۹۵۹۷۱۲	۰.۰۵۰۶
نرخ با سوادی	EDU	۰.۰۲۹۳۴۷	۰.۰۱۱۳۹۳	۲.۵۷۵۹۵۲	۰.۰۱۰۳
جمعیت فعال اقتصادی	P	۰.۰۲۷۶۵۷	۰.۰۱۱۸۷۲	۲.۳۲۹۵۳۲	۰.۰۲۰۳
جواز تاسیس و پروانه بهره برداری	JP	۰.۰۵۸۹۵۴	۰.۰۳۷۱۱۰	۱.۵۸۸۶۵۰	۰.۱۱۲۸
حق بیمه تولید	INS	۰.۰۰۸۴۰۸	۰.۰۲۱۰۳۴	۰.۳۹۹۷۳۴	۰.۶۸۹۵
درجه باز بودن اقتصادی	TR	۰.۰۲۸۴۶۸	۰.۰۱۲۳۴۷	۲.۳۰۵۶۷۶	۰.۰۲۱۶
برآورد قسمت غیرخطی مدل					
عرض از مبدأ	CONSTANT	۰.۲۸۱۲۰۱	۰.۰۷۰۷۹۰	۳.۹۷۲۳۳۱	۰.۰۰۰۱
اعتبارات هزینه‌ای دولت	GE	۰.۰۵۱۵۰۶	۰.۰۲۱۱۶۱	۲.۴۳۴۰۳۵	۰.۰۱۵۳

[1] . شولت، ۱۳۸۲: ۲۹۷

اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت	GA	۰.۱۷۳۴۶۴	۰.۰۰۷۱۷۹	۲۴.۱۶۲۶۹	۰.۰۰۰۰
نرخ با سوادی	EDU	۰.۰۷۰۸۸۱	۰.۰۲۱۳۵۹	۳.۳۱۸۵۳۳	۰.۰۰۱۰
جمعیت فعال اقتصادی	P	۰.۰۵۱۵۰۶	۰.۰۲۱۵۲۴	۲.۳۹۳۰۰۰	۰.۰۱۷۱
جواز تاسیس و پروانه بهره برداری	JP	۰.۰۳۰۴۴۷	۰.۰۱۲۷۵۳	۲.۳۸۷۴۲۴	۰.۰۱۷۳
حق بیمه تولید	INS	۰.۰۲۲۸۲۵	۰.۰۱۴۶۰۵	۱.۵۶۲۷۸۷	۰.۱۱۸۷
درجه باز بودن اقتصادی	TR	۰.۰۴۷۵۳۰	۰.۰۲۵۸۹۱	۱.۸۳۵۷۸۳	۰.۰۶۷۰
(C)حد آستانه‌ای		۰.۱۳۹۰۹۸	۰.۰۱۵۰۸۱	۹.۲۲۳۳۹۳	۰.۰۰۰۰
(γ)پارامتر شیب		۰.۵۵۷۶۰۷	۰.۱۵۰۱۲۰	۳.۷۱۴۴۲۱	۰.۰۰۰۲
ضریب تعدیل‌شده (R^2) =۰.۸۱					

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

در تخمین فوق متغیر انتقال اعتبارات هزینه‌ای دولت می‌باشد که مقدار حد آستانه برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۱۳ بوده است. بر اساس فاصله اعتبارات هزینه‌ای دولت از این مقدار آستانه الگو از دو رژیم حدی مختلف تبعیت می‌نماید. با مقایسه ضرایب الگو در دو رژیم مختلف ملاحظه می‌گردد که با عبور اعتبارات هزینه‌ای دولت از حد آستانه (۰/۱۳) واکنش مسئولین به تغییرات این متغیر به‌شدت افزایش‌یافته، بدین ترتیب که هر چه رشد اعتبارات هزینه‌ای دولت بیشتر شده است، سیاست‌گذاران و مسئولان تلاش نموده‌اند که با عکس‌العمل بیشتر، رشد تولید را افزایش دهند.



نمودار ۱. ارتباط بین تابع انتقال و متغیر انتقال انحراف اعتبارات هزینه‌ای دولت از مسیر بلندمدت

۴-۵. آزمون‌های تشخیصی

۴-۵-۱ آزمون ناهمسانی واریانس

یکی دیگر از فروض استاندارد کلاسیک فرض واریانس همسانی می‌باشد، بدین ترتیب که درصورتی‌که جمله خطا فاقد واریانس ثابت باشد، گفته می‌شود ناهمسانی واریانس وجود دارد. در مطالعه حاضر از آزمون بروش- پاگان- گادفری استفاده می‌شود.

جدول (۴-۶) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس،

آمارهٔ F	Prob	بروش- پاگان- گادفری
۱.۴۸۹	۰.۲۹۶۳	۱.۳۶۹۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌گردد، نتایج آزمون حکایت از عدم وجود ناهمسانی واریانس دارند.

۴-۵-۲ آزمون ثابت ماندن ضرایب بین دو رژیم

از دیگر سنجه‌های مناسب برای ارزیابی کیفیت مدل تخمین زده شده، بررسی تغییرات ضرایب بین دو رژیم است. در صورتی که مدل برآورد شده تخمین مناسبی باشد، انتظار می‌رود ضرایب با تغییر رژیم ثابت و بدون تغییر باقی بمانند.

جدول (۴-۷) نتایج آزمون ثبات پارامتر انتقال هموار

فرض صفر	Fآمار	Prob
b1=b2=b3=b4=0	۰.۳۶۹۸	۰.۸۹۶۵
b1=b2=b3=0	۰.۳۸۹۶	۰.۸۷۴۵
b1=b2=0	۰.۳۹۸۷	۰.۸۵۶۳
b1=0	۰.۴۱۲۳	۰.۸۱۲۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول نیز مشهود است، آزمون ثابت ماندن ضرایب بین دو رژیم نشان می‌دهد ضرایب در اثر تغییر رژیم تغییر نمی‌کنند و سطح معنی داری بالای ده درصد می‌باشد که نشان از تائید فرضیه صفر ثبات پارامتر انتقال هموار است.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله به‌منظور بررسی اثرات اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر رشد تولید در استان‌های ایران از رویکرد حد آستانه‌ای ملایم پانل و بر اساس داده‌های سالانه ۱۳۷۹ الی ۱۴۰۰ استفاده‌شده است. نتایج برآورد مدل نشان از اثرگذاری مثبت متغیرهای اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی در رشد تولید در استان‌های ایران می‌باشد. بنابراین پیشنهادانی در راستای تخمین مدل در ادامه ارائه می‌گردد:

- اعتبارات هزینه‌ای دولت و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت اثر معنی داری بر رشد بخش تولید در کشور دارند. بنابرین بهتر است با توجه به سهم زیاد اعتبارات هزینه‌ای دولت، استفاده از اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت بعنوان اهرم سیاست گذاری مالی بر اعتبارات هزینه‌ای دولت و درآمدهای مالیاتی ترجیح داده شود.
- به دلیل آنکه رابطه بازارهای مالی عامل اساسی در انتقال بی ثباتی درآمد نفت به سایر بخش‌های اقتصاد محسوب می‌شود، انضباط مالی تنها راهکار مواجهه عاقلانه با پدیده استفاده نادرست از منابع نفتی، ناپایداری ارزی و مالی است. به همین جهت واکسینه کردن اقتصاد در برابر بی ثباتی درآمدهای نفتی از طریق قطع ارتباط اعتبارات هزینه‌ای دولت با درآمد نفت امری ضروری است. همچنین لازم است در خصوص نحوه هزینه کرد درآمدهای نفتی قوانین موجود در خصوص ذخیره بخشی از درآمدهای نفتی در صندوق توسعه ملی با ضمانت اجرایی بیشتری انجام شود و دولت‌ها برای امور جاری خود از صندوق توسعه ملی برداشت نکنند. در ضمن دولت باید تلاش کند از هزینه کردن خارج از حد مجاز درآمدهای نفتی در اعتبارات هزینه‌ای دولت دوری کند.
- افزایش جمعیت فعال رشد تولید را افزایش می‌دهد، برای همین دولت باید با اصلاح روش‌های مدیریتی و سیاست‌های صحیح اقتصادی در جهت کاهش بیکاری در جامعه عمل کند. همچنین در صورت بروز بیکاری فزاینده در استان‌های کشور با اتخاذ تدابیری مثل؛ توسعه کارآفرینی و توانمندسازی اقشار کم درآمد، توانمند سازی جوانان، زنان، فارغ‌التحصیلان و سایر افراد جویای کار، ایجاد فرصت‌های برابر اجتماعی برای کسب آموزش و مهارت و دسترسی به سرمایه‌های مالی از طریق بازارهای مناسب، افزایش سرمایهٔ انسانی در اقشار کم درآمد و رفع عدم تعادل‌های منطقه‌ای از طریق متعادل نمودن توزیع امکانات عمومی (اجتماعی، فرهنگی، آموزشی) و تأمین حداقل معیشت گروه‌های کم درآمد و اقشار آسیب‌پذیرجامعه، شامل، بهره‌مندی از بهداشت عمومی، برخورداری از آموزش و پرورش عمومی، داشتن حداقل سر پناه قابل قبول و امنیت غذایی رشد تولید را افزایش دهد.
- سیاست‌های مالی باید به گونه ای تنظیم شود که اعتبارات تخصیص یافته دولت با کارایی بیشتر بین استان‌های مختلف ایران تقسیم شود تا به این صورت با سرمایه گذاری های زود بازده، رشد تولید افزایش یابد. همچنین دولت ها باید تمام سیاست های پولی خود را در جهت کاهش تورم به اجرا درآوردند، مثلا با کنترل در قیمت کالاهای وارداتی، کنترل در فشار تقاضا که ناشی از افزایش سریع در هزینه‌های مصرفی و

مخارج سرمایه گذاری در بخش خصوصی و عمومی است، جلوی رشد نامتناسب نقدینگی بخش خصوصی را که عامل اصلی افزایش تقاضای کل و گسترش و تعمیق فشارهای تورمی است را بگیرد.

- نتایج نشان داد تاثیر درجه باز بودن تجاری بر روی رشد تولید مثبت و معنادار می باشد. این نتایج با تحقیقات انگ[1]، رهی و کیم[2]، هیشن و همکاران[3] واشرفی پور[4] مطابقت دارد. در این راستا دولت می تواند با سیاست گذاری‌های هدفمند در توزیع منافع حاصل از تجارت خارجی میان کارگذاران اقتصادی زمینه بهبود توزیع درآمدها را فراهم کند. از سوی دیگر در سطوح استانی توجه دادن شرکت‌ها و موسسات بخش خصوصی که در بازارهای بین المللی فعالیت دارند به نقش اجتماعی آنها در استانی که در آن واقع شده اند توسط متولیان مربوطه بسیار با اهمیت خواهد بود.

فهرست منابع:

شفیعی، افسانه، شهزاد برومند و احمد تشکینی. (۱۳۸۵). " آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی "، فصلنامۀ پژوهشنامۀ اقتصادی، سال پنجم، شماره ۲۳، ص.۱۵۳-۱۸۱.

اسلاملوئیان, کریم, شفیعی سروستانی, مریم, . جعفری, محبوبه. (۱۳۸۹). بررسی اثر بازبودن تجاری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۴۰). پژوهش‌های اقتصادی ایران, ۱۴(۴۳), ۱-۲۱.

بابکی روح اله. همایونی فر مسعود، مهدوی عادلی محمد حسین ، مصطفی سلیمی فر. (۱۳۹۶). تأثیر هزینه های جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در دو بخش ماشین‌آلات و ساختمان در اقتصاد ایران (با رویکرد الگوهای خود بازگشت برداری ساختاری). اقتصاد مقداری. دوره ۱۴، شماره ۳ - شماره پیاپی ۵۴،صفحه ۱۰۵-۱۳۵

پورمقیم. (۲۰۰۴). آزمون و تحلیل اثر هزینه های دولت بر درآمد ملی: رویکرد نئو کلاسیک. پژوهشنامه اقتصادی, ۴(۱۵), ۷۵-۱۰۸.

حسنوند علی، کریمی محمد شریف و فلاحتی علی ، خانزادی آزاد،(۱۴۰۱) اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمدی در کشورهای منتخب در حال توسعه،فصلنامه اقتصاد مالی،دوره ۱۶،شماره ۵۸،ص ۱۹۳-۲۱۴

-تاری, فتح‌الله, . ستاری. (۲۰۰۵). بررسی تأثیر مخارج دولت و مالیاتها بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک. پژوهشنامه اقتصادی (دانشگاه علامه طباطبایی), ۱۶(۵), ۱۵۳-۱۸۲.

جمشیدی رضا. سلیمی فر مصطفی.(۱۳۹۵). الگوسازی توزیع بودجه عمرانی استانی ایران با استفاده از الگوی رگرسیون فضایی. علوم اقتصادی - توسعه اقتصادی. پایان نامه دکتری تخصصی دانشگاه فردوسی مشهد

[1]. Ang, 2008:1-25
[2]. Rhee and Kim ,2019: 1043-1056
[3]. Hsieh and et al, 2019: 450-466
[4] نک: اشرفی پور،۱۳۹۱: ۲۴-۳۳

خداویسی حسن. عزتی شورگلی احمد. (۱۳۹۵). کاوشی در زمینهٔ تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر تولید ناخالص داخلی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت. مجله تحقیقات اقتصادی. دوره ۵۱، شماره ۲ - شماره پیاپی ۱۱۵، صفحه ۳۲۷-۳۵۳

سامتی، مرتضی، صامتی، مجید، و شاهچرا، مهشید. (۱۳۸۲). جهت گیری مناسب هزینه های جاری و عمرانی دولت به منظور دست یابی به رشد بهینه اقتصادی در ایران. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۵(۱۵)، ۱-۱۸ .

سیدصالحی شهرزاد، صامتی مجید، آذربایجانی کریم، بصیرت مهدی (۱۴۰۰). تحلیل درآمدهای دولت در یک اقتصاد کوچک صادرکننده نفت به روش تعادل عمومی پویای تصادفی .(DSGE) پژوهشنامه مالیات. ۲۹ (۵۱) :۳۳-۶۴

شریفی, نورالدین, . علیزاده, محمد. (۱۳۸۱). اثر مخارج دولت بر اقتصاد منطقه با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی (مطالعه مورد استان گلستان). پژوهش‌های اقتصادی ایران, ۴(۱۳), ۳۳-۵۶.

عرب مازار, علی اکبر . چالاک, فرشته. (۱۳۸۹). تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی, ۴۵.- ,(2)

غفاری فرد محمد، دانش حسنیه (۱۴۰۱). تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی). فصلنامه پژوهشهای سیاسی جهان اسلام. ۱۴۰۱; ۱۲ (۴) :۲۱-۱

فتحی، زینب و مجید مداح، (۱۳۹۸) مخارج دولت و چرخه های اقتصادی در ایران، دومین کنفرانس ملی مطالعات نوین اقتصاد، مدیریت و حسابداری در ایران، تهران، دانشگاه جامع علمی کاربردی –سازمان همیاری شهرداری ها و مرکز توسعه خلاقیت و نوآوری علوم نوین،

رحمانی فضلی هادی، عرب مازار عباس. (۱۳۹۵). توزیع بهینه منابع بودجه استانی بر پایه یک مدل کنترل بهینه. پژوهش‌ها و سیاست های اقتصادی : دوره ۲۴ ، شماره ۷۹ ؛ از صفحه ۷ تا ۲۸.

محسن زاینده رودی سید عبدالمجید جلائی، مهدی فاطمی(۱۴۲۰)، بررسی عوامل موثربر رشد بهینه مخارج دولت در اقتصاد با استفاده از روش کنترل بهینه،فصلنامه اقتصاد مالی،دوره ۱۷،شماره ۶۳ ،تابستان ۱۴۰۲ ،ص ۱۷۲-۱۳۹

-منتظری شورکچالی جلال، زاهد غروی مهدی. (۱۴۰۰) اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ. پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). ۱۴۰۰;،۲۱ (۱) :۱۱۶-۹۳

-منظور داوود, . سیدحسین زاده یزدی سعید. (۲۰۲۰). تنظیم گری و مقررات گذاری نظام مالی در ایران: ارزیابی مقایسه ای.

نادران, الیاس, . فولادی. (۲۰۰۵). ارائه یک مدل تعادل عمومی برای بررسی آثار مخارج دولت بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها. پژوهشنامه اقتصادی (دانشگاه علامه طباطبایی), ۱۹(۵), ۴۵-۸۰ .

Aznan, M. S. B. M., Goh, H. H., Koong, S. S., . Tan, S. H. (2022). Nonlinear threshold approach for asymmetric effects of government size on economic growth in an emerging Asian economy: the Malaysian experience. Heliyon, 8(9), e10524.

Ahmad, M., Ahmed, Z., Yang, X., Hussain, N., . Sinha, A. (2022). Financial development and environmental degradation: do human capital and institutional quality make a difference? Gondwana Research, 105, 299-310.

Aydin, C., . Esen, Ö. (2019). Does too much government spending depress the economic development of transition economies? Evidences from dynamic panel threshold analysis. Applied Economics, 51(15), 1666-1678.

Azam, M., Liu, L., . Ahmad, N. (2021). Impact of institutional quality on environment and energy consumption: evidence from developing world. Environment, Development and Sustainability, 23, 1646-1667.

Ahmed, F . Kousar, Sh . Pervaiz,, A . Shabbir, A (2021), Do Institutional Quality and Financial Development Affect Sustainable Economic Growth? Evidence from South Asian Countries, Borsa Istanbul Review, https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.03.005.

Kwenda, F., . Chinoda, T. (2019). The impact of institutional quality and governance on financial inclusion in Africa: A two-step system generalised method of moments approach. Journal of Economic and Financial Sciences, 12(1), 1-9.

Murshed, M., Mredula, F., . Tabassum, F. (2018). An empirical assessment of optimal government size and economic growth in light of the Armey Curve: a panel data investigation. World Review of Business Research, 8(1), 161-173.

Sandow, J. N., Oteng-Abayie, E. F., . Duodu, E. (2022). External debt and economic growth in Sub-Saharan Africa: does heterogeneity in the quality of public sector management make a difference?. Heliyon, 8(9), e10627.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

The impact of the marginal effects of the government's construction and current expenditures on economic growth with an emphasis on the degree of economic openness and insurance premiums paid by producers (case study of the country's provinces)

Mohammad Amin Nahal[1]
Bijan Basri[2]

Received: 2025/March/27 Accepted: 2025/June/01

Abstract

The aim of the present study is the effect of the threshold effects of capital asset acquisition credits and expenses on economic growth with an emphasis on the degree of economic openness and paid production insurance premiums (the case study of the provinces of the country) based on the data of 1379-1400 and by applying the soft threshold approach. It is the star panel (PSTR). The model estimation results show; The variables of government spending credits, government capital asset acquisition credits, literacy rate, economically active population, establishment license and exploitation license and the degree of economic openness significantly increase production growth in Iran's provinces. The increase in government spending credits and government capital asset acquisition credits, although it generally leads to an increase in production in Iran's provinces, but this increase in credits has been moved towards production growth at a moderate speed. Considering the developing country and the low role of tax revenues in the budget of the country and the provinces of Iran in the past years and earning more income through oil resources, the increase in national and provincial credits due to being on the path of development is not well managed and in Instead of long-term investments in construction costs, short-term costs have been spent, the result of which is nothing but inefficiency in the growth of economic activities.

Key words: Asset acquisition, credits, production growth, Iranian provinces, panel threshold approach model
JEL Classification: O23 E43; G21;

[1] Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. mohammadamin.nahal@iau.ir
[2] Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding author). bij.baseri@iauctb.ac.i

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۱٦۳ تا ۱۸۷

بررسی ویژگی لیپتوکورتیک در مدل‌سازی قیمت‌گذاری استفان‌کو مبتنی روش کاهش واریانس – شبیه‌سازی مونت‌کارلو

کیانوش فتحی واجارگاه[۱]
حسین اسلامی مفیدآبادی[۲]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۲

چکیده

ویژگی‌های نامتقارن لیپتوکورتیک[۳] توزیع بازگشتی با چوله به یک سمت می‌باشد و دارای قله بلند و دم سنگین از توزیع نرمال است که به صورت تجربی مشاهده می‌شود. مدل بلک‌شولز از حرکت بروانی به‌منظور قیمت‌گذاریِ اختیار معامله استفاده می‌کند، هرچند که داده‌های بازارهای مالی وجود پرش در قیمت‌ها، نوسان‌پذیری تصادفی و چولگی در مقایسه با توزیع نرمال نشان می‌دهند. به منظور بهبود عملکرد بلک شولز، می‌بایست پرش‌هایی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها وارد شوند. یکی از مسائل مورد پژوهش در دنیای مالی بحث قیمت‌گذاری و پوشش اختیار معامله است. به طوریکه در این پژوهش از مدل اندازه جهش‌های دارای توزیع نمایی دوتایی استفان کو[۴] استفاده شده است. علاوه‌بر این، مدل استفان‌کو قادر به تولید ویژگی لیپتوکورتیک از توزیع بازگشتی و مشاهدات جهش ناگهانی در قیمت‌های اختیار معامله است. شبیه‌سازی مونت‌کارلو نیز یک ابزاری است که به طور گسترده برای قیمت‌گذاری اختیار معامله استفاده می‌شود. با این حال اثر آن به شدت وابسته به استفاده از روش‌های موفق کاهش واریانس است. در این مقاله از اختیار معامله مانع[۵] استفاده شده است. همچنین، از روش متغیر کنترل کاهش واریانس استفاده شده است. بنابراین، در این پژوهش نقش تغییر مقادیر اختیار معامله مانع را بر اساس ویژگی لیپتوکورتیک در مدل بررسی شده است. از این رو، نتایج نشان داد که افزایش سطح اختیار معامله مانع باعث افزایش اختیار معامله می‌شود. همچنین، نتایج نشان داد که افزایش سطح اختیار معامله مانع تأثیر زیادی در کاهش واریانس دارد.

واژه‌های کلیدی: مدل کو، اختیار معامله مانع، شبیه‌سازی مونت‌کارلو، ویژگی لیپتوکورتیک..

طبقه بندی JEL: G12، G13، C6، C15، C17، C63، E37، E47، E47

۱ گروه آمار، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)k_fathi@iau-tnb.ac.ir
۲ گروه حسابداری و مدیریت، واحد شهریار، دانشگاه آزاد اسلامی، شهریار، ایران.,hossein.eslamimofidabadi@iau.ac.ir

1.leptokurtic
2.Stevens kou
3.Barrier

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

موضوع حافظه بلند در نوسانات بازده دارایی در چهار دهه گذشته توجه زیادی را در مبانی نظری مالی و اقتصادسنجی به خود جلب کرده است. از منظر تجربی، حافظه طولانی زمانی خود را نشان می‌دهد که تابع خود همبستگی نمونه سری زمانی[1] (ACF) خود همبستگی‌های قابل توجهی را در وقفه های طولانی نشان دهد. در حال حاضر یک واقعیت تلطیف شده کاملاً ثابت شده است که بازده مطلق (و تبدیل قدرت آنها) دارایی‌های مالی مختلف، همبستگی‌های سریالی مهم، مثبت و به آرامی را نشان می‌دهد، شبیه به فروپاشی هذلولی که توسط تابع خود همبستگی نمونه سری زمانی (ACF) فرآیندهای یکپارچه کسری ایجاد می‌شود (مراجعه کنید به، به عنوان مثال، تیلور[2]،۱۹۸۶، دینگ و همکاران[3]،۱۹۹۳، دینگ و گرنجر[4]، ۱۹۹۶). مطالعات متنوعی تلاش نموده‌اند تا توضیحات اقتصادی برای این واقعیت سبک‌بندی‌شده ارائه دهند و سازوکارهایی را نیز که چنین پایداری بالایی ایجاد می‌کنند، بررسی نمایند. این مبانی نظری به شدت بحث کرده است که آیا حافظه بلندمدت یک ویژگی ذاتی در فرآیند تولید بازده است یا یک مصنوع از تغییرات ساختاری نامکرر در واریانس غیر شرطی فرآیند تصادفی (یعنی غیر ایستا) است. مدل‌سازی مناسب سطح پایداری در نوسانات یک مسئله اقتصادی مهم است، زیرا پیامدهای مستقیمی بر قیمت دارایی‌ها و مشتقات دارد. در حالی‌که توانایی مدل‌های حافظه بلندمدت برای بهبود برازش درون نمونه توزیع بازده دارایی‌ها و پیش‌بینی‌های نوسانات خارج از نمونه هر دو به طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته‌اند (آگوستینیاک و همکاران[5]،۲۰۲۵). در این رابطه آگوستینیاک و همکاران (۲۰۲۵)، با طرح این سوال که آیا حافظه بلندمدت یک ویژگی مرتبط برای قیمت‌گذاری اختیار معامله است نسبتاً ناشناخته باقی مانده است طی پژوهشی به ارایه چارچوب قیمت‌گذاری اختیارات معاملات کلی برای مدل‌های یکپارچه کسری وابسته در زمان گسسته پرداخته‌اند که شامل؛ فرآیندهای چند جزئی / کسری یکپارچه کسری (انتگرال چندجزئی) بوده و به رابطه‌های محاسباتی ارزش‌گذاری نیمه بسته را امکان‌پذیر می‌کند تا نشان دهد که گنجاندن پویایی نوسانات حافظه بلند مدت می‌تواند منجر به بهبود عملکرد قیمت‌گذاری در هر دو انتهای کوتاه و بلند طیف سررسید گردد (آگوستینیاک و همکاران،۲۰۲۵). همچنین، در سال‌های اخیر نیز مبانی نظری مربوط به تقریب نامتقارن قیمت‌های اختیار معامله و نوسانات ضمنی به‌سرعت رشد کرده‌اند. کاستی‌های مدل پرش انتشار در ریسک بازارهای بزرگ منجر به توسعه مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری با پرش شده‌اند که در آن بازار بزرگ به‌عنوان ناپیوستگی در قیمت‌ها به‌صورت تابع زمان هستند. مدل با پرش یک نمایش واقعی‌تر از نوسانات قیمت را ارائه می‌دهد و انعطاف‌پذیری بیشتری در این مدل‌سازی وجود دارد. از زمانی که بلک‌شولز و مرتون در سال ۱۹۷۳ میلادی مدلی را تحت عنوان مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله با فرض کامل‌بودن بازار ارائه داده‌اند تا به امروز از جنبه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. مرتون در سال ۱۹۷۶ با اضافه کردن بخش پرش که بیانگر تغییرات ناگهانی قیمت سهام بنا به

[1]Time series's sample autocorrelation function (ACF)
[2] Taylor
[3] Ding et al.
[4] Ding & Granger
[5] Augustyniak et al.

دلایلی همچون تغییروتحول مدیریتی، اعتصاب کارمندان، تصمیمات دولتی است موجب بهبود این مدل شده است. مرتون با افزودن این بخش که از فرایند پواسن تبعیت می‌کرد باعث افزایش تعداد منابع تصادفی دخیل در قیمت سهام به دو منبع و در نتیجه منجر به قیمت‌گذاری اختیار معامله در شرایط ناکامل بودن بازار می‌شود. یکی دیگر از جنبه‌های مورد بررسی، حضور ریسک‌ها در قیمت‌گذاری و پوشش اختیار معامله است که می‌توان آن را به‌عنوان عامل مهمی در وجود پرش در نظر گرفت. اختیار معامله‌های مانع [1]یک نوع از قراردادهای اختیار معامله نامتعارف است که آن‌ها نسبتاً شبیه به انواع قراردادهای استاندارد اما با ویژگی‌های مهم اختیار معامله‌های مانع هستند. یک اختیار معامله مانع با یک قیمت ثابت است که در آن قرارداد فعال یا پایان‌یافته است. آن‌ها می‌توانند به سبک اروپایی یا امریکایی باشند هرچند که سبک آن‌ها معمولاً به سبک اروپایی می‌باشد. همچنین، می‌توانند به‌صورت خرید یا فروش باشند. اختیار معامله مانع یک نوع از قرارداد اختیار معامله‌ای است که به عایدی قرارداد اختیار معامله وابسته است که در آن اگر دارایی پایه به قیمت رسیده باشد یا بیش از قیمت تعیین شده باشد اختیار معامله ماتع می‌تواند حذفی [2]باشد به این معنی که می‌تواند بی‌ارزش به پایان برسد، اگر دارایی پایه بیش از قیمت تعیین شده باشد محدودکردن سود برای دارنده و محدودکردن زیان برای فروشنده را دارا خواهد بود. اختیار معامله مانع یک نوع اختیار معامله نامتعارف در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا که آن‌ها دارای پیچیدگی بیشتری نسبت به اختیار معامله‌های امریکایی یا اروپایی هستند. همچنین یک اختیار معامله از نوع مسیر وابسته در نظر گرفته می‌شوند به همین خاطر است که ارزش آن‌ها دارای نوسان است و به‌صورت تغییر ارزش دارایی اولیه در طول مدت اختیار معامله می‌باشد. به همین خاطر است که تغییر ارزش دارایی اولیه در طول مدت قرارداد اختیار معامله دارای نوسان است. ویژگی‌های نامتقارن لیپتوکورتیک توزیع بازگشتی چوله به سمت راست یا چپ دارند قله بلند و دم سنگین است سپس توزیع نرمال به‌صورت تجربی مشاهده می‌شود. این ویژگی زمانی اتفاق می‌افتد که شکل توزیع به اوج خود رسیده باشد. سپس، توزیع نرمال یا منحنی زنگوله‌ای می‌باشد. در چنین توزیعی تغییرات کوچک کنترل در توزیع نرمال رایج هستند؛ اما رویدادهای شدید؛ مانند حرکت زیاد قیمت به‌احتمال زیاد اتفاق می‌افتد و به طور بالقوه بسیار بزرگ‌تر از یک توزیع نرمال می‌باشد. از این رو، با توجه به موارد بیان شده در قسمت بالا، این پژوهش با هدف بررسی ویژگی لیپتوکورتیک در مدل‌سازی قیمت‌گذاری استفان‌کو مبتنی روش کاهش واریانس - شبیه‌سازی مونت‌کارلو انجام شده است.

۲-مبانی نظری و پیشینه تجربی پژوهش

در کسب‌وکار می‌توان از انواع راهبردهای قیمت‌گذاری در هنگام فروش یک محصول یا خدمات استفاده کرد. قیمت می‌تواند به طور کلی مجموعه‌ای برای به حداکثر رساندن سود برای هر واحد فروش و یا بازار باشد. می‌توان از آن برای دفاع از یک بازار موجود از افراد جدید، برای افزایش سهم بازار در بازار و یا برای ورود به یک بازار جدید مورد

1.Barrier
2.knok-out

استفاده قرار داد (گرگسون[1]،۲۰۱۲). در این رابطه پژوهش‌های تجربی متنوعی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی انجام شده است. به طوریکه یکی از مهم‌ترین مدل‌های تجربی مدل بلک-شولز[2] است.

البته، پژوهش‌های تجربی زیادی برای اصلاح مدل بلک - شولز[3] بر اساس حرکت براونی و توزیع نرمال انجام شده است. به طوریکه عمده آن مطالعات تجربی انجام شده دو ویژگی تجربی برجسته زیر را نمایان ساخته‌اند که شامل: (۱) ویژگی‌های لپتوکورتیک نامتقارن[4]. به عبارت دیگر، توزیع بازده‌هایی به سمت چپ متمایل است و دارای یک قله (اوج) بالاتر و و دم‌های سنگین‌تری نسبت به توزیع نرمال هستند؛ (۲) لبخند نوسان[5](تلاطم). به طور مشخص، اگر مدل بلک- شولز صحیح باشد، باید نوسان ضمنی ثابت باشد؛ اما به طور گسترده‌ای شناخته شده است که منحنی نوسان ضمنی، مانند یک لبخند، یک منحنی محدب نسبت به قیمت اجرای اختتیار معامله دارد. برای گنجاندن ویژگی‌های نامتقارن و لپتوکرتیک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل‌های متنوعی پیشنهاد شده است. این مدل‌ها به گونه‌ای طراحی شده‌اند که به توزیع‌های دارای دم‌های سنگین و اوج‌های تیز که در داده‌های مالی رایج است، توجه داشته باشند (کو و وانگ[6]،۲۰۰۴).

۲-۱- روش‌های کاهش واریانس

متغیرهای کنترل شده

فرض کنید می‌خواهیم E [g(X)] را که در آن $X = (X_1, \dots\dots\dots, X_n)$است را برآورد کنیم. اما فرض کنید که به‌ازای یک تابع معلوم f متوسط مقدار f(X) معلوم است، به طور مثاال اگر داشته باشیم:

E [f(X)] = μ

آنگاه برای هر عدد ثابت a می‌توانیم:

$$w = g(x) + a[f(x) - \mu] \qquad (۱)$$

را به‌عنوان یک برآوردگر$E[g(x)]$ به کار می‌بریم حال

$$var(w) = var[g(X)] + a^2 var[f(x)] + 2acov[g(x), f(x)] \qquad (۲)$$

محاسبات ساده نشان می‌دهد که مقدار فوق حداقل می‌شود هرگاه:

$$a = \frac{-cov[f(x),g(x)]}{var[f(x)]} \qquad (۳)$$

و برای این مقدار از a:

$$var(w) = var[g(x)] - \frac{-cov[f(x),g(x)]}{var[f(x)]} \qquad (۴)$$

که موجب کاهش واریانس می‌شود (غلامی و میرترابی،۱۳۹۱).

[1] Gregson
[2] the Black-Scholes model
[3] the Black-Scholes model based on Brownian motion
[4] The asymmetric leptokurtic features
[5] The volatility smile.
[6]. Kou & Wang

۲-۲- اختیار معامله مانع[1]

هشت نوع از اختیار معامله‌ها وجود دارد که اختیار معامله‌های up(down) و out(in) نامیده می‌شوند. برای مثال، قیمت up and out خرید اختیار معامله داده می‌شود با؛

$$UOC = E[e^{-rT}(S(T)-K)^{+}1_{\{max\ 0\le t\le T\ S(t)\le B\}}]$$

که در آن $S(t) \le B$

سطح اختیار معامله مانع می‌باشد (کو و وانگ[2]،۲۰۰۴).

۲-۳- پیشینه تجربی پژوهش

آگوستینیاک و همکاران[3](۲۰۲۵)، طی پژوهشی به موضوع یک چارچوب قیمت‌گذاری اختیارات معاملات کلی برای مدل‌های یکپارچه کسری وابسته پرداخته‌اند. در این پژوهش تأثیر ادغام کسری بر مدل‌سازی نوسانات و قیمت‌گذاری گزینه مورد بررسی قرار گرفته است. آن‌ها در این پژوهش یک چارچوب کلی قیمت‌گذاری زمان گسسته را بر اساس مدل‌های نوسانات چند جزئی وابسته پیشنهاد نموده‌اند که نمایش‌های آرچ[4](∞) را می‌پذیرند. این نه تنها تنوع زیادی از مدل‌های قیمت‌گذاری گزینه را از مبانی نظری پژوهش موجود در خود جای می‌دهد، بلکه امکان معرفی مدل‌های جدید قیمت‌گذاری گارچ[5] با حافظه بلند کوواریانس-ایستا را نیز فراهم می‌کند. با استفاده از توصیف مجموع نامحدود تابع تولید تجمعی قیمت ثبت دارایی، عبارات نیمه صریح را برای ارزیابی مشتقات به سبک اروپایی تحت یک عامل تنزیل تصادفی وابسته به واریانس کلی استخراج نموده‌اند. علاوه بر این، آن‌ها یک تحلیل تجربی گسترده با استفاده از بازده و اختیارات معاملات استاندارد و پورز[6](۵۰۰) در دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۹ انجام داده‌اند. به‌طورکلی، آن‌ها نشان داده‌اند هنگامی که محتوای اطلاعاتی از اختیارات معاملات در فرآیند تخمین پارامتر گنجانده می‌شود، گنجاندن پویایی کسری یکپارچه در نوسانات[7] برای بهبود عملکرد قیمت‌گذاری اختیارات معاملات خارج از نمونه سودمند است. بیش‌ترین پیشرفت‌ها در خطاهای ریشه میانگین مربعات نوسانات ضمنی برای اختیارات معاملاتی با سررسید بیشتر از یک سال رخ می‌دهد که در مقایسه با مدل‌های استاندارد حافظه کوتاه یک و دو جزئی[8] به ترتیب به ۲۸ و ۱۸ درصد می‌رسد.

گیلی و همکاران[9](۲۰۱۹)، طی پژوهشی به موضوع درجه‌بندی (کالیبراسیون) مدل‌های قیمت‌گذاری اختیارات معاملات پرداخته‌اند. آن‌ها نحوه درجه‌بندی (کالیبراسیون) سازی پارامترهای مدل های قیمت‌گذاری اختیارات معاملات را توضیح داده‌اند تا این مدل‌ها با قیمت های بازار مطابقت داشته باشند. آن‌ها با بلک- شولز موردی که

1.Option Barrier
2.Kou & Wang
3 Augustyniak et al.
4 ARCH
5 GARCH
6 S&P 500
7 Fractionally integrated dynamics in volatility
8 Standard one- and two-component short-memory models
9 Gilli et al.

در آن فقط به یک پارامتر نیاز بود را در خصوص مدل‌سازی (نوسانات ضمنی) مورد توجه قرار داده‌اند. سپس، مدل‌های دیگری که نیاز به تنظیم چندین پارامتر در مدل‌سازی مورد نیاز بود مورد استفاده قرار گرفته است. آن‌ها بیان نموده اند که برای چنین مدل‌هایی، کالیبراسیون اغلب منجر به مشکلات بهینه‌سازی می‌شود که با روش‌های استاندارد قابل حل نیستند، از این‌رو، آن‌ها از روش‌های اکتشافی (تکامل دیفرانسیل و بهینه‌سازی ازدحام ذرات) استفاده نموده‌اند. آن‌ها چندین نمونه را بررسی نموده‌اند که مانند مدل نوسانات تصادفی هستون یا مدل بیتس که شامل پرش‌ها است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که چگونه می‌توان اختیارات معاملات را در این مدل‌ها با استفاده از تابع مشخصه قیمت‌گذاری نمود و چگونه پارامترهای مدل‌ها را با فنون اکتشافی درجه‌بندی (کالیبراسیونی) نمود. در طول مسیر مدلسازی، مقدمه‌ای کوتاه بر ادغام عددی ارائه و قوانین نیوتن کوتس و گاوس را توضیح نمونه محاسبات عددی آن نیز ارائه شده است.

کو و وانگ[1](۲۰۰۴)، طی پژوهشی به موضوع قیمت‌گذاری اختیارات معاملات تحت مدل کو با استفاده از مدل انتشار پرش دوگانه پرداخته‌اند. آن‌ها بیان نموده اند که قابلیت کشش‌پذیری تحلیلی یکی از چالش‌هایی است که بسیاری از مدل‌های جایگزین با آن مواجه هستند که سعی در تعمیم مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک شولز برای ترکیب ویژگی‌های تجربی بیشتر دارند. هدف آنها از این پژوهش گسترش قابلیت کشش تحلیلی مدل بلک شولز به مدل‌های جایگزین با پرش بوده است. آن‌ها نشان داده‌اند که یک مدل انتشار پرش نمایی دوگانه می‌تواند به یک تقریب تحلیلی برای اختیارات معاملات آمریکایی افق محدود (با گسترش روش بارون-آدسی و ویلی) و راه‌حل‌های تحلیلی برای اختیارات معاملات رایج وابسته به مسیر (مانند نگاه به عقب، مانع، و دائمی اختیارات معاملات آمریکایی) منجر شود. مثال‌های عددی آن‌ها نشان می‌دهند که رابطه‌های ریاضی و محاسباتی (عددی) به راحتی قابل پیاده‌سازی هستند و دقیق هستند.

کونت و تانکوف[2](۲۰۰۴)، کتاب مدل‌سازی مالی با فرآیندهای پرشی یکی از منابع کلیدی در حوزه ریاضیات مالی و قیمت‌گذاری مشتقات مالی است. این کتاب چارچوب سنتی بلک-شولز را گسترش می‌دهد و مدل‌هایی را ارائه می‌دهد. به بیان دیگر، کتاب فوق از مهم‌ترین منابع برای درک مدل‌های پیشرفته در قیمت‌گذاری مشتقات مالی و مدیریت ریسک است. این مدل‌ها در بانکداری، سرمایه‌گذاری، معاملات الگوریتمی، و پوشش ریسک به‌طور گسترده استفاده می‌شوند.

کار و مدان[3](۱۹۹۹)، طی پژوهشی به موضوع ارزش‌گذاری اختیار معامله با استفاده از تبدیل فوریه سریع[4] (FFT) پرداخته‌اند. آن‌ها بیان نموده اند که در این پژوهش، یک الگوریتم تبدیل فوریه سریع برای ارزش‌گذاری آپشن‌های چندداراییی تحت عدم قطعیت ناشی از رکود اقتصادی ارائه شده است. محور اصلی این تحقیق، بررسی مسئله چندبعدی بودن در قیمت‌گذاری آپشن‌ها، هم در حالت محدود و هم در حالت نامحدود است. مفهوم رکود اقتصادی در مدل لحاظ شده است. دلیل اصلی گنجاندن نوسان‌پذیری ناشی از رکود اقتصادی، این واقعیت است

[1].Kou & Wang
[2] Cont & Tankov
[3] Carr and Madan
[4] Fast Fourier transform approach

که نوسانات بازار در دوران رکود اقتصادی به‌طور چشمگیری در مقایسه با دوران بدون رکود افزایش می‌یابد. کاربرد الگوریتم تبدیل فوریه سریع در قیمت‌گذاری آپشن‌های چندارایی بررسی شده است. یک نتیجه جدید در قیمت‌گذاری آپشن‌ها حاصل شد که امکان ارائه قیمت‌های دقیق و کارآمد را هم در شرایط رکود و هم در شرایط بدون رکود فراهم می‌کند. نتایج عددی برای دارایی‌های سه‌بعدی ارائه شده است، که در آن، مدل بلک-شولز به‌عنوان معیاری برای مقایسه کارایی روش مورد استفاده قرار گرفته است.

مرتون[1] (۱۹۷۶)، طی پژوهشی به موضوع قیمت‌گذاری اختیار معامله زمانی که بازده سهام پایه ناپیوسته است، پرداخته‌اند. آن‌ها بیان نموده اند که اعتبار رابطه محاسباتی سنتی قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک-اسکولز به توانایی سرمایه‌گذاران برای پیروی از یک راهبرد سبد پویا در سهام بستگی دارد که ساختار بازده نسبت به اختیار معامله مشابه تکرار می‌شود. فرض حیاتی مورد نیاز برای امکان پذیر بودن چنین راهبردی این است که پویایی بازده سهام را می‌توان با یک فرآیند تصادفی با یک مسیر نمونه پیوسته توصیف نمود. در این پژوهش، یک رابطه محاسباتی قیمت‌گذاری اختیار معامله برای حالت عمومی‌تر، یعنی زمانی که بازده سهام پایه[2] توسط ترکیبی از فرآیندهای پیوسته و پرش ایجاد می‌شود، مشتق می‌شود. رابطه محاسباتی مشتق شده دارای بسیاری از ویژگی‌های جذاب رابطه محاسباتی اصلی بلک شولز است، زیرا به ترجیحات سرمایه‌گذار یا آگاهی از بازده مورد انتظار سهام پایه بستگی ندارد. علاوه بر این، همان تحلیل اعمال شده در مورد اوراق اختیار معاملات به قیمت‌گذاری اوراق بدهی‌های شرکتی نیز قابل تعمیم است.

بلک-شولز[3] (۱۹۷۳)، طی پژوهشی به موضوع مدل‌سازی قیمت‌گذاری اختیار معامله و اوراق بدهی‌های شرکتی پرداخته‌اند. آن‌ها بیان نموده اند در صورتی که قیمت‌گذاری رابطه محاسباتی (آپشن‌ها) در بازار به‌درستی انجام شده باشد، نباید امکان کسب سود بدون خطر از طریق ایجاد پرتفویی از موقعیت‌های خرید و فروش در گزینه‌ها و سهام پایه آن‌ها وجود داشته باشد. با استفاده از این اصل، یک فرمول نظری برای ارزش‌گذاری گزینه‌ها استخراج می‌شود. از آنجائی‌که تقریباً تمام بدهی‌های شرکتی را می‌توان به‌عنوان ترکیبی از اختیار معاملات در نظر گرفت، این رابطه محاسباتی و تحلیل مرتبط با آن را می‌توان برای ارزش‌گذاری بدهی‌های شرکتی مانند سهام عادی، اوراق قرضه شرکتی و وارانت‌ها نیز به کار برد. به‌طور خاص، این رابطه محاسباتی می‌تواند برای محاسبه تخفیفی که باید برای یک اوراق قرضه شرکتی در نظر گرفته شود به دلیل احتمال نکول (ورشکستگی) مورد استفاده قرار گیرد.

ربیعی فرد و پورطاهری (۱۳۹۵)، طی پژوهشی به موضوع قیمت‌گذاری اختیارات آمریکایی تحت مدل کو با استفاده از روش مونت کارلو پرداخته‌اند. آن‌ها بیان نموده اند که قیمت‌گذاری اختیارات از مباحث اصلی در تجزیه و تحلیل مشتقات مالی است. اما، متأسفانه رابطه محاسباتی دقیقی برای محاسبه‌ی قیمت اختیار فروش آمریکایی وجود ندارد، ولی به کمک روش‌های عددی و محاسبات مبتنی بر تقریب می توان قیمت این اختیارات را تا حد رضایت بخشی محاسبه نمود. یکی از این روش های عددی، روش شبیه‌سازی مونت کارلو است. به دلیل اینکه

[1] Merton
[2] The underlying stock returns (USR)
[3] The Black & Scholes (B-S)

ارزش مشتقات از قیمت دارایی پایه مشتق شده است. بنابراین، در قیمت‌گذاری اختیارات دینامیک دارایی پایه از اهمیت بسیاری برخوردار است. از این‌رو، آن‌ها در این پژوهش ابتدا به بیان مدل کو و معرفی یکی از روش‌های مونت کارلو به نام روش رگرسیون پرداخته شده است. در ادامه، نیز قیمت اختیارات آمریکایی به عنوان یک دارایی پایه با پیروی از مدل استفان‌کو و با استفاده از روش رگرسیون نتایج به‌دست آمده است.

هوشمند نقابی و همکاران (۱۳۹۶) طی پژوهشی به موضوع تبیین مقایسه‌ای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک و رفتاری در بازار سرمایه ایران پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک در مقایسه با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای رفتاری در بازار سرمایه ایران دارای قدرت تبیین بیشتری می‌باشد. این در حالی است که مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای(CAPM) ، دارای بیشترین قدرت تبیین (تقریباً ۶۶/۸۹ درصد)، و مدل تعمیم یابنده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (X-CAPM)، نیز در بین مدل‌های رفتاری دارای کمترین قدرت تبیین (تقریباً 48/41درصد) برخوردار می باشند. سپس، در رتبه‌بندی دوم مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی- نامطلوب-(D CAPM)دارای بیشترین قدرت تبیین (تقریباً ۶۱/۸۱ درصد)، و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری(BAP)، دارای کمترین قدرت تبیین (تقریباً ۴۳/۱۶ درصد) برخوردار می‌باشند. سپس، در رتبه‌بندی سوم مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیلی(A-CAPM) ، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی(I-CAPM) ، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدیدنظر شده(R-CAPM) ، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرفی(C-CAPM)، به ترتیب دارای بیشترین قدرت تبیین (تقریباً ۵۹/۴۹ درصد)، (تقریباً ۴۸/۶۴ درصد)، (تقریباً ۵۲/۱۰ درصد)، (تقریباً ۴۹/۹۴ درصد)، می‌باشند. همچنین، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری(BAP)، در بین مدل‌هایی رفتاری دارای کمترین قدرت تبیین (تقریباً ۴۳/۱۶ درصد) برخوردار می باشند.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۹)، طی پژوهشی به موضوع مقایسه تطبیقی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران با رویکرد تابع رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که خطای قیمت گذاری در مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرفسنتی کمتر مشاهده می‌شود. شواهد این مطالعه بر اهمیت نقش نقدشوندگی در قیمت گذاری دارایی نیز تاکید می‌کند.

نوذر پور و کیقبادی (۱۴۰۰)، طی پژوهشی به موضوع مدل‌سازی قیمت‌گذاری توزیع اطلاعات بر مبنای محدودیت تأمین مالی، استراتژی تجاری و راهبری شرکتی با رویکرد معادلات ساختاری پرداخته‌اند. آن‌ها بیان نموده اند که جریان اطلاعات در محیط بازار، رفتار فعالان بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. طبیعی است که افراد فعال در بازار، سهم متفاوتی از این گردش اطلاعات داشته باشند. به منظور بررسی موضوع مطالعه، پس از استخراج داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از مدل رگرسیونی داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌های تحقیق استفاده شده است. قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی، در شرایط محدودیت مالی بالا کاهش می‌یابد. همچنین، در سطوح راهبری شرکتی بالاتر، کمتر است از طرف دیگر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی در سطوح با راهبرد جسورانه، بیشتر است. محدودیت مالی منجر به تفاوت در هزینه سرمایه بین

شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بالا با شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی پایین می‌شود، راهبری شرکتی منجر به افزایش شفافیت اطلاعاتی و مخابره اخبار مساعد به بازار سرمایه شده و راهبرد جسورانه اختیارات بیشتری برای مدیران فراهم می‌کند، زیرا دنبال کردن استراتژی مبتنی بر بازار و نوآورانه نیازمند سرمایه‌گذاری در چندین فناوری جدید است تا موجب طراحی محصولات و اکتشاف بازارهای جدید شود.

بلگوریان و همکاران (۱۴۰۰)، طی پژوهشی به موضوع مقایسه عملکرد نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب و مدل بتای پاداشی در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ در مورد سهام با ارزش بازار کوچکتر، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به مدل بتای پاداشی از خودنشان می‌دهد.

نصیری و همکاران (۱۴۰۲)، طی پژوهشی به موضوع بررسی تجربی مدل قیمت‌گذاری بلک شولز در معاملات اختیار خرید بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. تایج پژوهش حاکی از آن است که قیمت‌های پیشنهادی مدل بلک شولز بالاتر از قیمت اختیارهای خرید قیمت‌گذاری شده است. ضمن آنکه مقدار درصد انحرافات و یو-تیل-U) (theil در اختیارهای خرید درسود (ITM) کمتر از اختیار های خرید درزیان (OTM) می‌باشد.

۳-روش شناسی پژوهش

به کارگیری ابزارهای نوین مالی و به طورخاص قراردادهای اختیار معامله به عنوان ابزاری برای مدیریت ریسک و ایجاد سودآوری، می تواند به رونق بورس و کاهش مشکلات بخش صنعت کمک کند. باوجود نوسانات قیمت دارایی‌ها و محصولات مالی، می‌توان گفت از بین انواع قراردادهای اختیار معامله، اختیار معامله می تواند نقش مؤثرتری در کاهش ریسک این قراردادها ایفا نماید. از این رو، با توجه به این موضوع، این پژوهش با هدف بررسی ویژگی لیپتوکورتیک در مدل‌سازی قیمت‌گذاری استفان‌کو مبتنی روش کاهش واریانس - شبیه‌سازی مونت‌کارلو انجام شده است. به طوری‌که در ادامه چارچوب نظری و تجربی برای تخمین (برآورد) مدل‌های تجربی پژوهش ارایه شده است.

۳-۱- معرفی مدل استفان‌کو

مدل شامل دو بخش مختلف است. بخش اول توسط حرکت بروانی هندسی ادامه پیدا می‌کند و بخش دوم بخش پرش با لگاریتم اندازه پرش است که توزیع نمایی دوتایی و تکرار پرش‌ها توسط رویداد تازه از فرایند پواسن تعیین می‌شوند. سهمیه سهام با مشتقات جزئی معادله دیفرانسیل به‌صورت زیر توضیح داده شده است (کو[1]،۲۰۰۱؛کو و وانگ[2]،۲۰۰۴).

$$\frac{dS(t)}{dS(t-)} = \mu dt + \sigma dW(t) + d(\sum_{i=0}^{N(t)}(V_t - 1) \qquad (۵)$$

[1].Kou & Wang
[2].Kou

که در آن معادله بالا وجود دارد:

M : ضریب انباشتگی، σ : ضریب انتشار مقدار، W(t): حرکت بروانی استاندارد می‌باشد،N(t): فرایند پواسن با پارامتر $\boldsymbol{\lambda}$ است. مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل با توزیع تصادفی نامنفی یکسان می‌باشد. بنابراین، $\{V_i\}$: دارای توزیع نمایی دوتایی نامتقارن است.

Y=log(V)

از این‌رو، چگالی از توزیع نمایی دوتایی توسط معادله زیر داده می‌شود:

$$f_Y(\mathrm{y}) = p\eta_1 e^{\eta_1 y} 1_{\{y\geq 0\}} + q\eta_2 e^{\eta_2 y} 1_{\{y<0\}}$$

با شرط $\eta_2 > 0$ و $\eta_1 > 1$ و $p, q \geq 0, p+q=1$ احتمال جهش رو به بالا و روبه پایین از قیمت سهام هستند؛ بنابراین از این راه نیز می‌توانیم بیان کنیم:

$$\log(V) = Y = \begin{cases} \zeta^+ & \text{با احتمال } p \\ -\zeta^- & \text{با احتمال q} \end{cases} \qquad (۶)$$

که در آن ζ^+وζ^- متغیر تصادفی توزیع نمایی با مقدار مورد انتظار $\frac{1}{\eta_2}$و$\frac{1}{\eta_1}$ و هر دو باید به روش یکسان توزیع شوند.تمام متغیرهای تصادفی در معادله ۲ مستقل هستند و برای سادگی و به دست آمدن راه حل‌های تحلیلی برای قیمت اختیار معامله رانش و جهش ناگهانی ثابت فرض می‌شوند. بنابراین، حرکت بروانی و فرآیندهای پرش یک بعدی تصور می‌شوند. همه این محدودیت‌ها می‌توانند به راحتی به منظور توسعه یک مدل کلی لغو شوند. اگر معادله دیفرانسیل ۲ توسط لم ایتو حل شود آنگاه پویایی قیمت سهام را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$S(t) = S(0)\exp\left\{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)t + \sigma W(t)\right\}\prod_{i=1}^{N(t)} V_i \qquad (۷)$$

که در آن معادله داریم:

(۸)

$$E[Y] = \frac{p}{\eta_1} - \frac{q}{\eta_2}, Var[Y] = pq\left(\frac{1}{\eta_1} - \frac{1}{\eta_2}\right)^2 + \left(\frac{p}{\eta_1} + \frac{q}{\eta_2}\right) \text{و} E(V) = E(e^Y) = q\frac{\eta_2}{\eta_2+1} + p\frac{\eta_1}{\eta_1-1}, \eta_1 > 1, \eta_2 > 0$$

$\eta_1 > 1$ ضروری است زیرا در غیر این صورت نمی تواند$E(V) < \infty$ و$E(S(t)) < \infty$ را تامین کند. با توجه به این فرض،میانگین پرش بیش از ۱۰۰٪ غیر ممکن است. توزیع نمایی دو تایی دارای دو ویژگی می‌باشد که برای مدل قابل توجه است. اولین ملاک از ویژگی‌های لیپتوکورتیک و دومین ویژگی فقدان حافظه می‌باشد (کو[1]،۲۰۰۱). اگر پویایی قیمت سهام از معادله ۴ به دست آید، معادله برای سبک اختیار معامله اروپایی به صورت زیر است (کو[2]،۲۰۰۱).

$$V_t = -\frac{1}{2}\sigma^2 S^2 V_{SS} - (r - \lambda\alpha)SV_S + (r+\lambda)V - \lambda\int_{\mathbb{R}^+} V(Sy,t)f_Y(y)dy \qquad (۹)$$

[1].Kou & Wang
[2].Kou & Wang

۳-۲- راه تحلیلی برای اختیار معامله خرید مانع[1]

یکی از روش‌های کاهش واریانس (متغیرهای کنترل شده)، روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو بوده که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است.

(۱۰)

$$CPrice_{UOC}(T,S(0),K,B,\sigma,r,\lambda,p,\eta_1,\eta_2) = S(0)\psi(r+\frac{1}{2}\sigma^2-\lambda\zeta,\sigma,\tilde{\lambda},\tilde{p},\tilde{\eta}_1,\tilde{\eta}_2;\log(K/S(0)),\log(B/S(0)),T) - Ke^{-rT}.\psi(r-\frac{1}{2}\sigma^2-\lambda\zeta,\sigma,\lambda,p,\eta_1,\eta_2;\log(K/S(0)),\log(B/S(0)),T).$$

C: ضریب متغیر کنترل، T: زمان سررسید، B: سطح اختیار معامله مانع اشت. که در آن:

$$\tilde{\eta}_2 = \eta_2 + 1, \tilde{p} = \frac{p}{1+\zeta}.\frac{\eta_1}{\eta_1-1}, \eta_1 - 1 = \tilde{\eta}_1, \tilde{\lambda} = \lambda(\zeta+1)$$

و:

$$\zeta = E[V] - 1 = \frac{p\eta_1}{\eta_1-1} + \frac{q\eta_2}{\eta_2+1} - 1$$

و:

$$\psi(\mu,\sigma,\lambda,p,\eta_1,\eta_2;a,b,T): P[Z(T) \geq a, \max_{0\leq t\leq T} Z(t) \geq b]$$

که تحت P،$Z(t)$ دارای فرایند نمایی دوتایی پرش انتشار با ضریب تعیینμ و جهش ناگهانیσ و نرخ جهش$\boldsymbol{\lambda}$.

و:

$$Z(t) = \mu t + \sigma W(t) + \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i$$

و Y دارای توزیع نمایی دوتایی با چگالی:

$$f_Y(y) = p\eta_1 e^{\eta_1 y}1_{\{y\geq 0\}} + q\eta_2 e^{\eta_2 y}1_{\{y<0\}}$$

متغیر کنترل (CV) مورد انتظار از اختیار معامله up and out Barrier توسط به‌کاربردن معادله بالا با سطح اختیار معامله $B_{CV} = Be^{\beta\sigma\sqrt{\Delta t}}$ به دست می‌آید.

(۱۱)

$$ECV_{UOC}((T,S(0),K,B,\sigma,r,\lambda,p,\eta_1,\eta_2)) = CPrice_{UOC}\left(T,S(0),K,Be^{\beta\sigma\sqrt{\Delta t}},\sigma,r,\lambda,p,\eta_1,\eta_2\right)$$

برای اختیار معامله مانع از روش کنترل متغیر (CV)[1] استفاده شده است.

$$UOC(M) = (S(T)-K)^+ 1_{\{M<B\}} \qquad (۱۲)$$

M با بیشترین قیمت سهام تا زمان سررسیدT مشخص می‌شود:

$$M = max_{0\leq i\leq d} S(t_i)\ , M = sup_{0\leq t\leq T} S(t)$$

d با تعداد نقاط کنترل در زمان t_i مشخص می شود و داریم $0 = t_0 < t_1 < \cdots < t_d = T$

$$1_{\{sup_{0\leq t\leq T} S(t)<B_{CV}\}} = 1_{\{sup_{0\leq t\leq T} logS(t)<\log B_{CV}\}} = \prod_{i=1}^{d} 1_{\{\log M_i<\log B_{CV}\}} \quad (۱۳)$$

---

1. up and out Barrier call option (up and out)
1.Control Varite

که در آن معادله داریم:

$$M_i = sup_{t_{i-1}\le u\le t_i} S(u)$$

و

upward shifted barrier $B_{CV} = Be^{\beta\sigma\sqrt{\Delta t}}$

می‌باشد. استفاده از احتمال مارکوف از حرکت بروانی و شرطی مستقل:

(۱۴)

$$\begin{aligned}
&E[(S(T)-K)^+ 1_{\{sup_{0\le t\le T} S(t)<B_{CV}\}} \big| S(0), S(t_1), \dots, S(T)] \\
&= (S(T)-K)^+ E\left[\prod_{i=1}^{d} 1_{\{\log M_i < \log B_{CV}\}} \middle| S(0), S(t_1)\right), \dots S(T)] \\
&= (S(T)-K)^+ \prod_{i=1}^{d} E[1_{\{\log M_i<\log B_{CV}\}} | \log S(t_{i-1}), \log S(t_i)] \\
&= (S(T)-K)^+ \textstyle\prod_{i=1}^{d} p_i
\end{aligned}$$

که در آن p_i به صورت زیر داده می‌شود

$$\begin{aligned}
&p_i = P(\log M_i < \log B | \log S(t_{i-1}), \log S(t_i)) \\
&= 1 - \exp\left(-\frac{2(\log B_{CV} - \log S(t_{i-1}))^+ (\log B_{CV} - \log S(t_i))^+}{\sigma^2 \Delta t}\right) \qquad (۱۵)
\end{aligned}$$

در این مورد قیمت سهام فعلی کوچکتر از *shifted barrier* می‌باشد. اما بزرگ‌تر از اختیار معامله مانع اصلی است. بنابراین، فرمول داده شده در معادله۱۴را نمی‌توان مستقیما با امید ریاضی شرطی محاسبه کرد، به عنوان زمان توقف می‌تواند از زمان سر رسید کوچک‌تر باشد.

$$i^* = \min\{d, \min\{i \ge 0 : B < S(t_i) < B_{CV}\}\}$$

شرط مورد انتظار از CV با توجه به اطلاعات بالا در زمان توقف i^* به صورت زیر داده می‌شود

(۱۶)

$$\begin{aligned}
&E[(S(T)-K)^+ 1_{\{sup_{0\le t\le T} S(t)<B_{CV}\}} \big| S(0), \dots., S(t_{i^*})] \\
&E\left[(S(T)-K)^+ 1_{\{sup_{0\le u\le t_{i^*}} S(u)<B_{CV}\}} 1_{\{sup_{t_{i^*}\le u\le T} S(u) < B_{CV}\}} \middle| S(0), \dots, S(t_{i^*})\right] \\
&= \left(\prod_{i=1}^{i^*} p_i\right) E\left[(S(T)-K)^+ 1_{\{sup_{t_{i^*}\le u\le T} S(u) < B_{CV}\}} \middle| S(t_{i^*})\right]
\end{aligned}$$

که در آن p_i ها با معادله ۱۵ داده می‌شود. توجه کنید که زمانی که $i^* = d$ معادله۱۶ برابر با معادله ۱۴ است. به معنای دیگر، زمانی که$i^* < d$ ، در معادله ۱۶ قرارداد اختیار معامله مانع با قیمت سهام اولیه $S(t_{i^*})$ و سررسید $T - t_{i^*} = (d - i^*)\Delta t$ مورد انتظار است.

$$UOC = E[e^{rT}(S_t^{(i)} - K)^+ 1_{\{M<B_{CV}\}}] \qquad (۱۷)$$

۳-۳- ویژگی لیپتوکورتیک

با استفاده از:

$$S(t) = S(0)\exp\{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)t + \sigma W(t)\}\prod_{i=1}^{N(t)} V_i$$

بازگشت فاصله زمانیΔt توسط رابطه محاسباتی زیر داده شده است:

(۱۸)

$$\frac{\Delta S(t)}{S(t)} = \frac{S(t+\Delta t)}{S(t)} - 1 = \exp\{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)\Delta t + \sigma\big(W(t+\Delta t) - W(t)\big) + \sum_{i=N(t)+1}^{N(t+\Delta t)} Y_i\} - 1$$

که در آن جمع بیش از یک مجموعه تهی صفر در نظر گرفته می‌شود اگر فاصله زمانیΔt کوچک باشد، همانطور که در مورد مشاهدات روزانه،بازده می‌تواند تقریب در توزیع با نادیده گرفتن شرایط دستورات Δt و به کاربردن نمایی$e^x \approx 1 + x + x^2/2$، توسط فرمول زیر داده می‌شود:

$$\frac{\Delta S(t)}{S(t)} \approx \mu\Delta t + \sigma z\sqrt{\Delta t} + B.Y \qquad (۱۹)$$

که در آن B,Z نرمال استاندارد و متغیر تصادفی برنولی به ترتیب با $P(B=0) = 1 - \lambda\Delta t$ وY توسط-۶ داده می‌شود. نقطه عددی اضافی ویژگی‌هایی از داشتن قله بلندتر و دم‌های سنگین‌تر را که بیان می‌کند اگر هم $\frac{1}{\eta_1}$ (انتظارات اندازه پرش یا $\boldsymbol{\lambda}$ نرخ پرش) افزایش پیدا کند را نشان می‌دهد.

از معادله ۱۹ داریم:

$$\log S_t - \log S_{t-1} = \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt + \sigma dW_t + B.Y \qquad (۲۰)$$

$$S_t = S_{t-1}exp((r - \sigma^2/2)\Delta t + \sigma Z\sqrt{\Delta t} + B.Y \qquad (۲۱)$$

که در ان z دارای متغیر نرمال تصادفی است. بنابراین قیمت گذاری در اختیار معامله‌های خرید اروپایی تحت مدل پرش نمایی دوتایی از یک متغیر تصادفی نرمال برای هر مسیر در هر دوره زمانی تولید می‌شود.

۳-۴- روش مونت کارلو

پرجاذبه‌ترین ویژگی که روش‌های مونت کارلو دارد این است که مبتنی بر نمونه‌گیری و نمادهای احتمالاتی است. در واقع اساس تقریب مونت‌کارلو همانند اعتبار برآوردگرهای گشتاوری تجربی است به این معنی که میانگین:

$$\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} h(x_i), \quad x_t \sim f(x) \qquad (۲۲)$$

وقتی T به بینهایت برود به امید ریاضی $E_f[h(x)]$ میل می‌کند. به علاوه ،دقت این تقریب عینا مانند دقت یک برآورد آماری است به این معنی که معمولا از مرتبه‌ی $O(\sqrt{T})$ است. بنابراین، به محض آنکه نمونه‌ی $x_1, \ldots\ldots, x_T$ از توزیع f تولید شود. همه‌ی ابزارهای استاندارد آماری، از جمله بوت استرپ(در صورتی که داده های بیشتری مورد نیاز باشد).روی آن قابل اعمال خواهند بود. تغییرپذیری یک آزمایش مونت‌کارلو بایستی مورد محاسبه قرار گیرد مخصوصا هنگامی که نتایج راجع به خروجی آن و ارزیابی‌هایی نسبت به تغییر پذیری دنباله‌ی تقریب‌ها ارائه می‌شود(کندال و همکاران،۲۰۰۷). اما سهولت تحلیل این روش‌ها و رجوع نظام‌مند به شهود آماری تا اندازه‌ای بیانگر این مطلب است که چرا روش‌های مونت کارلو بر سایر روش‌های عددی رجحان دارند. تعبیر انتگرال‌ها به عنوان امید ریاضی $E_f[h(x)]$ از یکتایی به دور است. بنابراین، رویکردهای متنوعی برای تقریب فوق ممکن است. محدوده‌ی انتخاب‌ها با راهبردهای نمونه‌گیری نقاط مهم در مونت کارلو (رابینشتاین[1]،۱۹۸۱) متناظر است که مبنای آن اتحاد

$$E_f[h(X)] = E_g[h(X)f(X)/g(X)]$$

است که در آن تکیه‌گاه چگالی gشامل تکیه گاهf است. با این وجود بعضی از انتخاب‌های g می‌توانند به طور وحشتناک منجر به عملکرد ضعیف برآوردهای مونت‌کارلو شوند. به این معنی که واریانس میانگین تجربی حاصله می‌تواند بینهایت باشد. خطری که ارزش برجسته کردن را دارد چون در حالیکه تاثیر بسزایی در کیفیت تقریب‌ها دارد اغلب نادیده گرفته می‌شود. از دیدگاه آماری به طور طبیعی روش‌هایی برای انتخاب تابع اهمیت g وجود دارد، که مبنای آن اطلاع فیشر و تقریب‌های تحلیلی همچون تقریب لاپلاس روی تابع درست نمایی (رو و همکاران[2]، ۲۰۰۸) و تنومندتر از آن جایگزینی توزیع نرمال با توزیع t می‌تواند باشد. حالت خاص عوامل بیز (رابرت و کلا[3]،۲۰۰۴).

$$B_{01}(x) = \int_\theta f(x|\theta)\pi_0(\theta)\,d\theta \,/\, \int_\theta f(x|\theta)\pi_1(\theta)\,d\theta \qquad (۲۳)$$

که آزمون‌های بیزی و انتخاب مدل را به دست می‌دهند. و تقریب‌های آن‌ها به کلاسی از فنون نمونه‌گیری نقاط مهم با نام نمونه‌گیری بریج (چن و همکاران[4]،۲۰۰۰) منتهی می‌شود که در آن تابع اهمیت بهینه، آمیخته‌ای از توزیع‌های پسین هر دو مدل است (با این فرض که هردو فضای پارامتر را بتوان به یک θ نگاشت). در اینجا می‌خواهیم تاکید کنیم که تقریب دیگری از درست‌نمایی حاشیه‌ای که مبتنی بر میانگین هارمونیک (جلفند و دی[5]،۱۹۹۴؛ نیوتن و رافتری[6]،۱۹۹۴) و شبیه‌سازی‌های مستقیم از چگالی پسین است درمقالات مکررا مورد استفاده قرار گرفته است در حالی‌که اغلب آن‌ها مشکل واریانس نامتناهی (و در نتیجه بی ثباتی در محاسبات) را

[1] Rubinstein
[2] Rue et al.
[3] Robert and Casella
[4] Chen et al.
[5] Gelfand & Dey
[6] Newton and Raftery

به همراه دارند. تقریب بالقوه و کارای دیگری از عوامل بیز توسط بازنمایی چیب[1] (۱۹۹۵) براساس برآوردهای پارامتری توزیع پسین فراهم شده است (کو و وانگ[2]،۲۰۰۴).

۳-۴-۱- نرخ همگرایی از روش‌های شبیه‌سازی مونت‌کارلو

در حال حاضر نتایجی که در روش‌های مونت‌کارلو مورد استفاده قرار می‌گیرد و کمک به انتخاب تعداد مناسب از شبیه‌سازی N از روش‌های مونت‌کارلو را دارد، در شرایط مطلوب روی بازه اطمینان را قضاوت می‌کنیم.

قضیه (قانون قوی اعداد بزرگ) فرض کنید $(x_i, i \geq 1)$ دنباله هایی از متغیر های تصادفی مستقل با توزیع یکسان به طوری که$E(|X_1| < +\infty$ باشد آنگاه داریم:

$$Lim\frac{1}{n}(X_1, \ldots . X_N) = E(X_1) \qquad a.\text{s} \qquad (۲۴)$$

متغیر تصادفی x_1 احتیاج دارد انتگرال پذیر باشد. بنابراین، قانون قوی اعداد بزرگ زمانی که x_1 توزیع کوشی باشد و زمانی که چگالی آن$\frac{1}{\pi(1+x^2)}$ باشد عمل نمی‌کند.

نرخ همگرایی: در حال حاضر به دنبال برآورد خطا در معاله زیر انجام می‌شود:

$$\varepsilon_n = E(X) - \frac{1}{n}(x_1 + \cdots + x_n) \qquad (۲۵)$$

به طوری‌که همان قضیه حد مرکزی دقیقا توزیع مجانبی $\sqrt{N}\varepsilon_N$ می‌باشد.

قضیه حد مرکزی: فرض کنید $(x_i, i \geq 1)$ دنباله ای از متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان باشند به طوری‌که $E(X_1^2) < +\infty$.فرض کنید σ^2 واریانس مشخص X_1 باشد که:

$$\sigma^2 = E(X_1^2) - E(X-1)^2 = E((X_1 - E(X_1))^2) \qquad (۲۶)$$

سپس $(\frac{\sqrt{n}}{\sigma}\varepsilon_n)$ همگرایی درتوزیع G است. به طوری‌که در آن G متغیر تصادفی گاوسی با میانگین ۰ و واریانس ۱ می باشد. از این قضیه این به دست می آید که همهء $c_1 < c_2$

$$\lim p\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}c_1 \leq \varepsilon_n \leq \frac{\sigma}{\sqrt{n}}c_2\right) = \int_{c_1}^{c_2} e^{\frac{-x^2}{2}}\frac{dx}{\sqrt{2\pi}} \qquad (۲۷)$$

در عمل تقریب به دست آمده برای nهای به اندازه کافی بزرگ از قانون ε_2 متغیرهای تصادفی گاووسی با میانگین صفر و میانگین $\frac{\sigma^2}{n}$ نقش ایفا می‌کند. توجه داشته باشید که کران خطا غیر ممکن است، تا زمانی که از هر متغیر تصادفی R(غیر تباهیده)حمایت کند. با اینحال نقش فاصله اطمینان را ایفا می‌کند. برای هر نمونه مشاهده می‌شود که:

$$P(|G| \leq 1.96) \cong 0.95$$

[1] Chib
[2].Kou & Wang

بنابراین با احتمال ۰.۹۵ برای nهای به اندازه کافی بزرگ داریم:

$$|\varepsilon_n| \leq 1.96\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

چگونه واریانس را برآورد کنیم: برآورد بسیار مهم از متغیرهای تصادفی، انحراف معیارσ است. به کاربردن نمونه های مشابه برای انجام دادن امید آسان است. فرض کنید xمتغیر تصادفی $(x_1, \ldots\ldots x_n)$، یک نمونه در امتداد xباشد مشخص می کنیم $\bar{x}_N$ توسط برآوردگر مونت کارلو از E(X)داده می‌شود با:

$$\bar{X}_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x_i$$

برآورد استاندارد **برای** واریانس داده می‌شود با:

$$\bar{\sigma}_N^2 = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x}_N)^2$$

$\bar{\sigma}_N^2$ اغلب واریانس **تجربی** نمونه نامیده می‌شود. توجه کنید $\bar{\sigma}_N^2$ می‌تواند به صورت زیر نوشته شود

$$\bar{\sigma}_N^2 = \frac{N}{N-1}\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(x_i^2 - \bar{x}_N^2)\right)$$

می‌تواند محاسبه شود و تنها در $\bar{\sigma}_N^2, \bar{X}_N$ در این فرمول آخری، بدیهی است که $\sum_{i=1}^{N} x_i^2, \sum_{i=1}^{N} x_i$ به کار می‌رود. علاوه بر این ،این اثبات می‌تواند زمانی که $E(X^2) < \infty$ مطمعنا که $\lim_{N\to+\infty} \bar{\sigma}_N^2 = \sigma^2$ $E(\bar{\sigma}_N^2) = \sigma^2$ باشد (برآوردگر نااریب است) منجر به(تقریب) فاصله اطمینان با جایگزینی σ با$\bar{\sigma}_n$ در بازه اطمینان استاندارد شود. با احتمال متعلق به فاصله اطمینان (تصادفی) نزدیک ۰.۹۵ داده می‌شود با

$$\left(\bar{x}_N - \frac{1.96\bar{\sigma}_N}{\sqrt{N}}, \bar{x}_N + \frac{1.96\bar{\sigma}_N}{\sqrt{N}}\right)$$

پس محاسبات اضافی بسیار کمی وجود دارد، (تنها محاسبه $\bar{\sigma}_N$ روی نمونه در حال رسم را داریم). می‌توانیم یک برآورد از خطاهای انجام شده با تقریب $E(X)$ با $\bar{X}_N$ داشته باشیم. این احتمال در برآورد خطا با مقدار کوچک عددی داده می‌شود، که یکی از ویژگی‌های بسیار مفید در روش مونت کارلو است. در بعضی حالت‌ها قضیه حد مرکزی می‌تواند بهبود یابد (فتحی واجارگاه[1]،۲۰۱۳).

[1] Vajargah, K.F.

۴-یافته‌های پژوهش

در این بخش از پژوهش حاضر برای ارایه نتایج عددی از روش شبیه‌سازی مونت کارلو برای قیمت‌گذاری اختیار معامله خرید مانع[1] توسط متغیرهای کنترل شده ویژگی لیپتوکورتیک استفان‌کو استفاده شده است. سطوح اختیار معامله مانع مختلف ($B=120,B=130,B=150$) و$\lambda = 0.7$ و$\sigma = 0.4, \sigma = 0.6$ و$K=90$ و$r=0.1$ ،$= 0.75$ $p=0.45$,$d=5$, $T=1\eta_1, 0.8 = \eta_2$, در نظر گرفته شده است.

جدول۱: $B=120$ و $\lambda = 0.7$

σ	S_0	تابع ارزش مورد انتظار (Expected)	تابع انحراف معیار (SD)	تابع واریانس (VAR)
۰/۴	۸۰	۹.۶۰۵۷۲۶	۰.۲۱۸۴۲۰۶	۱۳۳,۱۶۶۹
	۱۰۰	۶.۸۸۰۲۳	۰.۱۵۷۴۳۴۶	۱۳۳,۱۶۶۹
	۱۲۰	۴.۱۶۷۴۰۱	۰.۰۸۸۹۷۸۷۵	۱۳۳,۱۶۶۹
۰/۶	۸۰	۲۳.۳۳۳۱	۰.۳۸۱۹۷۳۹	۱۴۰,۲۸۲۶
	۱۰۰	۱۳.۷۲۳۵۹	۰.۲۴۰۳۱۳۵	۱۴۰,۲۸۲۶
	۱۲۰	۰	۰	۱۴۰,۲۸۲۶

منبع: یافته‌های پژوهشگران.

جدول۲: $\lambda = 0.7$ $B=130$

σ	S_0	تابع ارزش مورد انتظار (Expected)	تابع انحراف معیار (SD)	تابع واریانس (VAR)
۰/۴	۸۰	۱۲.۶۳۲۹۵	۰.۲۴۲۵۵۳۱	۱۴۴,۱۲۶۴۱
	۱۰۰	۹.۲۰۷۵۷۵	۰.۲۱۶۴۴۲۹	۱۴۴,۱۲۶۴۱
	۱۲۰	۴.۶۹۸۷۹۶	۰.۰۹۷۳۱۱۳۹	۱۴۴,۱۲۶۴۱
۰/۶	۸۰	۳۰.۱۵۵۰۶	۰.۴۵۹۵۹۷۴	۱۵۱,۹۷۲۸
	۱۰۰	۲۰.۸۶۳۹۸	۰.۳۲۹۲۲۷	۱۵۱,۹۷۲۸
	۱۲۰	۷.۸۵۳۹۷۸	۰.۱۴۳۰۹۶	۱۵۱,۹۷۲۸

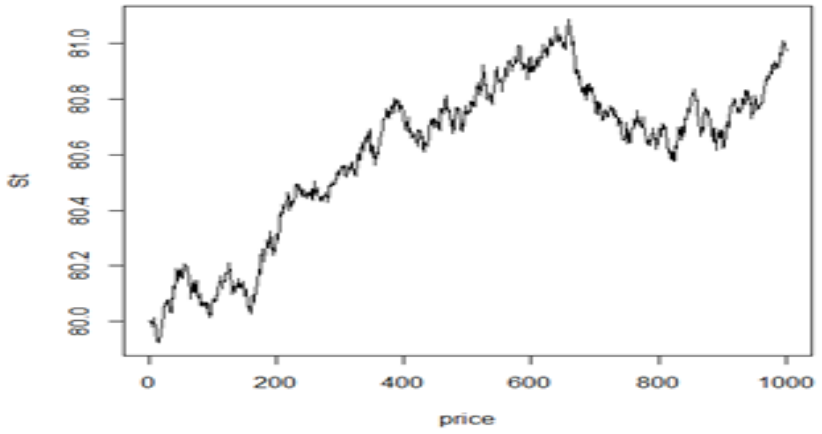
منبع: یافته‌های پژوهشگران.

جدول۳: $\lambda = 0.7$ $B=150$

σ	S_0	تابع ارزش مورد انتظار (Expected)	تابع انحراف معیار (SD)	تابع واریانس (VAR)
۰/۴	۸۰	۲۱.۱۲۹۵۶	۰.۲۸۴۱۷۶۲	۱۶۶,۴۵۸۶
	۱۰۰	۱۵.۸۱۹	۰.۳۱۵۵۳۹۷	۱۶۶,۴۵۸۶
	۱۲۰	۱۱.۰۳۳۸	۰.۲۴۳۳۷۹۵	۱۶۶,۴۵۸۶

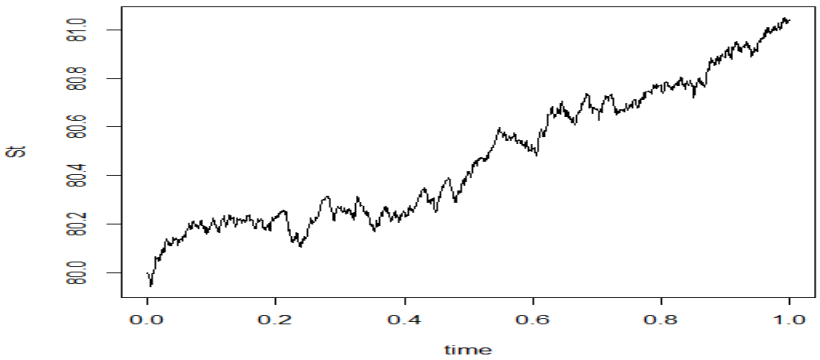
[1]. up and out call Barrier option

σ	S_0	تابع ارزش مورد انتظار (Expected)	تابع انحراف معیار (SD)	تابع واریانس (VAR)
۰/۶	۸۰	۴۱.۶۸۹۴۷	۰.۵۸۰۲۷۰۴	۱۷۵,۳۵۳۲
	۱۰۰	۳۵.۷۹۴۶۶	۰.۴۸۶۵۲۲۸	۱۷۵,۳۵۳۲
	۱۲۰	۲۳.۲۲۶۲۸	۰.۳۵۱۵۵۵۵	۱۷۵,۳۵۳۲



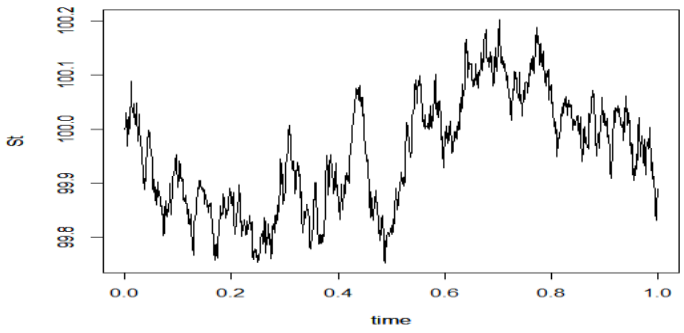
نمودار۱: مسیر قیمت برای $S_0 = 80$

منبع: یافته‌های پژوهشگران.



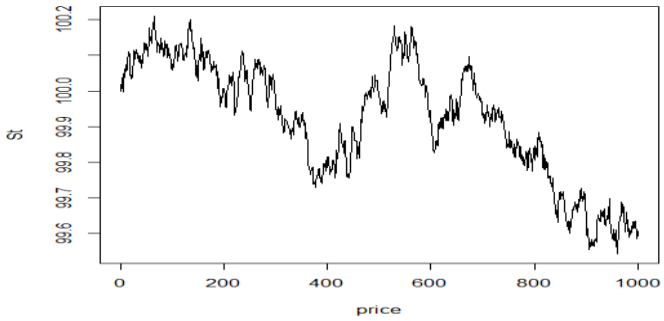
نمودار۲: $S_0 = 80$ در زمان سررسید $T=1$

منبع: یافته‌های پژوهشگران.



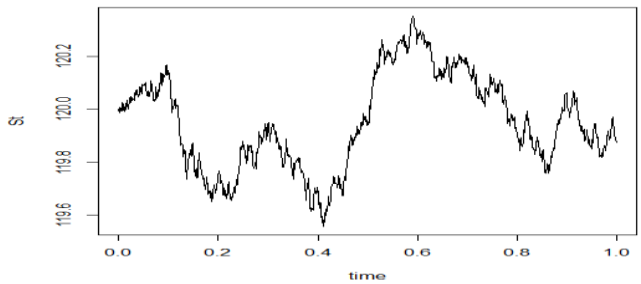
نمودار۳: $S_0 = 100$ در زمان سررسید $T=1$

منبع: یافته‌های پژوهشگران.



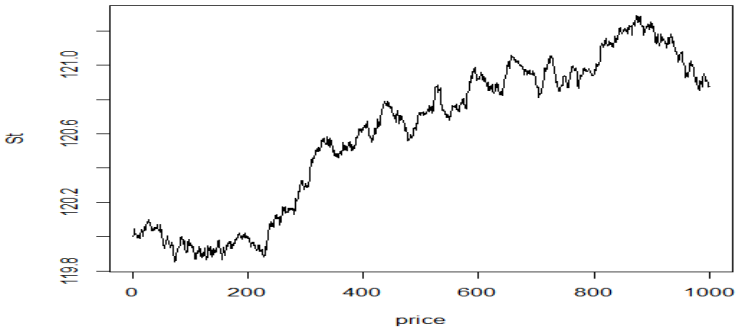
نمودار۴: مسیر قیمت برای $S_0 = 100$ در زمان سررسید $T=1$

منبع: یافته‌های پژوهشگران.



نمودار۵: $S_0 = 120$ در زمان سررسید $T=1$

منبع: یافته‌های پژوهشگران.



نمودار۶: مسیر قیمت برای $S_0 = 120$

منبع: یافته‌های پژوهشگران.

۵-نتیجه‌گیری

شبیه‌سازی مونت کارلو یک ابزاری است که به طور گسترده برای قیمت گذاری اختیار معامله استفاده می شود. با این حال اثر آن به شدت وابسته به استفاده از روش‌های موفق کاهش واریانس است. هدف از این مطالعات ارائه شده در این پژوهش ارزیابی روش مونت کارلو در قیمت‌گذاری مدل کو می‌باشد. الگوریتم‌های کنترل متغیر برای اختیار معامله مانع گسسته توسعه داده شده است. اندیشه اصلی استفاده مداوم از نسخه‌های تحت نظارت اختیار معامله به عنوان متغیرهای کنترل خارجی بوده است. در واقع متغیرهای کنترل پیشنهاد شده همراه با هم، با یک عامل ضریب تصحیح با حداکثر ضریب مداوم و برای اختیار معامله مانع استفاده می‌شود. روش مختلف که برای ارزیابی متغیرهای کنترل ارائه شده است که وابسته به شبیه سازی شرطی روی مسیرهای گسسته یا ارزیابی به صورت شرطی مورد انتظار می‌باشند. تمرکز این پژوهش نیز بر روی استخراج رابطه محاسباتی فرم بسته برای انتخاب اختیار معامله مانع اروپایی است که در بازارهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. از این رو، نتایج نشان داد که با استفاده از خواص حرکت بروانی در روند پل بروانی قادر به دست آوردن احتمال ضریب انباشتگی توسط حرکت بروانی با استفاده از فنون و اندیشه‌های کلیدی قیمت‌گذاری اختیار معامله است. از شبیه سازی مونت کارلو برای برآورد قیمت اختیار معامله های مانع استفاده شده است. به‌طوری‌که در آن از یک رویکرد بسیار سریع برای شبیه سازی خط سیر قیمت استفاده شده است. عملکرد شبیه‌سازی را برای طیف وسیعی از اختیار معامله‌های اختیار معامله که با فرمول قیمت‌ها مورد توافق هستند را پیدا می‌کنیم. علاوه بر این از روش کاهش واریانس برای متغیرهای ناهمسو برای بهبود متغیرهای اساسی برای براورد دقت مونت کارلو استفاده شده است. به عنوان یک نتیجه این مورد را که خطاها ی استاندارد کوچکتر هستند به رسمیت شناخته شده است. همچنین، قلمرو

ناشناخته‌ای از اختیار معامله مانع با عنوان بالا و خارج[1] اختیار معامله خرید مانع با $B_1 > B_2$ مورد توسعه قرار گرفته است که در اینجا از اختیار معامله حذفی [1]در زمان جزئی استفاده شده است. براین اساس، نتایج نشان داد که این اختیار معامله ها بسیار ارزان تر هستند در مقایسه با سایر اختیار معامله‌های معمول به دلیل حضور دو اختیارمعامله مانع محدود، بسیار ارزان تر هستند. برای زمان سررسید طولانی و جهش ناگهانی کم مقدار عامل کاهش واریانس بزرگتر به دست آمده است. همچنین، سطح اختیار معامله مانع تاثیر زیادی در عامل کاهش واریانس دارد. نتایج عددی نشان می‌دهد که به تازگی روش متغیر پیشنهادی برای کاهش واریانس موفقیت آمیز بوده است. علاوه‌براین، مشاهده شد که عامل کاهش واریانس بین ۱۲۰ تا ۱۸۰ می‌باشد. بنابراین، هدف عمده در خصوص مطالعات ارائه شده در این پژوهش به‌منظور توسعه روش‌های کاهش واریانس در اختیار معامله‌های اروپایی چند متغیره و اختیار معامله های مسیر های وابسته بوده است. در این پژوهش به شبیه سازی اختیار معامله مانع به کمک روش کاهش واریانس کنترل متغیر مونت‌کارلو در ویژگی لیپتوکورتیک مدل کو پرداخته شده است.

از این‌رو، پیشنهادا می‌شود که پژوهشگران در آینده نتایج حاصل را با سایر مدل ها نظیر بلک شولز و مرتون مورد مقایسه قرار دهند. همچنین، این محاسبات را برای انواع دیگر از اختیار معامله های مانع[2](مانند بالا و داخل) و (پایین و بیرون) و برای اختیار معامله های فروش به دست آوره شود و با نتایج حاصل مقایسه گردد.

فهرست منابع

بلگوریان، میثم؛ حاجی زاده، بابک؛ افشاری راد، مجید. (۱۴۰۰). مقایسه عملکرد نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب و مدل بتای پاداشی در پیش‌بینی بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *اقتصاد مالی، ۱۵* (۵۶)،۲۵-۵۸.

ربیعی فرد، لیلا، و پورطاهری، رضا. (۱۳۹۵). قیمت گذاری اختیارات آمریکایی تحت مدل کو با استفاده از روش مونت کارلو. همایش ریاضیات و علوم انسانی. https://sid.ir/paper/ SID۱۸۸۳۸۲۱/fa

سلامی، امیر بهداد. (۱۳۸۲). مروری بر روش شبیه سازی مونت کارلو. پژوهشنامه اقتصادی،۳(۸)،۱۱۷-۱۳۸. https://joer.atu.ac.ir/article_۳۴۵۷.html

علیزاده، صدیقه؛ شهیکی تاش؛ محمد نبی. روشن، رضا. (۱۳۹۹). مقایسه تطبیقی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران (رویکرد رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث). *اقتصاد مالی،۱۴* (۵۰)، ۶۳-۹۰.

غلامی، غلامحسین؛ میترابی، آرش؛ (۱۳۹۱). روش‌های کاهش واریانس در روش مونت‌کارلو، سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها، بهمن۱۳۹۱، دانشگاه سمنان، ایران،(۳)، ۱-۱۴ . https://sid.ir/paper/503925/fa

[1]Up and out
1- Knock out
[2] Up and in& down and out

نصیری، کورش؛ عسکرزاده غلامرضا. (۱۴۰۲). بررسی تجربی مدل قیمت‌گذاری بلک شولز در معاملات اختیار خرید بورس اوراق بهادار تهران، *اقتصاد مالی*، *۱۷* (۶۵)، 72-51.

نوذر پور، محمود؛ کیقبادی، امیررضا. (۱۴۰۰). مدل سازی قیمت‌گذاری توزیع اطلاعات بر مبنای محدودیت تأمین مالی، استراتژی تجاری و راهبری شرکتی با رویکرد معادلات ساختاری *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، *۱۳* (۵۱)،۱۸۷-۲۱۴.

هوشمند نقابی، زهرا؛ وکیلی فرد، حمیدرضا؛ خلیلی عراقی، مریم؛ طالب نیا، قدرت اله. (۱۳۹۶). تبیین مقایسه‌ای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک و رفتاری در بازار سرمایه ایران. *اقتصاد مالی*، *۱۱* (۴۱)، ۸۵-۱۲۲.

Abbaspour, M., Vajargah, K. F., & Azhdari, P. (2023). An efficient algorithm for pricing reinsurance contract under the regime-switching model. *Mathematics and Computers in Simulation*, *211*, 278-300. https://doi.org/10.1016/j.matcom.2023.04.018

Augustyniak, M., Badescu, A., Bégin, J. F., & Jayaraman, S. K. (2025). A general option pricing framework for affine fractionally integrated models. *Journal of Banking & Finance*, *171*, 107346. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2024.107346

Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, *81*(3), 637–654. http://www.jstor.org/stable/1831029

Burger, P., & Kliaras, M. (2013). Jump diffusion models for option pricing vs. the black scholes model. *University of Applied Sciences bfi Vienna*, *81*, 1-73.

Carr, P., & Madan, D. B. (1999). Option pricing using the fast Fourier transform. *Journal of Computational Finance*, 2(4), 61-73.

Chen, M., Shao, Q. and Ibrahim, J. (2000). Monte Carlo Methods in Bayesian Computation. Springer-Verlag, New York.

Cont, R., & Tankov, P. (2004). "Financial Modelling with Jump Processes." *Chapman & Hall/CRC*. https://doi.org/10.1201/9780203485217

Ding, Z., & Granger, C. W. (1996). Modeling volatility persistence of speculative returns: a new approach. *Journal of econometrics*, *73*(1), 185-215. https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01737-2

Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, *1*(1), 83-106. https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D

Fathi Vajargah, K., & Eslami Mofidabadi, H. (2022). Comparison of Stochastic Sampling and Application in Financial Mathematics: Evidence from the European-Asian Option Markets. *International Journal of Finance, Accounting and Economics Studies*, *3*(1),35-44. https://sanad.iau.ir/fa/Article/805217

Fathi Vajargah, K., Eslami Mofid Abadi, H., & Abbasi, E. (2021). Oil Price estimating Under Dynamic Economic Models Using Markov Chain Monte Carlo Simulation Approach. *Advances in Mathematical Finance and Applications*, *6*(3), 631-651. https://doi.org/10.22034/amfa.2020.1902265.1446

Gelfand, A. E., & Dey, D. K. (1994). Bayesian model choice: asymptotics and exact calculations. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, *56*(3), 501-514.

Gilli, M., Maringer, D., Schumann, E., (2019). Chapter 17 - Calibrating option pricing models, Numerical Methods and Optimization in Finance (Second edition), 551-596. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-815065-8.00029-7

Gregson, A. (2012). *Pricing strategies for small business*. Self-Counsel Press. ISBN 978-1-55180-979-3

Kamalzadeh, F., Farnoosh, R., & Fathi, K. (2020). A numerical method for pricing discrete double barrier option by Chebyshev polynomials. *Mathematical Sciences*, *14*, 91-96. https://doi.org/10.1007/s40096-020-00319-8

Kianoush, F., & Masoomehni, K. (2015). Application REML model and determining cut off of ICC by multi-level model based on Markov Chains simulation in health. *Indian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences*, *5*, 1432-48.

Kou, S. G. (2002). "A jump-diffusion model for option pricing." *Management Science***, 48(8), 1086-1101.**

Kou, S. G., & Wang, H. (2004). Option pricing under a double exponential jump diffusion model. *Management science*, *50*(9), 1178-1192.

Mehrdoust, F., & Vajargah, K. F. (2012). A computational approach to financial option pricing using Quasi Monte Carlo methods via variance reduction techniques.Journal of Mathematical Finance, Vol.2 No.2(2012), Article ID:19218,4 pages DOI:10.4236/jmf.2012.22021

Mehrdoust, F., Fathi, K., & Rahimi, A. A. (2013). Numerical simulation for multi-asset derivatives pricing under black-scholes model. *Chiang Mai Journal of Science*, *40*, 725-735.

Mehrdoust, F., Fathi, K., & Rahimi, A. A. (2013). Numerical simulation for multi-asset derivatives pricing under black-scholes model. *Chiang Mai Journal of Science*, *40*, 725-735. http://it.science.cmu.ac.th/ejournal/

Merton, R. C. (1976). Option pricing when underlying stock returns are discontinuous. *Journal of Financial Economics***, 3(1-2), 125-144.**

Mottaghi Golshan, H., & Arjomandfar, A. (2023). Optimization of estimates and comparison of their efficiency under stochastic methods and its application in financial models. *Advances in Mathematical Finance and Applications*, *4*(3), 935 - 949. https://doi.org/10.22034/amfa.2022.1943236.1664

Newton, M. and Raftery, A. (1994). Approximate Bayesian inference by the weighted likelihood bootstrap (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, *56*(1), 3-26. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1994.tb01956.x

Robert, C. and Casella, G. (2004). Monte Carlo Sta-tistical Methods. 2nd ed. Springer-Verlag, New York.

Rubinstein, R.Y. (1981) Simulation and the Monte Carlo Method. John Wiley & Sons, New York, NY, 6-12. https://doi.org/10.1002/9780470316511

Rue, H., Martino, S., & Chopin, N. (2008). Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, *71*(2), 319-392.

Taylor, S. J. (2008). *Modelling financial time series*. world scientific. https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=KQ5pDQAAQBAJ&oi

Vajargah, B. F., & Vajargah, K. F. (2005). Parallel Monte Carlo methods with compressed data for solving Linear systems. *International Journal of Applied Mathematics*, *17*(2), 127.

Vajargah, B. F., & Vajargah, K. F. (2006). Parallel Monte Carlo computations for solving SLAE with minimum communications. *Applied mathematics and computation*, *183*(1), 1-9. https://doi.org/10.1016/j.amc.2006.02.058

Vajargah, B. F., & Vajargah, K. F. (2007). Monte Carlo method for finding the solution of Dirichlet partial differential equations. *Applied Mathematical Sciences*, *1*(10), 453-462.

Vajargah, K. F., Benis, S. G., & Golshan, H. M. (2021). Detection of the quality of vital signals by the Monte Carlo Markov Chain (MCMC) method and noise deleting. *Health Information Science and Systems*, *9*, 1-10. https://doi.org/10.1007/s13755-021-00157-5

Vajargah, K. F., Mehrdoust, F., & Kamalzadeh, F. (2012). Variance Estimation of Linear Regression Coefficients Using Markov Chain Monte Carlo Simulation. *International Journal of Nonlinear Science*, *13*(4), 396-400.

Vajargah, K. F., Mehrdoust, F., & Kamalzadeh, F. (2012). Variance estimation of linear regression coefficients using Markov chain Monte Carlo simulation. *Middle East Journal of Scientific Research*, *11*(9), 1317-1322. https://doi.org/10.5829/idosi.mejsr.2012.11.09.1537

Vajargah, K.F. (2013). Comparing ridge regression and principal components regression by monte carlo simulation basedon MSE. *J. Comput. Sci. Comput. Math*, *3*, 25-29.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Examining the Leptokurtic Property in Stephen Kou Pricing Modeling Based on Variance Reduction Method - Monte Carlo Simulation

Kianoush Fathi Vajargah1
Hossein Eslami Mofibadi2

Received: 2025/March/27 Accepted: 2025/June/02

Abstract

The asymmetric characteristics of the leptokurtic distribution are skewed to one side and have a tall peak and heavy tails compared to the normal distribution, as empirically observed. The Black-Scholes model utilizes Brownian motion for option pricing; however, data from financial markets exhibit jumps in prices, stochastic volatility, and skewness compared to the normal distribution. To improve the performance of Black-Scholes, jumps need to be incorporated into asset pricing models. One of the research issues in the financial world is the pricing and hedging of options. In this research, the model of jump sizes with a double-exponential distribution by Stephen Kou is employed. Additionally, the Stephen Kou model is capable of generating the leptokurtic characteristics of the return distribution and sudden jump observations in option prices. Monte Carlo simulation is also a widely used tool for option pricing. However, its effectiveness is heavily dependent on the use of successful variance reduction techniques. In this paper, barrier options are utilized. Furthermore, a control variate method is employed for variance reduction. Therefore, this research investigates the role of changing the amounts of barrier options based on the leptokurtic characteristics in the model. Consequently, the results indicate that increasing the level of barrier options leads to an increase in options prices. Additionally, the results show that raising the level of barrier options has a significant impact on reducing variance.

JEL Classification: G12, G13, C6, C15, C17, C63, E37, E47, E47.

Keywords: Kou Model, Barrier Option, Monte Carlo Simulation, Leptokurtic Property.

[1] Department of Statistics, NT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Responsible author) k_fathi@iau-tnb.ac.ir
[2] Department of Accounting and Management, Shahr.C., Islamic Azad University, Shahriar, Iran.hossein.eslamimofidabadi@iau.ac.ir,

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامـه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۱۸۹ تا ۲۱۲

اثر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی (رهیافت کوانتیل تابلویی)

محمد عاملی[۱]
منیژه هادی نژاد[۲]✉
ابوالفضل غیاثوند[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۳

چکیده

امروزه یکی از دغدغه‌ها و چالش‌های اصلی پیش روی نظام‌های سلامت در سراسر دنیا، افزایش و رشد روزافزون هزینه‌های سلامت است. مطالعه حاضر اثر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد را بررسی کرده است. اثر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد با استفاده از ضریب جینی و با رویکرد چندک با استفاده از داده‌های تابلویی سالانه از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج تجربی حاکی از آن است که اثر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد در کشورهایی که جزء ۵۰٪ پایین سطح درآمدی در این گروه هستند، بسیار بیشتر از کشورهایی است که در ۵۰٪ بالای سطح درآمدی قرار دارند؛ هرچند که این امر برای هر دو گروه مثبت و منفی است. اثر امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت بر نابرابری درآمد نیز منفی است؛ یعنی اثر متغیرهای امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر بر نابرابری درآمد در کشورهایی که در بالاترین سطح درآمدی قرار دارند، بسیار بیشتر از کشورهایی است که در رده‌های پایین‌تر درآمدی قرار دارند؛ ولی برای متغیر جمعیت این امر برعکس است. همچنین با توجه به اثر ساختار جمعیت بر نابرابری درآمد لازم است طراحی و تدوین سیاست‌ها در زمینه سلامت، بهداشت و ساختار جمعیتی به شکلی جدی مورد توجه قرار گیرد. سیاست‌های بهداشتی، درمانی و بهبود کیفیت زندگی برای بالا بردن امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ‌ومیر، و سیاست‌های افزایش سرمایه‌گذاری برای کاهش نابرابری درآمد اتخاذ شود.

واژه‌های کلیدی: هزینه‌های نسبی سلامت، نابرابری درآمد، چندک تابلویی
طبقه بندی JEL: H51,I14,C23

۱ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.m.ameli.eco@iauctb.ac.ir
۲ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). man.hadinejad@iauctb.ac.ir
۳ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.Ab.Ghiasvand@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

سلامت[1] از مؤلفه‌های حیاتی بهزیستی انسان‌ها است. عدالت در سلامت از اولویت‌های سیاستی دولت‌ها به شمار می‌رود. اغلب کشورها با مشکل ارتقاء سطح سلامت مواجه هستند که این امر مانع بزرگ بر سر راه توسعه پایدار کشورها به شمار می‌رود. شناخت و تحلیل هزینه‌های نسبی سلامت و امید به زندگی بر نابرابری‌های درآمد گامی مؤثری در امر سیاست‌گذاری‌ها به شمار می‌رود.

در تعریف سازمان جهانی بهداشت[2]، سلامت نه‌تنها به معنای نبود انواع بیماری بوده، بلکه شامل رفاه روانی و اجتماعی نیز می‌شود. بر این اساس، محیط اجتماعی افراد نقش تعیین‌کننده در میزان سلامتی آن‌ها دارد .شواهد دلالت بر آن دارد که اکثر بار بیماری‌ها و نابرابری‌های بهداشت و سلامت ناشی از عوامل اجتماعی است. این نابرابری حتی در شرایط منطقه‌ای یکسان نیز مصداق دارد. تنها می‌توان بیان نمود، ترکیب ناهمگونی از سیاست‌ها، مسائل اقتصادی و سیاسی در مقیاس وسیع مسئولیت این پدیده را به عهده داشته و باعث می‌شود تا عده کثیری از مردم از سلامت مناسب برخوردار نباشند (Irvin & Oskali, 2006).

اهمیت بخش سلامت بر چند اصل استوار است: اولاً سلامت یکی از نیازهای کاهش ناپذیر انسان است و یکی از جنبه‌های امنیت تلقی می‌شود؛ ثانیاً تأثیر مثبت و فزاینده‌ای بر رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار دارد؛ و ثالثاً آنکه نسبت منابع تخصیص‌یافته در اقتصاد هر کشور از اهمیت خاصی برخوردار است (راغفر و همکاران، ۱۳۹۲). بخش سلامت ویژگی منحصربه‌فردی دارد که آن را از سایر بخش‌های اقتصاد متمایز می‌کند. با توجه به نیازهای حیاتی سلامت افراد، زمانی که مشکلات سلامتی رخ می‌دهد، نمی‌توان تقاضا برای خدمات درمانی را، برای حل مشکل سلامت قابل تعویق نیست (محمد زاده و حسن‌زاده، ۱۳۹۵).

بررسی روند هزینه‌های سلامت در جهان نشان‌دهنده افزایش هزینه‌های سلامت در اکثر کشورها است شده که باعث شده تا سیاست‌گذاران از اهرم‌های سیاسی برای رفع آن استفاده کنند. امکانات بهداشتی بهتری برای افراد در سرتاسر جهان موردنیاز است و کشورهای جهان سعی می‌کنند تا امکانات بهداشتی و سلامت بهتری را برای افراد خود فراهم کنند. دستور کار اهداف توسعه پایدار[3] (SDG) زندگی سالم و سلامت است. از زندگی پُر انرژی محافظت می‌کند و رفاه را برای افراد در هر سنی ارتقا می‌دهد. اهداف توسعه پایدار دستیابی به هدف کلی سلامت را برجسته می‌کند (سازمان ملل متحد[4]، ۲۰۲۲). علاوه بر این، اهداف توسعه پایدار بر برابری جنسیتی و توانمندسازی زنان در همه جنبه‌ها، ازجمله بهداشت و آموزش، تأکید دارد.

در دهه‌های اخیر، هزینه های سلامت در همه کشورها افزایش یافته است و نگرانی‌ها در مورد افزایش این هزینه‌ها توجه سیاست‌گذاران و مدیران حوزه سلامت را به خود جلب کرده است. با مشاهده روند و اندازه این افزایش‌ها، مشخص می‌شود که اندازه این هزینه‌ها در بین کشورهای مختلف بسیار ناهمگون می‌باشد؛ اما روند این افزایش نیز تفاوت‌های چشمگیری بین کشورها داشته است. در چنین فضایی است که آگاهی از عوامل مؤثر در

[1] - Health
[2] - World Health Organization
[3] - Sustainable Development Goals
[4] - United Nations

تعیین سطوح هزینه‌های سلامت و شدت تأثیر آن‌ها بر این هزینه‌ها، علاوه بر کاربردهای سیاست‌گذاری، مورد توجه ویژه پژوهشگران اقتصادی و سلامت نیز قرار گرفته است (صفر زاده، ۱۴۰۰). سلامت می‌تواند بر سطح تولید یک کشور تأثیر بگذارد؛ زیرا بهبود شرایط سلامت از یک طرف، جذابیت سرمایه‌گذاری در آموزش و فرصت‌های آموزشی را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر با افزایش توانایی یادگیری افراد را برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر مستعدتر می‌کند؛ این امر، موجب سوق یافتن افراد به سمت مشاغل بهتر و کسب درآمد مناسب‌تر می‌شود. هرچقدر هر یک از اعضای جامعه درآمد مناسب‌تری داشته باشند، می‌توان نتیجه گرفت که کل افراد جامعه از درآمد مناسب‌تری برخوردارند و همین امر موجب توزیع بهتر درآمد و از بین رفتن فاصله طبقاتی و درآمدی بین اقشار مختلف جامعه می‌شود. از طرفی افزایش تولید به دنبال ارتقاء سلامت افراد، می‌تواند منجر به کاهش قیمت‌ها و ارائه خدمات بهداشتی به کلیه افراد جامعه و تکرار این فرایند درنهایت منجر به بهبود توزیع درآمد در سطح جامعه بشود. سلامت در واقع نوعی توانمندی است که به زندگی انسان ارزش می‌بخشد، به عبارتی، سلامتی، ثروت است؛ زیرا می‌تواند موجب بهبود بهره‌وری، تولید بیشتر و ایجاد درآمد و رفاه بیشتر شود (امین رشتی و اصغری، ۱۳۹۰).

نابرابری اقتصادی تفاوت موجود در معیارهای مختلف ازنظر رفاه اقتصادی در بین افراد یک گروه، در میان گروه‌های موجود در یک جمعیت، یا در میان مردمان کشورها است. از نابرابری اقتصادی گاهی اوقات به نام نابرابری درآمد[1]، نابرابری ثروت، یا شکاف ثروت یاد می‌شود. اقتصاددانان به‌طورکلی در نابرابری اقتصادی روی سه عامل ثروت، درآمد و مصرف تمرکز می‌کنند. موضوع نابرابری اقتصادی مربوط به مفاهیم انصاف، برابری نتیجه و برابری فرصت است. نابرابری اقتصادی در بین جوامع در دوره‌های مختلف تاریخی و نیز در سیستم‌ها و ساختارهای اقتصادی مختلف، متفاوت است. این عوامل می‌توانند به توزیع مقطعی درآمد یا ثروت در هر دوره خاص و یا به تغییرات درآمد و ثروت در دوره‌های بلندمدت اشاره کنند (Herzer & Nunnenkamp, 2015)

در مطالعه حاضر، از متغیر هزینه‌های نسبی سلامت، برای اندازه‌گیری تأثیر هزینه‌های سلامت بر نابرابری درآمد استفاده شده است. در مدل، اثر هزینه‌های نسبی سلامت، بر متغیر شاخص ضریب جینی مورد بررسی قرار گرفته است. غالب مطالعات پیشین، ویژگی مشترک ناهمگونی[2] موجود در سری‌های زمانی کلان اقتصادی را، نادیده گرفته اند، که در اینجا با استفاده از مدل تجربی و رویکرد چندک تابلویی[3] ضمن یافتن روابط بین متغیرها، اثر بازخوردی[4] نیز، بین متغیرهای مدل در دنباله توزیع شرطی مشخص شده است؛ لذا در این مقاله، با استفاده از رویکرد چندک تابلویی اثرات هزینه‌های نسبی سلامت بر توزیع نابرابری درآمد در بین ۳۷ کشور منتخب عضو

[1] Income Unequilaty
[2] Feature-Heterogeneity
[3] Panel Quantile Approach
[4] Feedback Effect

سازمان همکاری اسلامی[1] (با استفاده از داده‌های ذی‌ربط مندرج در شاخص‌های توسعه جهانی[2]) در بازه زمانی ۲۳ ساله (از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲) بررسی شده است. (بانک جهانی[3]، ۲۰۲۳).

در ادامه مقاله، مبانی تحقیق شامل مبانی نظری و مبانی تجربی مرتبط، موردبحث بررسی قرار گرفته است. در بخش دوم مروری بر ادبیات پژوهش انجام‌شده و در بخش سوم شامل روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها گنجانده شده است. در بخش چهارم تخمین تجربی صورت گرفته و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و خلاصه ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱ مبانی نظری

سلامتی و بهداشت فرد و جامعه از عوامل متعددی ناشی می‌شود. عوامل خُرد و کلان تأثیرگذار بر سلامتی را در حالت کلی می‌توان این‌گونه دسته‌بندی کرد (مجتبی و شهزاد[4]، ۲۰۲۱):

- **عوامل خُرد:** این دسته از عوامل بر سلامت فردی تأکید دارند و فقط به خصوصیات فردی و سبک زندگی افراد بستگی دارند. عواملی نظیر جنس، سن، وراثت، رژیم غذایی، مصرف دخانیات و الکل و .... این دسته کمتر تحت تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی قرار می‌گیرند.
- **عوامل کلان:** این عوامل بر خصوصیات کلان جامعه متمرکز بوده و تحت کنترل افراد جامعه نیستند و از عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ... تأثیر می‌پذیرند.

کارایی خدمات سلامت نیز به مدیریت صحیح منابع نظام سلامت بستگی دارد و عادلانه بودن آن به سیاست تأمین مالی نظام مربوط است که نوع تأمین مالی نظام سلامت، شاخص مهمی است که تعیین می‌نماید آیا در جامعه دسترسی عادلانه به خدمات بهداشتی برای افراد وجود دارد یا خیر و اینکه سهم مردم و دولت در تأمین مالی نظام به چقدر است و به چقدر باید باشد (ماهر و همکاران، ۱۳۸۷).

اگرچه مفهوم هزینه‌های سلامت می تواند در کشورهای مختلف متفاوت باشد؛ اما پولیر و همکاران[5] یک طبقه‌بندی از کل هزینه‌های سلامت را ارائه کردند. کل هزینه‌های سلامت به‌عنوان مجموع هزینه‌های بخش دولتی و خصوصی در سلامت کلی برای کالاها و خدمات عمومی مرتبط با سلامت تعریف می‌شود. مخارج سرمایه‌گذاری شده بخش دولتی معمولاً از طریق تأمین اجتماعی، اشکال مختلف مالیات برای شاخه‌های مختلف دولت و هم‌چنین از منابع داخلی شامل کمک‌های بلاعوض و وام‌ها تأمین می‌شود. از طرف دیگر، مخارج سرمایه‌گذاری شده بخش خصوصی، مبالغ حق بیمه خصوصی و طرح‌های پیش‌پرداخت، هزینه‌های سلامت متحمل شده توسط بنگاه‌های اقتصادی، هزینه‌های سلامت از طریق خدمات سلامت غیرانتفاعی و پرداخت‌های مستقیم افراد برای کالاهای

[1] Organization of Islamic Coorperation
[2] World Development Indicators
[3] World Development index
[4] Mujtaba & Shahzad
[5] Polier et al.

بهداشتی و سلامت را شامل می‌شود که البته، مبالغ پرداختی مستقیم توسط افراد فاقد بیمه را هم شامل می‌شود (عسگری بادپا، ۱۳۹۴).

در مورد هزینه‌های سلامت دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه اول از هزینه سلامت مانند کالاهای لوکس[1] پشتیبانی می‌کند. از سوی دیگر، دیدگاه دوم معتقد است که هزینه‌های سلامت اجباری است و درنتیجه دخالت دولت ضروری است برای افزایش هزینه‌های سلامت، بسیاری از عوامل اجتماعی - اقتصادی دیگر مانند جمعیت و درصد تخصیص بودجه به بخش سلامت باید در نظر گرفته شوند. (یی و ژانگ[2]، ۲۰۱۸).

توزیع درآمد[3] در اقتصاد، چگونگی تقسیم و توزیع درآمد جامعه بین گروه‌ها و طبقات اجتماعی درنتیجه عملکرد نظام اقتصادی را، بیان می‌کند. ازاین‌رو وضعیت توزیع درآمد در یک جامعه نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی و یا درآمد ملی به چه صورت بین مردم کشور توزیع شده است. توزیع نابرابر درآمد نشان‌دهنده بی‌عدالتی اقتصادی و فرصت‌های نابرابر است که بی‌ثباتی اجتماعی، بی‌ثباتی سیاسی و بحران‌های مالی را به دنبال دارد. (جمال شرق و همکاران، ۱۴۰۰).

برای بررسی نحوه توزیع درآمد در جامعه، از شاخص‌های نابرابری درآمدی استفاده می‌شود. در واقع، نابرابری درآمد وجه منفی توزیع درآمد است؛ به این معنی که، اگر میزان نابرابری درآمدی در جامعه کمتر باشد، وضعیت توزیع درآمد عادلانه‌تر است و بالعکس (کریمی، ۱۳۹۴).

برای عادلانه نمودن توزیع درآمد، بایستی عوامل تولید به‌صورت عادلانه و برابر بین افراد و بنگاه‌های اقتصادی مختلف توزیع شود. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری میزان توزیع درآمد وجود دارد، یکی از شاخص‌های تحلیل توزیع درآمد، ضریب جینی است که هر چه به یک نزدیک‌تر باشد، نابرابری بیشتر و هر چه به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده توزیع بهتر درآمد است (احمدی و همکاران، ۱۳۹۵).

بهداشت و درمان نه‌تنها یک صنعت دانش بر است؛ بلکه نزدیک به دانش و اطلاعات می‌باشد. یافتن یک سیاست مؤثر در هزینه‌های سلامت و ایجاد تعادل بین درآمد و هزینه‌ها چالش‌های پیش‌روی دولت‌ها هستند. آیا نابرابری درآمدی مانع رشد هزینه‌های سلامت خواهد شد؟ آیا در همان طبقه اجتماعی یا در بین دوره‌های مختلف اتفاق می‌افتد؟ این سؤالات در چند دهه گذشته به موضوعات اساسی در تحقیقات اجتماعی و اقتصادی تبدیل شده‌اند. بیشتر مطالعات قبلی از دیدگاه هر کشور انجام شده است. فاینشتاین[4] (۱۹۹۳) و رابرت و هاوس[5] (۲۰۰۰) دریافتند که وضعیت اجتماعی - اقتصادی منعکس‌کننده نیاز به سلامت است و افراد با وضعیت اجتماعی-اقتصادی بالاتر معمولاً به کیفیت پزشکی و مراقبت‌های بهداشتی بهتری نیاز دارند. علاوه بر این، مارموت[6] (۲۰۰۳) دریافت

[1] - Luxury Goods
[2] - Ye & Zhang
[3] Income Equality
[4] - Feinstein
[5] - Robert & House
[6] - Marmot

که افراد طبقه بالای جامعه از سطح سلامت بهتری نسبت به افراد طبقه پایین برخوردار هستند (دی و گلی میستری[1]، ۲۰۰۵).

نظریه دولت‌محور در مورد نابرابری، رابطه مستقیم بین هزینه‌های دولت و توزیع درآمد را، آشکار می‌کند. این نظریه بر نیاز به هزینه‌های دولت، برای کاهش نابرابری در توزیع درآمد در کشورها تأکید می‌نماید. این نظریه نشان می‌دهد که دولت باید سیاست‌هایی را اتخاذ کند که هدفش توزیع عادلانه کالاها و دستمزدها در دولت بوده تا از استثمار کارگران جلوگیری شود. همچنین رابطه مستقیم بین هزینه‌های دولت و توزیع درآمد با این بیان آشکار می‌شود که سلامت، بخشی از هزینه‌های دولت می‌باشد و بهترین وسیله برای کاهش نابرابری توزیع درآمد در جامعه به‌شمار می‌رود (اوجکی[2]، ۲۰۲۱).

رابطه بین هزینه‌های نسبی سلامت و نابرابری درآمد از طریق آموزش نیز قابل‌تصور است. بهبود سلامت احتمال بقای فرد را، در سن معینی از چرخه عمر افزایش می‌دهد، مزایای مورد انتظار آموزش را نسبت به هزینه‌های آن افزایش می‌دهد و درنتیجه پیشرفت تحصیلی و ثروت را در طول زندگی افزایش می‌دهد (استرولیک و کرنر[3]، ۲۰۱۶). اگر تغییرات فنی مبتنی بر مهارت باشد، تحصیلات عالی به‌نوبه خود، پراکندگی درآمد را افزایش می‌دهد (عاصم اوغلو و آتور[4]، ۲۰۱۱).

۲-۲ مروری بر مطالعات پیشین و تشریح نوآوری مطالعه حاضر

۲-۲-۱ مطالعات خارجی

داربو[5](۲۰۱۱) مطالعاتی در مورد رابطه بین شاخص سلامت، متغیر محیط‌زیست و نابرابری درآمدی برای ۹۰ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه برای دوره زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۷۰ انجام داد که با ورود متغیرهای محیط‌زیست اثر نابرابری بر سلامت تضعیف می‌شود؛ بدین‌صورت که اثر محیط‌زیست بر سلامت از اثر نابرابری مهم‌تر است. همچنین تورہ و میرسکیلا[6] (۲۰۱۱) به نابرابری درآمد و سلامت افراد جامعه: تجزیه‌وتحلیل داده‌های تابلویی در ۲۱ کشور توسعه‌یافته برای یک دوره سی‌ساله بررسی کرده‌اند. آن‌ها نشان دادند که روند تولید ناخالص داخلی سرانه و دوره زمانی و کشورها، شاخص جینی را تعیین می‌نماید. یافته‌ها نشان می‌دهد که به‌طور مستقیم نابرابری درآمد با مرگ‌ومیر مردان و زنان تا سن بالای ۱۵ سال ارتباط مثبت و قوی دارند. این ارتباط برای زنان در سنین بالاتر از بین می‌رود؛ اما برای مردان تا سن ۵۰ سالگی ادامه دارد. سیاست‌های کاهش نابرابری درآمد ممکن است سلامت کودکان و مردان جوان و میان‌سال را بهبود بخشد. همچنین پولاک[7] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای رابطه سلامت و نابرابری درآمد: شواهدی از کشورهای درحال‌توسعه؛ فرضیه نابرابری درآمدی را، با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۳۱

[1] - De VogliMistry
[2] Ojike
[3] - Strulik &Werner
[4] - Acemoglu & Autor
[5] - Drabo
[6] - Torre & Myrskylä
[7].- Pulok

کشور متشکل از کشورهایی با درآمد کم و متوسط طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۲ مورد آزمون قرار داد. نتایج به‌دست‌آمده با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی برای داده‌های تلفیقی، حاکی از رابطه معنادار و منفی بین سلامت و نابرابری درآمدی است؛ اما با به‌کارگیری روش‌های اثرات ثابت[۱] و اثرات تصادفی[۲] و در نظر گرفتن ناهمگونی بین ویژگی‌های خاص هر کشور، نتایج کاملاً متضاد است، به‌گونه‌ای که اثرات تصادفی، بیانگر رابطه مثبت بین دو متغیر مذکور برای کشورهای موردمطالعه طی دوره زمانی مورد بررسی است. مطالعه‌ایی در جنوب صحرای آفریقا ابوباکار و ژو[۳] (۲۰۱۷) ارتباط بین هزینه‌های سلامت عمومی و رشد اقتصادی را با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)[۴] مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار هزینه‌های سلامت بر رشد اقتصادی منطقه است. همچنین سلامت در منطقه یک ضرورت و نه یک تجمل بوده است، درنتیجه به‌منظور ارتقای رشد اقتصادی، به توسعه برنامه‌های سلامت مؤثر و کارآمد، افزایش هزینه‌های سلامت و ایجاد فضایی مساعد برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در منطقه نیاز است. از روش دیگر، باتاچارجی و همکاران[۵] (۲۰۱۷) رابطه بین سلامت و نابرابری درآمد در بخش‌های دولتی و خصوصی ۲۵ کشور با استفاده آزمون ریشه واحد تابلویی[۶] و حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)[۷] از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ در بخش دولتی بررسی کرده‌اند. نتایج در بخش دولتی نشان داد که کشورهای ثروتمند، چرخه کارآمد سلامت، رشد درآمدی بالا و نابرابری درآمدی کمی را دارند. درحالی‌که کشورهای فقیر، دارای چرخه معیوب و ضعیف سلامت، درآمد کم و نابرابری درآمدی رو به تزایدی هستند. در بخش خصوصی، اثرات سلامت بر نابرابری درآمد با گذشت زمان تشدید می‌شود. همچنین با نابرابری درآمدی زیاد، بین درآمد و سلامت همبستگی منفی وجود دارد. تورول[۸] (۲۰۲۰) رابطه هزینه‌های سلامت و نابرابری درآمد را مورد بررسی قرار داد. وی در این پژوهش، با استفاده از داده‌های تابلویی گستره‌ای از کشورها، سطح و ترکیب هزینه‌های سلامت و ارتباط آن با نابرابری درآمد را از طریق روش برآورد اثرات ثابت بررسی کرد. یافته‌ها نشان داد اولاً بین نابرابری درآمد و اتکا به منابع خصوصی برای تأمین مالی سلامت همبستگی مثبت معنادار وجود دارد، ثانیاً بین هزینه‌های سلامت سرانه و نابرابری درآمد همبستگی منفی معنادار و ثالثاً بین نابرابری درآمد و هزینه‌های سلامت به‌عنوان بخشی از تولید ناخالص ملی همبستگی منفی معنادار وجود دارد. به‌علاوه، اوجیکه و همکاران[۹] (۲۰۲۱) هزینه‌های سلامت عمومی و نابرابری درآمد را در نیجریه، با استفاده از روش آزمون خودرگرسیون با وقفه توزیعی[۱۰] (ARDL) برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد ضرایبی که هزینه‌های سلامت عمومی را برای وقفه سال‌های جاری و اول، برآورد کردند، کم بوده است که این امر،

[1] - Fixed Effect
[2] - Random Effect
[3] - Aboubacar & Xu
[4] - Generalized Method of Moments
[5] - Bhattacharjee et al.
[6] - Panel Unit Root
[7] - Fully-Modified Ordinary Least Squares
[8] Torul
[9] Ojike et al.
[10] Autoregressive Distributed Lag

نشان‌دهنده تأثیر اگرچه قابل‌توجه، اما قابل‌چشم‌پوشی آن‌ها است. یافته‌ها همچنین حاکی از آن است که روند بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری درآمدها، مثبت و معنادار است. این تحقیق نظارت دقیق بر هزینه‌های سلامت دولتی و دو برابر کردن تلاش‌ها برای رشد اقتصادی را توصیه کرده است؛ زیرا افزایش تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش نابرابری درآمدها می‌شود. وانگ و نگون تی[1] (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های تابلویی سالانه، به بررسی رابطه علی بین هزینه‌های سلامت و نابرابری درآمد در چارچوب نوع چندک تابلویی[2] از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج تجربی نشان داد که در نظام رشد بالای هزینه‌های نسبی سلامت، کاهش وخامت نابرابری درآمد، می‌تواند باعث افزایش هزینه‌های نسبی سلامت شود. به‌علاوه، در نظام نابرابری درآمدی شدید، همچنان هزینه‌های نسبی سلامت در حال افزایش است که می‌تواند درجه وخامت نابرابری درآمد را کاهش دهد. برای بهبود وخامت مستمر نابرابری درآمد بایستی علاوه بر تمرکز روی افزایش مستمر هزینه‌های سلامت، بر افزایش مستمر هزینه‌های نسبی سلامت نیز تمرکز کرد. علاوه بر این، کوچی[3] (۲۰۲۲) تأثیر بهبود سلامت را بر نابرابری درآمد مطالعه کرده است. در این مطالعه، روند بلندمدت سلامت جمعیت بر نابرابری درآمد در آمریکا در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۶۰ بررسی شده است. در این مطالعه، برای جداسازی متغیر برون‌زای وضعیت سلامت در طول زمان، کاهش شدید مرگ‌ومیر ناشی از بیمارهای وخیم (بویژه بیماری‌های قلبی عروقی) در آمریکا بررسی شده است. کاهش شدید مرگ‌ومیر، بواسطه پیشرفت‌های صورت گرفته در بعضی درمان‌ها و نیز پیشگیری از بروز برخی بیماری‌ها (از سال ۱۹۶۰ به بعد) نشأت گرفته است. نتایج حاکی از آن است که بهبود سلامت به افزایش نابرابری درآمد از طریق سازوکارهای مربوط به آموزش کمک کرده است. در نهایت، پورتا و زاپری[4] (۲۰۲۴) تحقیقی را در مورد تحلیل مقایسه‌ای سلامت و نابرابری سطح درآمد در دو کشور توسعه‌یافته آمریکا و ایتالیا با استفاده از داده‌های درازمدت و مقطعی حاصل از نظرسنجی در یک بازه زمانی ۲۰ ساله (۲۰۲۲-۲۰۰۳) انجام دادند. آنها نشان دادند که بین میزان بروز بیماری های مزمن، و بیماری های روانی، با طبقه درآمدی، ارتباط وجود دارد، اما تفاوت‌های قابل توجهی را بین دو کشور یافتند؛ بدین معنی که انواع بیماری‌های وخیم در بخش عظیمی از خانواده‌های بسیار محروم در ایالات متحده، که درآمدشان در طول ۲۰ سال به طور مداوم در پایین‌ترین سطح قرار گرفته بود، مشاهده شد. همچنین در ایالات متحده، الگوهای هم‌ابتلایی یا همزمانی ابتلا به ۲ یا چند بیماری در افراد کم درآمد مشاهده شد که الگوهای مذکور در افراد دارای درآمد بالاتر یافت نشد، در حالی که در ایتالیا ارتباط کمتری بین میزان بروز بیماری‌های وخیم و بیماری‌های هم‌ابتلایی با سطح درآمد یافت شد. در عوض در ایتالیا ارتباط بیشتری بین میزان بروز بیماری‌های مذکور با سبک زندگی و عادات غذایی یافت شد.

[1] Wang & Nguyen
[2] Panel Quantile
[3] Kotschy
[4] Porta and Zapperi

۲-۲-۲ مطالعات داخلی

امین رشتی و اصغری (۱۳۹۰) رابطه بین هزینه‌های سلامت و توزیع درآمد در ایران را طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۲ بررسی نمودند. در این تحقیق از متغیرهای اُمید به زندگی، هزینه‌های سلامت خانوار، هزینه‌های سلامت دولت و ضریب جینی استفاده شده است. نتایج تخمین با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی OLS[1] نشان داد که اثر شاخص اُمید به زندگی بر توزیع درآمد، مثبت و معنادار است. اثر هزینه‌های سلامت خانوار بر توزیع درآمد، معنادار و مثبت است؛ ولی تأثیر هزینه‌های سلامت دولت بر توزیع درآمد معنادار نیست. همایی راد و صمدی (۱۳۹۱) با استفاده از رویکرد بلندمدت داده‌های تابلویی، به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت در کشورهای عضو اکو در دوره زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل بر اساس مدل هزینه‌های سلامت نیوهاوس[2] (رویکرد متمرکز بر عوامل تقویت کننده سلامت) نشان داد که رابطه بلندمدت بین هزینه‌های سرانه سلامت و تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت جمعیت زیر ۱۱ سال و بالای ۵۱ سال، سرانه تعداد پزشکان و شهرنشینی وجود دارد. همچنین همه متغیرها به‌جز نسبت جمعیت بالای ۵۰ سال، رابطه معناداری با هزینه‌های سلامت سرانه در کوتاه‌مدت دارند. علاوه براین، کریمی (۱۳۹۴) به مطالعه تأثیرپذیری توزیع درآمد در ایران از هزینه‌های سلامت پرداخت. در همین راستا در این مقاله به بررسی تأثیرپذیری توزیع درآمد در ایران از هزینه‌های سلامت برای دوره زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۶۰ با استفاده از روش جوهانسون-جوسیلیوس پرداخته شد. نتایج تحقیق بیانگر آن است که که تولید ناخالص داخلی، اُمید به زندگی و هزینه‌های سلامت خانوار تأثیر مثبت و تعداد بیمه‌شدگان و هزینه‌های سلامت دولتی بر روند توزیع درآمد تأثیر منفی دارند. احمدی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ در کشورهای منتخب درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته، پرداخته‌اند. مدل تجربی این تحقیق با استفاده از متغیرهای درآمد سرانه، شاخص توسعه مالی و تورم قیمت مصرف‌کننده و شاخص ضریب جینی برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد دو مدل ارائه شده اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را متمایز می‌کند. این نتایج نشان می‌دهد که ضریب شاخص توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه (۰/۰۲) و در کشورهای توسعه‌یافته (۰/۰۴-) است. توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه، ابتدا باعث افزایش نابرابری و سپس با افزایش متوسط درآمد و دسترسی اکثر خانوارها به واسطه‌ها و خدمات مالی، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. درحالی‌که در کشورهای توسعه‌یافته رابطه منفی خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی وجود دارد که بیانگر کاهش نابرابری درآمدی ناشی از توسعه بازارها و واسطه‌های مالی می‌باشد. همچنین با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی محمد زاده و همکاران (۱۳۹۶) نابرابری درآمد، فقر و سلامت عمومی را در نمونه ۳۴ کشور جهان طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ بررسی کردند. یافته‌ها حاکی از آن است که نابرابری درآمد و فقر از یک‌سو موجب کاهش سلامت عمومی گردیده و از سوی دیگر سهم افراد از هزینه‌های سلامت را افزایش می‌دهد. همچنین سطح آموزش موجب ارتقای سلامت جامعه و کاهش پرداخته‌ای مستقیم از جیب و خصوصی افراد می‌شود. .تمرکز جمعیت در شهرهای بزرگ موجب افزایش مخارج خصوصی سلامت و پرداخت‌های مستقیم از جیب افراد می‌گردد. برای ایران، حسینی و قبادی (۱۳۹۷) تحلیلی بر

[1] Ordinary Least Squares
[2] NewHouse

چگونگی تحولات توزیع درآمد در بازه زمانی (۱۳۹۳-۱۳۸۰) ارائه کرده‌اند. آن‌ها توزیع درآمد شخصی در دو جامعه شهری و روستایی ایران بررسی کرده‌اند. شاخص تایل به همه گروه‌های درآمدی وزن یکسانی می‌دهد و در ارزیابی تغییرات توزیع درآمد در کل جامعه مزیت دارد؛ اما شاخص کاکوانی نسبت به تغییرات توزیع در طبقات کم درآمدی حساس‌تر است و برای ارزیابی تغییرات توزیع درآمد در گروه‌های کم درآمدی مزیت دارد. شاخص جینی رایج‌ترین شاخص برای محاسبه توزیع درآمد است که حساسیت بیشتری نسبت به توزیع درآمد در طبقات متوسط درآمد دارد. محاسبه شاخص‌های مذکور هم برحسب هزینه‌های کلی خانوارها (بدون در نظر گرفتن اندازه یا بُعد خانوار) و هم برحسب مخارج فردی (با در نظر گرفتن اندازه خانوارها) جهت بررسی و ارزیابی بیشتر انجام شده است تا بررسی و ارزیابی دقیق‌تری از تغییرات جامعه شهری و جامعه روستایی کشور صورت پذیرد. با توجه به اهمیت اقشار کم‌درآمد در سیاست‌های توزیعی، علاوه بر شاخص کاکوانی، تلاش شده است با امکان اتخاذ یک پارامتر مناسب برای شاخص اتکینسون، تغییرات در توزیع تحلیل شود که باید بر اساس این شاخص گسترش یابد. نتایج محاسبه شاخص‌ها نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی نابرابری درآمد هم در جامعه شهری و هم در جامعه روستایی ایران کاهش‌یافته است. اگرچه نابرابری در هر دو جامعه شهری و روستایی و همچنین همه اقشار درآمدی، از سال ۱۳۸۹ کاهش‌یافته است؛ لیکن بیشترین کاهش شاخص در سال ۱۳۹۰ یعنی اولین سال پس از اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها رخداده است و سال ۱۳۹۳ بهترین وضعیت توزیع طی دوره را نشان می‌دهد. بذرافکن و همکاران (۱۳۹۸) نیز به بررسی اثر هزینه‌های سلامت بر ضریب جینی (نابرابری درآمدی) در ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق تأثیر هزینه‌های سلامت بر نابرابری درآمد در ایران برای بازه زمانی ۱۳۵۸ الی ۱۳۹۵ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری[1] VAR بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر هزینه‌های سلامت بر نابرابری درآمد در ایران منفی و معنادار است. درواقع، با افزایش هزینه‌های سلامت، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد و وضعیت بهبود می‌یابد. علاوه بر این، شعبانی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت در ایران و کشورهای عضو سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ پرداختند. در این تحقیق، برآورد مدل با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی (برای ۲۵ کشور مذکور)، در طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ صورت گرفته است که نتایج حاکی از آن است که متغیرهای تولید ناخالص سرانه، نرخ شهرنشینی و درصد جمعیت ۶۵ سال و بالاتر، تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سلامت دارند. همچنین نرخ بیکاری، درصد جمعیت ۱۴-۰ سال و تعداد تخت بیمارستان نیز تأثیر منفی و معناداری را بر هزینه‌های سلامت نشان می‌دهد و نرخ شهرنشینی و درصد جمعیت ۶۵ سال و بالاتر، بیشترین تأثیر را بر افزایش هزینه‌های سلامت دارند.

با استفاده از «رویکرد تابلویی چندکی»، جمال شرق و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران: در مناطق شهری ۳۰ استان ایران در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ پرداخته‌اند. برای محاسبه شاخص توزیع درآمد از شاخص ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته[2] استفاده شد: که ضریب جینی بر نقش فقرا و ضریب جینی تعمیم‌یافته که بر نقش ثروتمندان تأکید می‌کند. همچنین برای بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد دو مدل در نظر گرفته شد. در مدل اول تأثیر نسبت درآمدهای مالیاتی و

[1] - Vector Autoregression
[2] - Generalized Gini Coefficient

هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و مجذور آن و شاخص توسعه مالی بر توزیع درآمد برآورد شد. در مدل دوم نیز به همراه سایر متغیرها به بررسی تأثیر نسبت مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی و نسبت هزینه‌های جاری و عمرانی به GDP را بر توزیع درآمد برسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، افزایش نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی با تأکید بر مالیات‌های غیرمستقیم در مناطق شهری استان‌های کشور، توزیع درآمد را بهبود بخشیده و افزایش نسبت هزینه‌های جاری دولت به تولید ناخالص داخلی موجب وخامت آن به‌خصوص در بین ثروتمندان شده است. علاوه بر این، تفکیک اثرات هزینه‌های جاری و عمرانی دولت نشان می‌دهد که علیرغم تأثیر نامطلوب هزینه‌های جاری بر توزیع درآمد در مناطق شهری، هزینه‌های عمرانی به بهبود توزیع درآمد در اغلب دهک‌های توزیع درآمدی کمک می‌کند. درنهایت، نتایج این پژوهش فرضیه کوزنتس[1] را در مناطق شهری ایران تائید نمی‌کند. همچنین افزایش درآمد سرانه بر توزیع مناسب درآمد تأثیر مثبت داشته و توسعه مالی منجر به بهبود توزیع مناسب درآمد در بین دهک‌ها می‌شود. درنهایت، طیبی (۱۴۰۲) به بررسی اثر نابرابری درآمد بر مخارج بهداشتی در ایران پرداخت در این تحقیق به بررسی اثر نابرابری درآمد بر مخارج بهداشتی در ایران برای بازه زمانی ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۷ به‌صورت سالانه و با استفاده از روش OLS پرداخته می‌شود. یافته‌ها تحقیق نشان می‌دهد که اثر نابرابری درآمد بر مخارج بهداشتی در ایران منفی و معنادار است، درواقع با افزایش نابرابری درآمد، مخارج بهداشتی کاهش می‌یابد و وضعیت بدتر می‌شود.

۳-۲-۲ جمع‌بندی مطالعات و تشریح نوآوری مطالعه حاضر

توزیع نابرابر درآمد حاکی از عدم وجود فرصت‌های برابر برای افراد کشور و نشان‌دهنده بی‌عدالتی اقتصادی و بی‌ثباتی اجتماعی است که این موارد می‌تواند به بی‌ثباتی سیاسی منجر شود. اهمیت توزیع درآمد در جامعه به‌گونه‌ای است که می‌توان بیان نمود، تقریباً همه اقتصاددانان بهبود توزیع درآمد را یکی از مهم‌ترین اهداف و وظایف عمده دولت‌ها و سیاست‌گذاران می‌دانند. با بررسی مطالعات پیشین آشکار شد که غالباً از ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد استفاده شده است. در این مقاله برای بررسی تأثیر هزینه‌های سلامت بر نـابرابری درآمد در بین ۳۷ کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی در یک بازه زمانی ۲۳ ساله (از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲) و به‌عنوان یک نوآوری و به منظور کسب نتایج دقیق‌تر، با رویکرد رگرسیون چندک تابلویی، از هزینه‌های نسبی سلامت (که درصد نسبت هزینه‌های جاری سلامت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد) و شاخص نابرابری درآمد (ضریب جینی) استفاده شده است.

[1] - Kuznets Hypothesis

۳- روش‌شناسی تحقیق و معرفی الگو و داده‌های مورداستفاده

۳-۱ مدل مطالعه

در این مدل اثرات هزینه‌های نسبی سلامت در کنار سایر متغیرهای اقتصادی بر شاخص ضریب جینی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی مطالعه شده است. این مدل‌ها برگرفته از مطالعه وانگ و نگون تی (۲۰۲۱) می‌باشد. بر این اساس مدل‌های رگرسیون در معادله (۱) ارائه شده است:

$$GINI = f(Y, R, L, DEATH, POP) \quad (۱)$$

فرم لگاریتمی آن به‌صورت ذیل است:

$$GINI_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}lnY_{it} + \alpha_{2t}R_{it} + \alpha_{3t}lnL_{it} + \alpha_{5t}lnDEATH_{it+}\alpha_{6t}lnPOP_{it} + \xi_{it} \quad (۲)$$

که i و t به ترتیب کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی و دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۰۰ می‌باشند.

GINI: نابرابری در درآمد قابل‌تصرف (درآمد پس از کسر مالیات بر درآمد و پس از افزودن پرداختهای انتقالی)، نابرابری درآمد (شاخص ضریب جینی مقدار آن بین صفر تا یک) به‌صورت داده‌های آماری آماده از سایت پایگاه داده استاندارد شده نابرابری درآمد جهانی[۱] برگرفته شده است.

Y: تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی (به قیمت سال پایه ۲۰۱۵)

R: هزینه نسبی سلامت

L: امید به زندگی

Death: مرگ‌ومیر

POP: جمعیت

ξ : جمله اختلال

برای داده‌های تابلویی این مدل از ۳۷ کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی[۲] استفاده شده است. شاخص ضریب جینی از سایت پایگاه داده استاندارد شده نابرابری درآمد جهانی جمع‌آوری‌شده و برای سایر متغیرها از بانک اطلاعات شاخص‌های توسعه جهانی در وب‌سایت بانک جهانی[3]، استخراج شده است که این کشورها[۴] عبارتند از: آلبانی، الجزایر، بنگلادش، بنین، بوسنی و هرزگوین، بورکینافاسو، کامرون، ساحل‌عاج، قبرس، مصر، گامبیا، اندونزی، ایران، عراق، اردن، قزاقستان، قرقیزستان، لبنان، مالزی، مالدیو، مالی، مراکش، موزامبیک، نیجر، نیجریه، پاکستان، قطر، روسیه، عربستان سعودی، سیرالئون، تاجیکستان، تایلند، تونس، ترکیه، اوگاندا، امارات متحده عربی و یمن.

[1] SWIID (Standardized World Income Inequality Database)
[2] Organization of Islamic Cooperation
[3] WDI (World Development Indicators) |DataBank at Website of World Bank
[4] سه کشور بوسنی و هرزگوین، روسیه و قبرس عضو ناظر سازمان همکاری اسلامی هستند.

شاخص جینی؛ انحراف توزیع درآمد بین افراد یا خانوارهای داخل یک اقتصاد را از توزیع کاملاً عادلانه محاسبه می‌کند. شاخص جینی صفر نشان‌دهنده برابری کامل است، درحالی‌که شاخص ۱ نشان‌دهنده نابرابری کامل است (بانک جهانی[1]، ۲۰۲۴). درآمد به‌عنوان درآمد قابل‌تصرف خانوار در یک سال تعریف می‌شود. این شامل درآمدها، خوداشتغالی، درآمد سرمایه و نقل و انتقالات نقدی عمومی است. مالیات بر درآمد و سهم تأمین اجتماعی پرداخت‌شده توسط خانوارها کسر می‌شود. ضریب جینی مبتنی بر مقایسه نسبت‌های تجمعی جمعیت با نسبت‌های تجمعی درآمد دریافتی است و بین ۰ (برابری کامل) و ۱ (نابرابری کامل) متغیر است. S۸۰/S۲۰ نسبت متوسط درآمد ۲۰ درصد ثروتمندترین به ۲۰ درصد فقیرترین است.P۹۰/P۱۰ نسبت ارزش کران بالای دهک نهم (۱۰ درصد افراد با بالاترین درآمد) به دهک اول است. P۹۰/P۵۰ مقدار کران بالای دهک نهم به درآمد متوسط و P۵۰/P۱۰ درآمد متوسط به ارزش کران بالای دهک اول است. نسبت پالما[2] سهم کل درآمد دریافتی توسط ۱۰ درصد افراد دارای بالاترین درآمد قابل‌تصرف، تقسیم بر سهم کل درآمد دریافتی توسط ۴۰ درصد افراد با کمترین درآمد قابل‌تصرف است (کتابخانه سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[3]، ۲۰۲۳).

تولید ناخالص داخلی سرانه؛ از تقسیم تولید ناخالص داخلی یک کشور بر جمعیت کل آن کشور به دست می‌آید. داده‌ها به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵ هستند. اقتصاددانان از تولید ناخالص داخلی سرانه برای تعیین رونق اقتصادی کشورها (موسوم به رشد اقتصادی) استفاده می‌کنند. هزینه‌های نسبی سلامت؛ به دلار آمریکا می‌باشد که شامل کالاها و خدمات بهداشتی مصرف‌شده در طول هرسال به GDP (برحسب درصد) است. اُمید به زندگی در بدو تولد نشان‌دهنده تعداد سال‌هایی است که انتظار می‌رود یک نوزاد تازه متولدشده زندگی کند، درصورتی‌که الگوهای رایج مرگ‌ومیر در زمان تولدش در طول زندگی‌اش ثابت بماند. نرخ خام مرگ‌ومیر نشان‌دهنده تعداد مرگ‌ومیرهای رخ‌داده در طول سال، به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت است. کم کردن نرخ خام مرگ‌ومیر از نرخ خام زادوولد، نرخ افزایش طبیعی را فراهم می‌کند که برابر با نرخ تغییر جمعیت در صورت عدم مهاجرت است. جمعیت کل بر اساس تعریف واقعی جمعیت است که همه ساکنان را بدون توجه به وضعیت قانونی یا شهروندی در نظر می‌گیرد. متغیرهای هزینه‌های نسبی سلامت، تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی، اُمید به زندگی، مرگ‌ومیر و جمعیت از وب‌سایت بانک جهانی استخراج شده است (بانک جهانی، ۲۰۲۴).

۲-۳ رگرسیون چندک

مطالعه حاضر همچنین به وجود یا عدم وجود رابطه بین هزینه‌های نسبی سلامت و نابرابری درآمد برای کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی با داده‌های تابلویی سالانه طی دوره زمانی۲۰۲۲-۲۰۰۰ را مشخص می‌کند. با توجه به مدت زمان مطالعه لازم است ابتدا وجود ریشه واحد یا ایستایی تابلویی در متغیرها بررسی شود، تا از مشکلات مربوط به رگرسیون کاذب جلوگیری شود. از آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین

[1] World Bank
[2] Palma's Ratio
[3] https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm

استفاده‌شده است. سپس آزمون هم‌جمعی کائو برای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها انجام‌شده و سپس رگرسیون چندک انجام شد.

روش رگرسیون کوانتایل (چندک) که توسط کوانکر و باست[1] (۱۹۸۷) معرفی شد، این روش امکان تخمین توابع چندک مختلف را از یک توزیع شرطی که در این بین تابع میانه (چندک ۰/۵) یک مورد خاص است، برآورد می‌شود و به‌تدریج به یک روش جامع برای تجزیه‌وتحلیل آماری مدل‌های خطی و غیرخطی متغیرها، در زمینه‌های مختلف گسترش می‌یابد. دلیل اصلی استفاده از رگرسیون چندک ایـــن اســت کـه مدلی با نمای دقیق و کامل ارائـه شـــود، تا امکان مشارکت متغیرهای مستقل هم در مرکز ثقل داده‌ها و هم در تمام بخش‌های توزیع به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم کند. هر رگرسیون چندکی، یک نقطه منحصربه‌فرد (دم یا مرکز) از توزیع شرطی را مشخص می‌کند. ترکیب رگرسیون‌های چندکی مختلف توزیع کامل‌تری را نسبت به توزیع شرطی اصلی ارائه می‌دهد، این تجزیه‌وتحلیل، به‌خصوص زمانی مفید است که توزیع شرطی ناهمگن است و شکل استانداردی مانند توزیع‌های نامتقارن، توزیع‌هایی گسترده و توزیع‌های اریب ندارد. الگوی چندک برای چندک‌های شرطی[2] استفاده می‌شود؛ مانند رگرسیون معمولی (میانگین)، کاربردهایی مانند بررسی رابطه متغیرهای مستقل با چندک‌ها و همچنین پیش‌بینی آن‌ها برای این نوع از رگرسیون نیز امکان‌پذیر است. بااین‌حال، شاید مهم‌ترین کاربرد رگرسیون چندک، شناسایی شکل توزیع متغیر وابسته مدل در سطوح مختلف متغیر مستقل باشد. این کار با برازش مدل رگرسیونی چندگانه بر یک مجموعه داده‌ها به ازای چندک‌های مختلف انجام می‌شود. روش برآورد پارامترهای الگوی رگرسیون معمولی بر حداقل کردن مجذور باقیمانده‌های انحرافات مدل مبتنی است که روش حداقل مربعات نامیده می‌شود.

علاوه بر این، این روش محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های پرت در تخمین ضرایب پدیدار را ندارد. این روش در مقایسه با رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) نسبت به داده‌های پرت و توزیع غیر نرمال قوی‌تر است. این کار با برازش الگوی رگرسیونی متعدد بر یک مجموعه داده‌ها برای چندک‌های مختلف انجام می‌شود. رگرسیون چندک در این تحقیق را می‌توان به‌صورت معادله (۳) نشان داد.

$$q\left(\frac{GINI_{it}}{\varphi_t}\right) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}lnY_{it} + \alpha_{2t}R_{it} + \alpha_{3t}lnL_{it} + \alpha_{4t}lnDEATH_{it} + \alpha_{5t}lnPOP_{it} + \xi_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $q\left(\frac{GINI_{it}}{\varphi_t}\right)$ چندک شـــــرطی ضریب جینی و φ_t حاوی اطلاعات موردنظر در زمان t است. برخلاف روش OLS که بر کمینه‌سازی مجموع مجذور باقیمانده‌ها استوار است، در روش چندک از کمینه‌سازی مجموع قدر مطلق باقیمانده‌های وزنی برای برآورد پارامترهای مدل استفاده می‌شود و به آن روش حداقل قدر مطلق انحرافات (LAD) [3] نامیده می‌شود.

[1] - Koenker & Bassett
[2].- Conditional Quantile
[3] - Least Absolute Deviations

۴-نتایج برآورد

۴-۱ آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را ارائه می‌نماید.

جدول (۱): خلاصه داده آماری

	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
GINI	۰/۳۹۲۶	۰/۵۸۸۴	۰/۲۶۳۳	۰/۰۵۲۶
Y	۷۰۷۶/۵۸۶	۷۳۴۹۳/۲۷	۲۹۳/۷۰۸۷	۱۲۵۴۶/۵۹
R	۵/۱۰۱	۲۰/۴۱۳	۱/۶۰۰	۲/۲۱۷
L	۶۷/۹۶۳۴	۸۲/۳۰۶۹	۴۵/۰۵۰۰	۸/۸۳۴۲
DEATH	۷/۵۱۹۲	۱۹/۷۹۴۰	۰/۷۳۰۵	۳/۶۹۲۱
POP	۴۴۵۱۰۷۶	۲۷۸۰۰۰۰۰۰	۲۸۲۵۰۷	۶۰۴۱۱۴۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۲ آزمون ایستایی

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است؛ بنابراین برای جلوگیری از رخ دادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد مدل، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد تا وجود یا عدم وجود رگرسیون کاذب مشخص شود، نخست آزمون ایستایی، در مقادیر سطح صفر انجام گردید. نتایج آزمون ایستایی در مقادیر سطح صفر در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون ایستایی متغیرها در سطح صفر

	Levin, Lin & Chu t	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square
GINI	-۰/۱۶۵۳۵	۴/۴۰۷۰۷	۴۸/۹۸۶۸	۳۸/۸۴۰۴
LY	۷۰۷۶/۵۸۶	۷۳۴۹۳/۲۷	۲۹۳/۷۰۸۷	۱۲۵۴۶/۵۹
R	-۲/۳۷۷۴۵**	-۰/۴۶۶۰۱	۸۱/۴۸۰۹	۸۸/۱۶۶۲
LL	-۳/۶۴۸۰۸**	۲/۰۵۹۵۰	۴۵/۰۳۹۷	۶۵/۰۳۹۷
LDEATH	-۰/۳۵۳۳۴	۳/۳۳۵۹۹	۵۳/۱۲۴۸	۴۷/۳۳۷۰
LPOP	۳/۳۴۴۶۴	۱۰/۱۵۷۷	۳۹/۹۷۱۸	۹۶/۲۴۳۱

**: سطح معناداری ۵٪

منبع: یافته‌های پژوهشگر

ازآنجاکه متغیرها در مقادیر سطح صفر ایستا نیستند، لذا آزمون ایستایی، با یک‌بار تفاضل گیری انجام گرفت؛ نتایج آزمون ایستایی در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون ایستایی متغیرها با یک‌بار تفاضل گیری

	Levin, Lin & Chu t	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF - Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square
DGINI	-۷/۴۶۴۷۶**	-۳/۳۸۴۹۶**	۲۳۲/۸۲۹**	۴۴۷/۱۷۹**
DLY	-۴/۷۳۹۱۴**	-۹/۳۱۶۰۰**	۲۲۷/۴۶۸**	۴۳۰/۱۸۸**
DR	-۱۵/۴۹۵۴**	-۱۵/۲۱۷۳**	۳۵۹/۱۱۵**	۱۱۲۴/۰۲**
DLL	-۵/۳۷۷۳۰**	-۱۶/۱۲۱۳**	۳۹۲/۶۸۵**	۴۰۱/۰۳۴**
DLDEATH	-۷/۱۶۴**	-۱۷/۲۹۵۱**	۴۱۴/۲۳۴**	۵۶۹/۲۴۵**
DLPOP	۲/۵۴۰۶۶**	-۱/۰۱۵۹۹**	۱۰۳/۸۴۰**	۷۳/۰۸۴۶**

**: سطح معناداری ۵٪

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آزمون‌های ریشه واحد، در تفاضل یا وقفه یا تأخیر زمانی یک به عمل آمد که نتیجه همه آزمون‌ها شامل (Levin, Lin & Chu t,Im, Pesaran and Shin W-stat, ADF - Fisher Chi-square,PP - Fisher Chi-square) می‌باشند. نتیجه همه آزمون‌ها عدم وجود ریشه واحد و متعاقباً ایستایی را، اثبات نمود.

۴-۲ آزمون هم‌جمعی کائو

لازم است قبل از برآورد مدل آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود هم‌جمعی اطمینان حاصل شود. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۴): آزمون هم‌جمعی کائو مدل‌های شاخص‌های ضریب جینی

ADF	t آماره	احتمال
	۱/۷۶۶۷۲۱	۰/۰۳۸۶

**: سطح معناداری ۵٪

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول فوق، هم‌جمعی کائو یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای شاخص ضریب جینی، رشد اقتصادی، هزینه‌های نسبی سلامت، امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت وجود دارد. در ادامه با استفاده از رگرسیون چندک مدل تحقیق برآورد شده است.

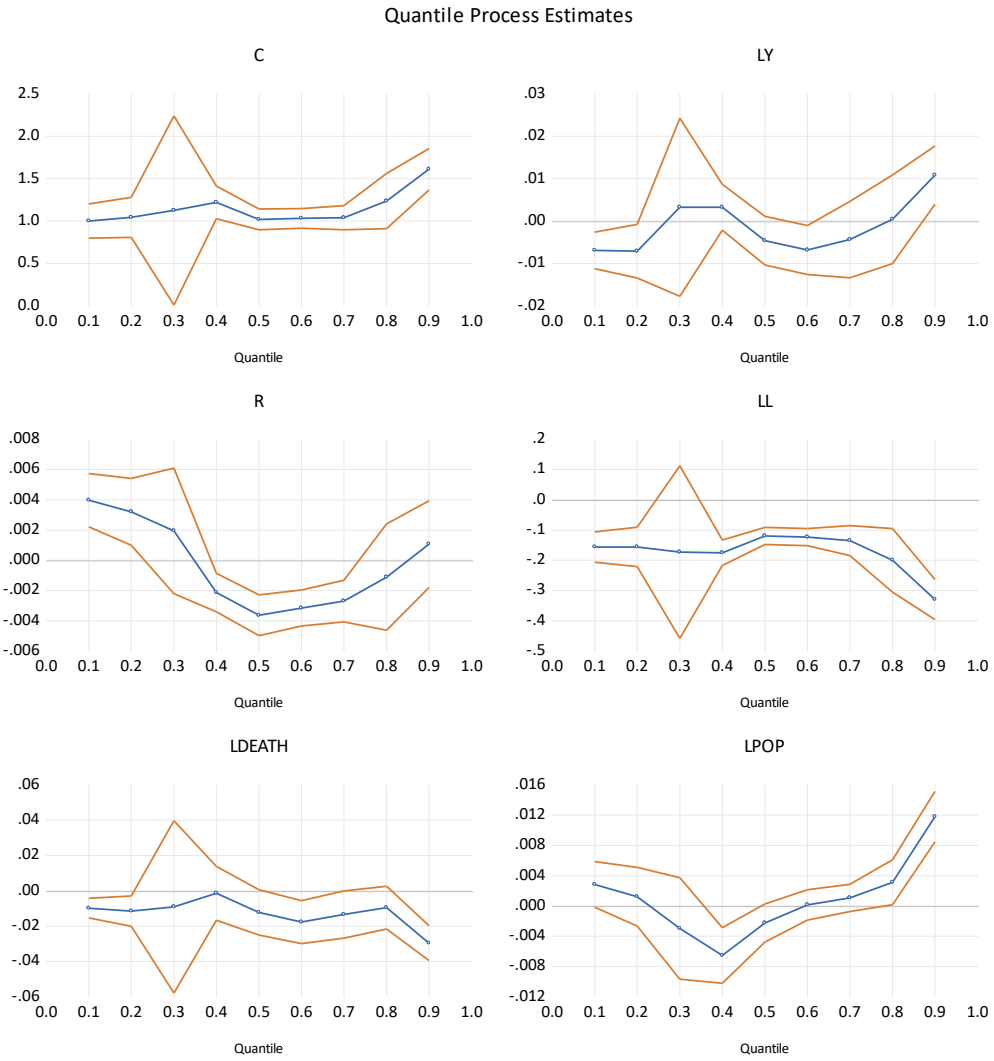
جدول(۵): نتایج رگرسیون چندک برای دهک‌ها

متغیر	OLS	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	ششم	هفتم	هشتم	نهم
C	**۱/۲۷۸۰	**۰/۹۹۹۰	**۱/۰۴۳۲	**۱/۱۲۴۰	**۱/۲۱۸۰	**۱/۰۱۷۸	**۱/۰۳۰۰	**۱/۰۳۷۷	**۱/۲۳۴۹	**۱/۶۱۰۱
LY	-۰/۰۰۱	**-۰/۰۰۷۰	-۰/۰۰۷۱	**۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۳۲	-۰/۰۰۴۶	-۰/۰۰۶۹ **	-۰/۰۰۴۴	-۰/۰۰۰۴	**۰/۰۱۰۸
R	-۰/۰۰۰۴	**۰/۰۰۴۰	**۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۱۹	-۰/۰۰۲۱ **	-۰/۰۰۳۶ **	**۰/۰۰۳۱	-۰/۰۰۲۷ **	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۱
LL	**-۰/۲۰۷۸	**-۰/۱۵۶۰	-۰/۱۵۶۰ **	-۰/۱۷۳۰	-۰/۱۷۵۲ **	-۰/۱۱۹۴ **	-۰/۱۲۳۵ **	-۰/۱۳۴۹ **	-۰/۱۹۹۹ **	-۰/۳۲۹۵ **
LDEATH	**-۰/۰۱۷۹	**-۰/۰۰۹۸	-۰/۰۱۱۵ **	-۰/۰۰۹۱	-۰/۰۰۱۴	-۰/۰۱۲۲ ***	-۰/۰۱۷۷ **	-۰/۰۱۳۴ **	-۰/۰۰۹۵	-۰/۰۲۹۶ **
LPOP	-۰/۰۰۲۰	***۰/۰۰۲۸	-۰/۰۰۱۲ **	-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۰۶۵ **	-۰/۰۰۲۳ ***	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۱	**۰/۰۰۳۱	**۰/۰۱۱۷

: سطح معناداری ۵٪ *: سطح معناداری ۱٪

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج حاصل از برآورد تابع نابرابری درآمد به روش چندک رگرسیون، در قالب داده‌های تابلویی برای کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی در جدول ۵ ارائه شده است. در این رگرسیون، برآورد معادله برای بازه‌های ۱۰ درصدی نمونه انجام شده است. همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، بیشتر متغیرها، اثر معناداری بر نابرابری درآمد کشورهای مورد مطالعه دارند. نتایج در نمودار ۱ ارائه شده است. هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد در کشورهایی که جزء ۵۰ درصد پایین سطح درآمدی در این گروه هستند، بسیار بیشتر از کشورهایی است که در ۵۰ درصد بالای سطح درآمدی قرار دارند؛ هرچند که این امر برای هر دو گروه مثبت و منفی است. رشد اقتصادی، اثر منفی بر نابرابری درآمد دارند (یعنی افزایش رشد اقتصادی می تواند به کاهش نابرابری درآمدی منجر شود)؛ ولی با افزایش تولید ناخالص سرانه در این گروه، تأثیر این عامل ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌یابد. تأثیر اُمید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت بر نابرابری درآمد منفی است؛ یعنی کشورهایی که در بالاترین رده به لحاظ سطح درآمدی قرار دارند، تأثیر متغیرهای اُمید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر بر نابرابری درآمد بسیار بیشتر از کشورهایی است که در رده‌های پایین‌تر درآمدی قرار دارند؛ ولی برای متغیر جمعیت این امر برعکس است.



نمودار (۱): تأثیر متغیرها بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج تقارن برای چندک‌های موردبررسی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج تقارن برای چندک‌های موردبررسی

متغیر	تقارن بین چندکها	آماره	احتمال
C	۰/۱۶۴۱	۰/۱۴۶۸	۰/۲۶۳۷
LY	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۵۹	۰/۸۷۶۴
R	**۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۰
LL	**-۰/۰۸۵۷	۰/۰۴۴۰	۰/۰۵۱۶
LDEATH	۰/۰۰۳۶-	۰/۰۱۰۵	۰/۷۲۹۷
LPOP	**-۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۴۷

**: سطح معناداری ۵٪

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به مقادیر احتمال محاسباتی، در چندک‌های مورد بررسی در مورد متغیرهای هزینه‌های سلامت نسبی، اُمید به زندگی و جمعیت، نتایج حاکی است تقارن بین چندک‌ها رد نشده و در مورد نرخ متغیرهای رشد اقتصادی و نرخ مرگ‌ومیر، تقارن بین چندک‌ها رد شده است؛ به عبارت دیگر با افزایش نابرابری درآمد، به ترتیب اثر مثبت هزینه‌های نسبی سلامت و اثرات منفی اُمید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت بر درآمد کاهش یافته است.

مهم‌ترین یافته این مطالعه این است که در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی با افزایش هزینه‌های نسبی سلامت، توزیع درآمد افزایش یافته است. این مطالعه موافق با مطالعات اوجیکه و همکاران (۲۰۲۱) و کوچی[1] (۲۰۲۲) می‌باشد که روند بلندمدت و کوتاه‌مدت سلامت بر نابرابری درآمدها، مثبت و معنادار است و مخالف با مطالعات تورول (۲۰۲۰)، باتاچارجی و همکاران (۲۰۱۷) و بذرافکن و همکاران (۱۳۹۸) است که بین هزینه‌های سلامت سرانه و نابرابری درآمد رابطه منفی وجود دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه یکی از دغدغه‌ها و چالش‌های اصلی پیش روی نظام‌های سلامت در سراسر دنیا، افزایش و رشد روزافزون هزینه‌های سلامت است. گسترش مداوم فن‌آوری‌های جدید و گران‌قیمت سلامت، عدم تعادل عرضه و تقاضای خدمات سلامت، افزایش انتظارات جوامع از نظام‌های سلامت و رشد بیماری‌های مزمن و سخت درمان در میان مردم، می‌تواند از دلایل مهم این افزایش باشد.

هدف از این مطالعه، تأثیر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد در ۳۷ کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۲ با روش رگرسیون چندک می‌باشد. مدل مورد استفاده شامل متغیرهای هزینه‌های نسبی سلامت، رشد اقتصادی، اُمید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت می باشد که بر نابرابری درآمد (ضریب جینی) اثرگذار هستند. نتایج این مطالعه (با استفاده از رویکرد رگرسیون چندک تابلویی) حاکی از آن

[1] Kotschy

است که افزایش هزینه‌های نسبی سلامت باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. اثر هزینه‌های نسبی سلامت بر نابرابری درآمد در کشورهایی که جزء ۵۰ درصد پایین سطح درآمدی در این گروه هستند، بسیار بیشتر از کشورهایی است که در ۵۰ درصد بالای سطح درآمدی قرار دارند؛ هرچند که این امر برای هر دو گروه، مثبت و منفی است. رشد اقتصادی، اثر منفی بر نابرابری درآمد دارد؛ ولی با افزایش تولید ناخالص سرانه در این گروه، تأثیر این عامل ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌یابد. تأثیر اُمید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت بر نابرابری درآمد نیز منفی است؛ یعنی تأثیر متغیرهای اُمید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و جمعیت بر نابرابری درآمد در کشورهایی که در بالاترین رده به لحاظ سطح درآمدی قرار دارند، بسیار بیشتر از کشورهایی است که در رده‌های پایین‌تر درآمدی قرار دارند؛ ولی برای متغیر جمعیت این امر برعکس است. همچنین با توجه به تأثیر ساختار جمعیت بر نابرابری درآمد لازم است در طراحی و تدوین سیاست‌ها در زمینه سلامت، ساختار جمعیتی به شکلی جدی مورد توجه قرار گیرد. سیاست‌های بهداشتی، درمانی و بهبود کیفیت زندگی برای بالا بردن اُمید به زندگی و کاهش نرخ مرگ‌ومیر، سیاست‌های افزایش سرمایه‌گذاری (کاهش مصرف، ارتقای امنیت اقتصادی، توسعه صادرات و ...) برای کاهش نابرابری درآمد پیگیری شود.

از سوی دیگر دولتمردان با شناخت عوامل کلیدی مؤثر بر هزینه‌های نسبی سلامت می‌توانند، ضمن بهبود زیرساخت‌های بهداشتی، اقدام به نظام سازی حوزه سلامت، کاهش فشار بر کشورها و افزایش هزینه‌های سلامت در کشورهای (منتخب) عضو سازمان همکاری اسلامی نمایند. این مطالعه شواهد قوی ارائه می‌دهد که کشورهای مختلف باید سیاست‌هایی برای افزایش درآمد خانوارهای اجزا کنند که این امر می‌تواند از طریق اشتغال آن ها، افزایش کمک های بلاعوض و یارانه‌های سلامت تحقق یابد.

فهرست منابع

احمدی، علی‌اکبر، رستمی نیا، محمد اسماعیل، و غیبی، علیرضا (۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. فصلنامه اقتصاد مالی، سال دهم، ۳۲-۱۵. dor: 0.1001.1.25383833.1395.10.36.2.2

امین رشتی، نارسیس و اصغری، لیلا (۱۳۹۰). بررسی نقش هزینه‌های سلامت بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۶(۵)، ۱۶۰-۱۳۵. dor: 20.1001.1.25383833.1390.5.16.6

انصاری سامانی، حبیب، ابو نوری، اسمعیل، کشاورز، هادی، و زارع، ابراهیم (۱۳۹۶). تصمیمات توزیعی و ترجیحات اجتماعی: استخراج منحنی لورنز پیشنهادی (موردمطالعه: دانشجویان دانشگاه مازندران). اقتصاد تطبیقی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، ۱، ۳۱-۱.

بذرافکن، اشکان، گشتاسبی پور، ابراهیم، کایدخورده، علی‌اصغر، و فقهی، حمیده (۱۳۹۸). بررسی اثر مخارج سلامت بر ضریب جینی (نابرابری درآمدی) در ایران. چهارمین کنفرانس بین‌المللی دستاوردهای نوین پژوهشی در علوم انسانی و مطالعات اجتماعی و فرهنگی.

جمال شرق، سعید، خسروی نژاد، علی‌اکبر، گرائی نژاد، غلامرضا، و میرزائی نژاد، محمدرضا (۱۴۰۰). بررسی اثر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران: رویکرد پانل کوانتایل. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۸(۲)، ۲۳۸-۲۰۷. doi: JR_ATE-8-2_008

حسینی، سید شمس‌الدین، و قبادی، نسرین (۱۳۹۷). تحلیلی بر چگونگی تحولات توزیع درآمد در ایران مبتنی بر شاخص‌های منتخب، (۱۳۸۰-۱۳۹۳). فصلنامه اقتصاد مالی، ۴۳(۱۲)، ۱۰۶-۷۵. dor: 20.1001.1.25383833.1397.12.43.4.2

راغفر، حسین، زرگری، نیلوفر، و سنگری مهذب، کبری (۱۳۹۲). اندازه‌گیری نابرابری در هزینه‌های سلامت در ایران. مجله پژوهشی حکیم،۱۶(۲)، ۸۹-۹۷.

رجبی، احسان، اخوان خرازیان، رویا (۱۴۰۰). بررسی رابطه پویای بین انتشار دی‌اکسید کربن، مخارج سلامت و رشد اقتصادی کشورهای اسلامی، نشریه فرهنگ و ارتقای سلامت فرهنگستان علوم پزشکی، دوره پنجم، شماره سوم: ۳۷۴-۳۶۹.

روغنی، شیدا، هراتی، جواد، و نیکو قدم، مسعود (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست و سلامت در ایران و مجموعه‌ای از کشورها با سطوح درآمدی مختلف. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی گرایش علوم اقتصادی، دانشگاه بجنورد.

شعبانی، حامد، رضایتمند، محمدرضا و محمدی فرزانه (۱۳۹۸). عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت در ایران و کشورهای عضو سند چشم‌انداز ۱۴۰۴، مجله مدیریت اطلاعات سلامت، سال شانزدهم، شماره اول: ۲۳- dor/10.22122/him.v16i1.3818.۱۸

صفر زاده، سیما (۱۴۰۰). تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و انرژی‌های تجدیدپذیر بر هزینه‌های بهداشت و سلامت با تأکید بر درجه باز بودن اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه. اولین کنفرانس مدیریت، مهندسی صنایع، حسابداری و اقتصاد.

طیبی، سعید (۱۴۰۲). بررسی اثر نابرابری درآمد بر مخارج بهداشتی در ایران، اولین کنفرانس بین‌المللی توانمندی مدیریت، مهندسی صنایع، حسابداری و اقتصاد، بابل.

عسگری، حشمت اله، و بادپا، بهروز (۱۳۹۴). اثر مخارج سلامت بخش عمومی و خصوصی بر وضعیت سلامت افراد در ایران. مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی ایلام، ۲۳(۵)، ۴۶-۳۶.

کریمی، کیوان. (۱۳۹۴). تأثیرپذیری توزیع درآمد در ایران از هزینه‌های سلامت.کنفرانس بین‌المللی جهت‌گیری‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تبریز.

ماهر، علی، احمدی، علی‌محمد، و شکری جمنانی، آناهیتا (۱۳۸۷). چگونگی روش‌های تأمین منابع مالی نظام سلامت کشورهای منتخب. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۸(۱)، 35-۱. dor: 20.1001.1.17356768.1387.8.1.1.8

محمد زاده، یوسف، و حسن‌زاده، خدیجه (۱۳۹۵). تأثیر خصوصیات اقتصادی- اجتماعی خانوارها و توسعه منطقه‌ای بر روی هزینه‌های بهداشتی و فاجعه‌بار سلامتی. مجله دانش و تندرستی، ۱۱(۳)، ۱۶-۸ :doi 10.22100/jkh.v11i3.1320 .

محمد زاده، یوسف ، تقی زاده، نرگس، و نظریان، علمناز (۱۳۹۶). نابرابری درآمد، فقر و سلامت عمومی. پیاورد سلامت. ۲۲۰-۲۳۴.

مرادی، فاطمه، جعفری، محمد، و فتاحی شهرام (۱۴۰۰). تأثیر شاخص فلاکت و کنترل فساد بر نابرابری درآمد: با رویکرد کوانتایل. فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۴۰(۱۰)، ۲۴۱-۱۷۹. dor: 20.1001.1.23222530.1400.10.40.8.1

همایی راد عنایت اله، حسین صمدی علی (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر مخارج سلامت در کشورهای اکو با استفاده از رویکرد بلندمدت داده‌های هیئت‌رئیسه‌ای. دومین گردهمایی عدالت در سلامت از طریق بهینه‌سازی اقتصادی مراقبت از سلامت.

20) Aboubacar, B., & Xu, D. (2017). The impact of health expenditure on the economic growth in Sub-Saharan Africa. *Theoretical Economics Letters*, 7(3), 615-622. **doi: 10.4236/tel.2017.73046**.

21) Acemoglu, D., & Autor, D. (2011*). Skills, tasks, and technologies: Implications for employment and earnings*. In Handbook of Labor Economics, 4, 1043-1171. Elsevier.

۲۲) Bhattacharjee, A. J., Shin, K., Subramanian, C., & Swami Nathan, S. (2017), Health care investment and income inequality. *Journal of Health Economics*, 56, 163–177. **doi: 10.1016/j.jhealeco.2017.08.007**.

23) De VogliMistry, R. R., Gtnesotto, R. & Cornia, G. A. (2005). Has the relationship between income inequality and life expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialized countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 59(2), 158–162. **doi: 10.1136/jech.2004.020651**.

24) Drabo, Alassane (2011). Impact of income inequality on health: does environment quality matter?. Environment and Planning, 2011, 43 (1), 146-165. ⟨halshs-00564922⟩

25) Feinstein, J. S. (1993). The relationship between socioeconomic status and health: A review of the literature. *The Milbank Quarterly*, 71(2), 279–322. **doi.org:10.2307/3350401**.

26) Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*. 80(2), 223-255. **Doi: /10.1086/259880.**

27) Heathcote, J., Perri, F., & Violante, G. L. (2009). Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 15-51. **doi: 10.1016/j.red.2009.10.010**.

28) Herzer D., & Nunnenkamp, P. (2015). Income inequality and health: Evidence from developed and developing countries. *Economics*, 9(1). **doi: 10.5018/economics-ejournal.ja.2015-4.**

29) La Porta, Caterina A. M. & Zapperi, Stefano. (2024). Health and income inequality: a comparative analysis of USA and Italy. Frontiers in Public Health. 12(2). **https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1421509**

30) Irvin E., & Oskali E., (2006) Social determinants of health. Translated by Niknam MH. Iran: Vefagh: 5-20
[Book in Persian].

31) Koenker R. & Bassett, G. W. (1978), Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1). 33–49.

32) Koenker R. & Hallock, K. (2001), Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156.
Doi: 10.1257/jep.15.4.143

33) Kotschy, R. (2022). Health improvements impact income inequality. *The Journal of the Economics of Ageing*, 22, 100385. **doi:10.1016/j.jeoa.2022.100385**

34) Marmot, M.G. (2003). Understanding social inequalities in health. *Perspectives in Biology and Medicine*, 46 (3 Suppl), S9–S23. **doi: 10.1353/pbm.2003.0070**.

35) Ojike, R. O., Ikpe, M., Uwajumogu, N. R., Yuni, D. N., Okwor, S. A., & Enyoghasim, M. O. (2021). Education, Health Spending, and Sustainable Development in Nigeria: Empirical Analysis using an ARDL Bounds Test Approach. *African Journal of Business and Economic Research*, 16(2), 29**. doi: 10.31920/1750-4562/2021/v16n2a2**

36) Ourti, V.T., Doorslaer. V.E. & Koolman, X. (2009). The effect of income growth and inequality on health inequality: Theory and empirical evidence from the European panel. *Journal of Health Economics*, 28(3), 525–539. **doi: 10.1016/j.jhealeco.2008.12.005**

37) Pulok, M. H. (2012), *Revisiting health and income inequality relationship: evidence from developing countries.* Barcelona Graduate School of Economics.

38) Robert S. A. & House, J.S. (2000). *Socioeconomic inequalities in health: Integrating individual, community, and societal-level theory and research*. The handbook of social studies in health and medicine, 115, 35.

39) Standardized World Income Inequality Database (SWIID) (2023). Available at:https://fsolt.org/swiid/

Mujtaba G, Shahzad SJ H., (2021). Air pollutants, economic growth and public health: implications for sustainable development in OECD countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 10: 12686-12698. **doi: 10.1007/s11356-020-11212-1.**

40) Strulik, H., & Werner, K. (2016). 50 is the new 30 long-run trends of schooling and retirement explained by human aging. *Journal of Economic Growth*, 21, 165-187. **doi: 10.1007/s10887-015-9124-1**

41) The Organisation for Economic Co-operation and Development OECD (2017): Preventing Ageing Unequally, Paris: OECD Publishing. Available at: https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm

42) Torre, R., & Myrskylä, M. (2011). Income inequality and population health: a panel data analysis on 21 developed countries. *Max-Planck-Institut für demografische Forschung*, 1-34. **doi: 10.4054/MPIDR-WP-2011-006.**

43) Torul, O. (2020). On Health Expenditure and Income Inequality. *In Multidimensional Perspectives and Global Analysis of Universal Health Coverage (IGI Global)*, 117-151**. doi: 10.4018/978-1-7998-2329-2.ch005**.

44) United Nations (2022) Sustainable development goals report (2022).https:// unstats.un.org/sdgs

45) Wang, K.M. & Nguyen Thi, T.B. (2021). Quantile panel-type analysis for income inequality and healthcare expenditure. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 35(1), 1-21. **doi:10.1080/1331677X.2021.1948436**

46) World Health Organization. (2023). The World Health Report 2000-Health systems: Improving performance. Available at: https://www.who.int/

47) World Development Index (WDI). (2023). Available at:https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

48) Ye, L., & Zhang, X. (2018). Nonlinear Granger Causality between health care expenditure and economic growth in the OECD and major developing countries. *International journal of environmental research and public health*, 15(9), 1953. **doi: 10.3390/ijerph15091953.**

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

The Effect of Relative Health Costs on Income Inequality in Selected Member Countries of the Organization of Islamic Cooperation (Quantile Panel Approach)

Mohammad Ameli[1]
Manijeh Hadinejad[2]
Abolfazl Ghiasvand[3]

Received: 2025/March/28 Accepted: 2025/June/03

Abstract

Nowadays, one of the main concerns and challenges facing health systems around the world is the increasing and growing health costs. The present study has examined the effect of relative health costs on income inequality. The effect of relative health costs on income inequality was examined using the Gini coefficient and a quantile approach using annual panel data from 2000 to 2022 in selected OIC member countries. The empirical results indicate that the effect of relative health costs on income inequality in countries that are in the bottom 50% of the income level in this group is much greater than in countries that are in the top 50% of the income level; although this is positive and negative for both groups. The effect of life expectancy, mortality rate, and population on income inequality is also negative, it means, the effect of life expectancy and mortality rate on income inequality in countries with the highest income levels is much greater than in countries with lower income levels; but for the population variable, this is the opposite. Also, considering the effect of population structure on income inequality, it is necessary to seriously consider the design and development of policies in the field of health, hygiene, and population structure. Health, treatment, and quality of life policies should be pursued to increase life expectancy and reduce mortality rate, and policies to increase investment should be pursued to reduce income inequality.

Keywords: relative health costs, income inequality, quantile panel
Jel classification: H51, I14, C23.

[1] Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. st_m_ameli@azad.ac.ir
[2] Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author) man.hadinejad@iauctb.ac.ir
[3] Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. Ab.Ghiasvand@iau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۲۱۳ تا ۲۳٤

بررسی محیط اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری متقاضیان ضمانتنامه‌های اعتباری در صندوق ضمانت صادرات ایران

فرشید احمدی سرتختی[۱]
کامبیز هژبر کیانی[۲]✉
سید شمس الدین حسینی[۳]
عباس معمارنژاد[۴]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱٤

چکیده

صندوق ضمانت صادرات ایران طی دهه اخیر حدود ۱۵/۸ میلیارد دلار از طریق صدور انواع ضمانتنامه و بیمه نامه، ریسک پذیرفته است که بیشترین مبلغ خسارت مربوط به ضمانتنامه‌های اعتباری صادره به نفع اعتبار دهندگان می‌باشد. لذا در این تحقیق سعی شده است تاثیر محیط اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری متقاضیان ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق ضمانت صادرات ایران شناسایی گردند. برای این منظور برای اولین بار داده‌های ۲۱۷۰ مورد اعتبار اعطایی این صندوق، جمع آوری شده است. همچنین با توجه به ماهیت متغیر وابسته یعنی احتمال تسویه اعتبار اعطا شده— که یک متغیر موهومی می‌باشد- از دو مدل اقتصادسنجی لوجیت و پروبیت برای برآورد مدل تجربی تحقیق استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، متغیرهای مهم اقتصاد کلان یعنی نرخ رشد اقتصادی کشور تاثیر مثبت و نرخ سود واقعی تاثیر منفی بر احتمال تسویه اعتبار دریافتی دارند. سایر نتایج تحقیق نشان می‌دهد، تعداد پرسنل شاغل در شرکت وام گیرنده و نسبت جاری اثر مثبت و دوره گردش عملیات مالی اثر منفی بر احتمال تسویه اعتبار دریافتی دارد.

واژه‌های کلیدی: ریسک اعتباری، صندوق ضمانت صادرات ایران ، مدل لوجیت، مدل پروبیت.
طبقه بندی JEL: G32; G23; C25

۱ گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. farshid.ahmadi1560 @iau.c.ir
۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول) kianikh@yahoo.com
۳ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد،دانشگاه علامه طباطبائی ، تهران، ایران. s.s.hoseini@gmail.com
۴ گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. memarnejad@srbiau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

اعتبار[1] مانند خون در رگ تجارت و کسب و کار می‌باشد و موسسات بیمه اعتبار صادراتی[2] به عنوان بنگاه‌های منحصر بفرد با ساختارهای دولتی، نیمه دولتی و خصوصی در هر کشوری تلاش می‌کنند تا با پذیرش ریسک، یک بستر امن برای تجارت ایجاد نمایند. شرکت‌های بیمه اعتبار صادراتی از جمله نهادهای بسیار مهم و کلیدی در تسهیل تجارت بین کشورها و توسعه صادرات کالا و خدمات بوده که این مهم خود منجر به افزایش تولید و به تبع آن توسعه اقتصادی کشورها می‌شود. این موسسات در سال ۲۰۲۰ میلادی حدود ۱۱ درصد از حجم صادرات جهانی (معادل ۲.۴۰۴ میلیارد دلار) را با صدور انواع پوشش‌های اعتباری تضمین نموده‌اند (بولتن اتحادیه برن[3]). شکاف اطلاعاتی موجود میان اعتباردهنده و اعتبارگیرنده که از آن به عدم تقارن اطلاعات[4] یاد می‌شود، اساس علمی شکل‌گیری نظام سنجش اعتبار را تشکیل می‌دهد. عدم تقارن اطلاعات میان اعتباردهنده و گیرنده اعتبار، موجب ایجاد انتخاب نامساعد یا "کژگزینی"[5] و مخاطرات اخلاقی یا "کژمنشی"[6] در زمینه تسهیلات اعتباری می‌شود. کژگزینی و کژمنشی منجر به کاهش عملکرد اعتبار دهندگان و همچنین افزایش قابل توجه مطالبات معوق و سررسید گذشته خواهد شد. کژگزینی و کژمنشی گاهاً می‌تواند، موجب ورشکستگی بانک‌ها و موسسات مالی و اعتباری شود. چنین موضوعاتی باعث می‌شود تا برخی از اشخاص حقیقی یا حقوقی قادر باشند با دریافت تسهیلات اعتباری از اعتباردهندگان به سوء استفاده از این موضوع اقدام نمایند. راه‌حلی که در دنیا برای مقابله با این چالش اندیشیده شده است، بهره‌گیری از سیستم‌های اطلاعات اعتباری و تسهیم اطلاعات مربوط به مشخصات و تاریخچه اطلاعات اعتباری مشتریان با سایر بانک‌ها و شرکت‌های رتبه‌بندی اعتباری می‌باشد. بهره‌گیری از این سامانه‌ها موجب می‌شود تا از مشکل عدم تقارن اطلاعاتی میان اعتباردهنده و اعتبارگیرنده کاسته شده و اعتباردهندگان تصمیمات بهتری را در زمینه اعطای تسهیلات اعتباری اتخاذ نمایند و مشتریان نیز با اتکا به پیشینه اعتباری خوب خود، بتوانند میزان بالاتری از تسهیلات اعتباری را دریافت نمایند (محمد جلیلی ۱۳۸۹).

صندوق ضمانت صادرات ایران[7] به عنوان تنها موسسه بیمه اعتبار صادراتی رسمی ایران، ۱۰۰ درصد دولتی بوده و تمامی تعهدات مربوط به پوشش‌های صندوق بر عهده دولت می‌باشد. این صندوق با سرمایه ۱۳ هزار میلیارد ریالی طی دو دهه اخیر، حدود ۲۵ میلیارد دلار از طریق صدور انواع ضمانتنامه و بیمه نامه، ریسک پذیرفته است. مبالغ صدور ضمانتنامه و همچنین مبالغ خسارت پرداختی بابت آن، بیش از دو محصول دیگر بیمه‌ای صندوق مذکور بوده است. ضمانتنامه‌های اعتباری بصورت ریالی و یا ارزی صادر شده و در واقع جایگزین انواع وثایق برای اعطای اعتبار توسط اعتبار دهندگان می‌باشد. این ضمانتنامه، ریسک گیرنده اعتبار را به نفع اعتبار دهنده (سیستم بانکی) تحت پوشش قرار می‌دهد (صندوق ضمانت صادرات ایران، ۱۴۰۰).

[1] Credit
[2] Export Credit Agencies
[3] Berne Union Bulletin
[4] Asymmetric information
[5] Adverse Selection
[6] Moral Hazard
[7] Export Guarantee Fund of Iran

موضوع ریسک و چگونگی مدیریت، کنترل و کاهش آن همواره یکی از دغدغه‌های جدی وزرای کلیدی دولت (اعضای مجمع) و مسولین این نهاد حمایتی بوده است. وفق آمار و مستندات موجود در صندوق ضمانت صادرات ایران (جدول یک)، بیشترین آمار صدور ضمانتنامه طی دوره ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۷ بیش از ۶/۷ میلیارد دلار بوده است و بیشترین مبلغ خسارت (که بیش از ۳۱۷ میلیون دلار است) مربوط به ضمانتنامه‌های اعتباری صادره به نفع اعتبار دهندگان می‌باشد.

جدول ۱- آمار پوشش و خسارت پرداختی محصولات صندوق (میلیون دلار)

ردیف	نوع محصول	جمع مبلغ پوشش	مبلغ خسارت	نسبت خسارت به پوشش به درصد
۱	بیمه نامه کوتاه مدت	۴۰۵۴	۶۲	۱/۵
۲	بیمه نامه میان و بلند مدت	۵۰۰۹	۸۶	۱/۷
۳	ضمانتنامه	۶۷۱۹	۳۱۸	۴/۷
	جمع کل	۱۷۷۸۲	۴۶۶	۲/۹

منبع: صندوق ضمانت صادرات ایران (۱۴۰۰)

برای تصمیم گیری صحیح و کاهش میزان خسارت، این صندوق می‌بایست، درجه اعتبار و قدرت بازپرداخت اصل و سود تسهیلات دریافت کننده را تعیین نماید تا احتمال برگشت اصل و سود تسهیلات اعطایی، یعنی ریسک درجه اعتبار، کاهش یابد (پویان فرو دیگران، ۱۳۹۲). در این صورت ضمن ارزیابی ریسک اعتباری، می‌توان نسبت به رتبه بندی مشتریان اعتباری نیز اقدام نمود. مزیت دیگر، کاهش هزینه‌های تأمین مالی برای مشتریان خوب[1] در مقابل مشتریان بد حساب[2] است در واقع با بکارگیری یک سیستم اعتبارسنجی دقیق می‌توان فرهنگ اعتباری مشتریان را با تشویق و یا تنبیه (کاهش/افزایش نرخ سود و سقف اعتبار) به سمت درستی هدایت و راهبری نمود و عدالت مالی را برقرار کرد. افزایش دقت، سرعت و کاهش هزینه‌ها، کاهش مطالبات معوق، سهولت فرایند وام‌گیری، جلوگیری از قضاوت‌های شخصی، جلوگیری از رانت و فساد از دیگر مزایای وجود یک سیستم اعتبار سنجی مناسب است.

با دستیابی به یک الگوی بهینه برای اعتبارسنجی مشتریان ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق ضمانت صادرات، می‌توان ریسک اعتباری و به تبع آن خسارات پرداختی صندوق را کاهش داد. بگونه‌ای که حتی اگر تنها یک درصد خسارت‌های صندوق کاهش یابد در این‌صورت حداقل سالیانه بیش از ۵۰۰ میلیارد ریال از مجموع خسارات وارده به صندوق کاهش خواهد یافت. بدیهی است با افزایش صدور ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق، این رقم افزایش بیشتری نیز خواهد یافت. بر این اساس سوال اصلی تحقیق آن است که چه عواملی بر نکول اعتبارات اعطایی از سوی صندوق ضمانت صادرات ایران موثر هستند؟ به منظور پاسخ به سوال مذکور، مطالعه حاضر به بررسی تاثیر

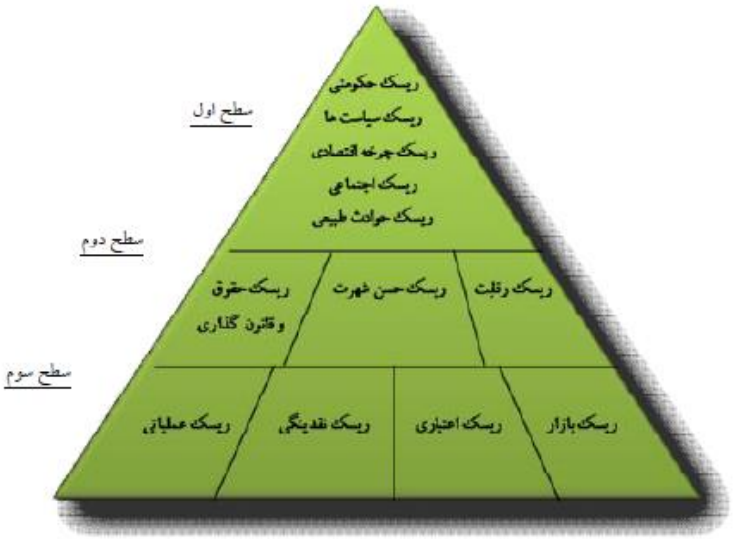
[1] Good credit
[2] Bad credit

محیط اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری مشتریان ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق ضمانت صادرات ایران می‌پردازد تا بتوان زیان‌های ناشی از عدم تعیین دقیق ریسک اعتباری مشتریان صندوق ضمانت صادرات ایران و هزینه‌های بازیافت خسارت‌های پرداختی توسط این صندوق را کاهش داد.

به منظور نیل به اهداف، مطالعه حاضر در پنج قسمت طراحی شده است. در قسمت بعدی مبانی نظری و یافته‌های مطالعات تجربی قبلی مرور خواهند شد. در قسمت سوم مدل تحقیق ارائه خواهد شد. در قسمت چهارم نتایج تحقیق و سرانجام در قسمت پنجم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهند شد.

۲. مبانی نظری و مروری بر مطالعات تجربی قبلی

ریسک به مفهوم احتمال بروز ضرر و زیان ناشی از عدم قطعیت در انجام امور به دلیل نبود اطلاعات کامل و شناخت صحیح و همه جانبه ما از جهان پیرامون است. به دلیل گستردگی و تنوع فعالیت‌های بانکی، پژوهشگران و صاحب نظران هیچ گونه اتفاق نظری درخصوص انواع ریسک در عملیات بانکی ندارند (میرزائی و همکاران، ۱۳۹۰ و میرزائی بادیزی و همکاران، ۱۴۰۲). ریسک‌هایی که بر روی نهاد مالی تأثیر می‌گذارند را به سه سطح می‌توان تقسیم نمود: سطح اول، ریسک‌هایی که نهاد مالی هیچ گونه کنترل و تأثیری بر آنها ندارد و تنها از آنها تأثیر می‌پذیرد. سطح دوم، ریسک‌هایی است که نهاد مالی بر آنها تأثیر دارد اما این تأثیر اندک است و بیشتر تأثیر می‌پذیرد. سطح سوم، ریسک‌هایی هستند که بر نهاد مالی تأثیر می‌گذارند ولی نهاد مالی با اعمال روش‌ها و ابزارهایی می‌تواند آنها را تحت کنترل خود درآورند و مدیریت کنند (نمودار ۱).



نمودار ۱: تقسیم بندی سطوح ریسک

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱-۲- انواع ریسک‌های مالی

ریسک‌های مالی عبارتند از: (الف) ریسک بازار: به ریسک‌های اعلام شده‌ی بازار شامل ریسک نرخ بهره، ریسک نرخ ارز، ریسک تعدیلات و ریسک جاری اطلاق می‌شود. (ب) ریسک عملیاتی: به ریسک‌های ناشی از قصور و عدم کارایی نیروی انسانی، شکست تدابیر امنیتی، کنترل‌ها و فناوری، زیان‌های ناشی از عدم آگاهی و یا عدم صحت اطلاعات، ارتباطات، ریسک اجرایی قراردادها و آیین نامه‌ها و ریسک اعتماد و اعتبار با تمرکز کنترل در عملیات متقابل اطلاق می‌شود. (ج) ریسک نقدینگی: به ریسک‌های مربوط به خطا در تخمین نیازهای نقدی بانک در آینده اطلاق می‌شود. این برآوردها می‌تواند بر مبنای سه روش برآورد بر مبنای منابع و مصارف وجوه نقد، برآورد بر مبنای ساختار دارایی‌ها و بدهی‌ها و سرعت تبدیل آنها به وجوه نقد و برآورد بر مبنای شاخص‌های نقدینگی انجام گیرد. (د) ریسک اعتباری: در میان ریسک‌هایی که بانک‌ها و موسسات مالی را تهدید می‌کند، ریسک اعتباری به دلیل محوریت، حجم عملیات و به ویژه حساسیت آن، مهم‌ترین ریسک به شمار می‌رود (پندار و ویسی، ۱۳۹۹)و اصلی، ۱۳۹۰). به‌طورکلی چهار شاخص سنتی زیر به طور گسترده به منظور تعیین میزان ریسک اعتباری برای بانک‌ها در نظر گرفته می‌شوند: (۱) نسبت مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول به تسهیلات اعطایی. هرچه این نسبت بالاتر باشد، ریسک اعتباری موسسه نیز بالاتر است. (۲) نسبت مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک-الوصول به دارایی‌ها. افزایش این نسبت در دو مقطع نشانه افزایش ریسک اعتباری خواهد بود. (۳) نسبت ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول به تسهیلات اعطایی. افزایش حجم مطالبات مشکوک الوصول که به دلیل افزایش مطالبات سررسید گذشته و معوق بوده می‌تواند، بیانگر افزایش ریسک اعتباری باشد. (۴) نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به کل دارایی‌ها که رابطه مستقیم با ریسک دارد (اختیاری، ۱۳۸۹).

۲-۲- عوامل موثر بر ریسک اعتباری

دلایل مختلفی در شکل گیری و گسترش تسهیلات غیر جاری موثر هستند که در دو طبقه کلی عوامل کلان اقتصادی و درون سازمانی بیان می‌شوند (مهرآرا و بهلولوند، ۱۳۹۵) و در ادامه هر یک از این عوامل به اختصار مرور می‌شوند.

الف) عوامل کلان اقتصادی(برون سازمانی)

ریسک و ثبات بخش بانکی رفتار مخالف سیکل‌های تجاری از خود نشان می‌دهند بطوریکه در دوران رونق اقتصادی کاهش و در دوران رکود اقتصادی افزایش پیدا می‌کنند (جنتی مشکانی و همکاران، ۱۳۹۵) و بر همین اساس، در شرایط رونق و رکود اقتصادی، کشورها سیاست‌های مختلفی را اجرا می‌کنند که بر ثبات بخش بانکی موثر می‌باشند. در زمان رونق اقتصادی با توجه به سطح تولید و درآمد قابل تصرف خانوارها، توان بازپرداخت دیون و تعهدات توسط بنگاه‌های تولیدی و خانوارها بالا بوده و بنابراین ریسک اعتباری بانک‌ها پایین است. اگر رشد اقتصادی برای دوره‌های بلند مدت تداوم پیدا کند ممکن است تاثیر معکوس بر ریسک بخش بانکی بگذارد. از یک طرف افزایش مداوم و با ثبات درآمد ملی ممکن است منجر به خوش‌بینی جامعه نسبت به شرایط آینده شود و بنابراین تقاضا برای وام را افزایش دهند. از طرف دیگر، بانک‌ها و مؤسسات پولی و مالی نیز ممکن است به خاطر وصول مطالبات

و بهبود وضعیت ترازهای مالی و همچنین پیشی‌گرفتن از سایر بانکها و مؤسسات پولی و مالی در جلب رضایت مشتریان و کسب منابع بیشتر، قوانین و ضوابط مربوط به پرداخت اعتبارات را آسان‌تر گرفته و وسعت دایره پرداخت اعتبارات به اقشار مختلف جامعه را گسترش دهند. در این شرایط پرداخت اعتبارات به متقاضیان کم کیفیت‌تر افزایش خواهد یافت. حال اگر اقتصاد از شرایط رونق خارج و وارد دوره رکود شود، وام‌گیرندگان کم کیفیت توان و میل بازپرداخت دیون خود را نخواهند داشت. کاهش سطح درآمد قابل تصرف و کاهش ارزش وثیقه‌ها که در برخی موارد حتی از ارزش اصل و سود اعتبار دریافتی نیز بیشتر کاهش می‌یابد، مسبب آن می‌شود که وام‌گیرندگان برای اجتناب از بازپرداخت دیون، تمایل بیشتری از خود نشان بدهند. علاوه بر این در شرایط رکود اقتصادی بانکها نیز به منظور کنترل معوقات بانکی خود، معمولاً رو به سیاست‌های انقباضی در پرداخت اعتبارات می‌آورند. دو عامل مذکور سبب آن می‌شوند که متقاضیان برای دریافت اعتبارات در تنگنا قرار بگیرند. به خصوص اشخاصی که به منظور تسویه دیون معوق خود نیاز مجدد به دریافت وام دارند. اشخاصی که تسهیلات با بازپرداخت تک مرحله‌ای مضاربه، مشارکت و سایر موارد)دریافت نموده‌اند و پول آن را در پروژه‌های بلندمدت سرمایه‌گذاری کرده‌اند نیز، در بازپرداخت دیون خود دچار مشکل خواهند شد. این گروه از افراد با توجه به شرایط رکود اقتصادی، با رسیدن موعد بازپرداخت اصل و فرع وام، ناتوان از پرداخت بدهی خود به بانک می‌باشند. به طور کلی، در دوره رکود اقتصادی به دلیل کاهش تولید و درآمد، توان بازپرداخت دیون کاهش یافته و در این بین بانک‌ها که وظیفه تامین و تجهیز منابع مالی و اعطای تسهیلات دارند با مشکل مواجه شده و از سطح خدمات آنها کاسته می‌شود. به عبارت دیگر فعالیت بانک‌ها با کاهش حاشیه سود و افزایش ریسک نقدینگی و اعتباری همراه است. همچنین با کاهش ارزش وثیقه‌های بانکی در زمان رکود، تمایل وام گیرندگان برای بازپرداخت دیون‌شان کاهش می‌یابد (مهرارا و بهلولوند، ۱۳۹۵).

نرخ تورم یکی دیگر از عوامل مهم موثر بر نکول وام می‌باشد. نرخ تورم از عوامل مهم در نکول وام می‌باشد. افزایش نرخ تورم از یک طرف هزینه استقراض پول (نرخ بهره واقعی) را کاهش داده و تمایل به دریافت وام را افزایش می‌دهند. از طرف دیگر، افزایش نرخ تورم باعث کاهش درآمد وام‌گیرنده شده و قدرت او برای پرداخت دیون یا اقساط وام را کاهش می‌دهد و منجر به افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها می‌شود (قوش[1]، ۲۰۱۵). در مقابل تعدادی از محقیق معتقدند، نرخ تورم ارزش سرمایه‌گذاری‌های سنگین حاصل از بدهی‌های بانکی خانوارها و بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد که منجر به افزایش توان بازپرداخت آن‌ها می‌شود (مکری[2] و همکاران، ۲۰۱۴). عامل مهم دیگر تاثیرگذار بر نکول وام، نرخ بیکاری می‌باشد. با افزایش نرخ بیکاری در اقتصاد، درآمد خانوارها در بازپرداخت دیون کاهش می‌یابد و بر این اساس احتمال نکول وام افزایش می‌یابد. همچنین تعدادی از محققین مانند لورنس[3] (۱۹۹۵) معتقدند افراد با درآمد اندک احتمال بیکارشدن آن‌ها بالا می‌باشد که بر بازپرداخت دیون-شان موثر است. عامل مهم بعدی، نرخ بهره می‌باشد. با افزایش نرخ بهره، میزان بدهی افراد و بنگاه‌ها بابت اخذ وام افزایش می‌یابد که قطعا بر توانایی بازپرداخت آن‌ها موثر خواهد بود (نیلی و لاهریچی[4]، ۲۰۲۰). نرخ ارز واقعی

1 . Ghosh
2 . Makri
3 . Lawrence
4 . Naili and Lahrichi

عامل تاثیرگذار دیگر بر نکول وام می‌باشد. با کاهش نرخ ارز واقعی، قدرت خرید پول داخلی نسبت به خارجی افزایش یافته و این امر هزینه زندگی خانوارها داخلی و هزینه واردات مواد اولیه مورد نیاز بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد و در نهایت روی توانایی بنگاه‌ها در بازپرداخت وام تاثیر منفی می‌گذارد (نیلی و لاهریچی، ۲۰۲۰). محیط نهادی که بنگاه‌ها در آن مشغول فعالیت هستند به دلیلی تاثیری که بر اجرای قانون، کنترل فساد و مسولیت‌پذیری بالای عاملین اقتصادی فعال در جامعه دارد بر کیفیت وام‌های اعطایی و همچنین کاهش میزان نکول وام تاثیر بسزایی دارد (پارک[1]، ۲۰۱۲).

در این تحقیق متغیرهای مهم بیان کننده اقتصاد کلان کشور مانند نرخ رشد اقتصادی و نرخ سود واقعی از پارامترهای مهم تعیین کننده نکول اعتبار در نظر گرفته شده‌اند و وارد مدل تجربی شدند. همچنین استان محل فعالیت بنگاه‌ها به عنوان محیط اقتصاد کلان دوم (بعد از کل کشور) به عنوان تعیین کننده شرایط اولیه بیرونی تولید و از عوامل موثر بر نکول در نظر گرفته شده است. بانک اعتبار دهنده یکی از پارامترهای بیرون سازمانی و تعیین کننده ریسک اعتباری می‌باشد. در مواردی که بانک نسبت به اعتبارسنجی اصولی از مشتریان خود اقدام کند، مشتری معرفی شده به صندوق ضمانت صادرات از ریسک کمتری برخوردار می‌باشد. در مقابل بانک‌هایی که صرفاً به اخذ وثیقه برای پرداخت اعتبار اکتفا می‌کنند، دچار کژمنشی و کژگزینی می‌شوند و مشتریان پرریسک را به صندوق معرفی خواهند کرد. نتایج بینیسی و هاتچیسان (۲۰۱۸) نشان می‌دهد، وضعیت چشم‌انداز اقتصاد کلان، نقش مهمی در تعیین دقیق ارزش اطلاعات تغییرات رتبه‌بندی اعتباری دارد. دندرامیس و همکاران (۲۰۱۷) مقاله‌ای با عنوان "مدلسازی ریسک اعتباری در شرایط تنش رکود و مالی" دریافتند، شرایط اقتصاد داخلی کشور، یکی از متغیرهای مهم در مدلسازی میزان ریسک اعتباری در شرایط رکود و رونق می‌باشد.

ب) عوامل درون سازمانی

علاوه بر شرایط اقتصاد کلان، خصوصیات و ساختار بانک نیز در پرداخت وام و شرایط رقابت در صنعت بانکی به عنوان عوامل درونی بر مقدار ریسک اعتباری موثر است. بر اساس فرضیه مخاطره اخلاقی، بانک‌هایی که سرمایه محدودی دارند از ریسک اعتباری بالایی برخوردارند. در چارچوب این فرضیه، سرمایه محدودتر باعث نگرانی کمتر آنها از ورشکستگی شده و بنابراین به مخاطره اخلاقی منجر می‌شود. از این رو سهم وام‌های ریسکی در ترکیب وام‌های بانکی افزایش یافته که نتیجه آن افزایش میزان تسهیلات غیر جاری است (نیلی و لاهریچی، ۲۰۲۰). یکی دیگر از اثرات اخلاقی، بروز تضاد منافع می‌باشد به گونه‌ای که گاهی یک بانک اقدام به پرداخت وام با شرایط بسیار آسان به یک بنگاه می‌کند تا از تعرفه‌ها و کارمزدهای ناشی از به دست آوردن یک سری خدمات به آن بنگاه برخوردار گردد. در این صورت تخصیص ناکارای اعتبارات و افزایش ریسک اعتباری بوجود می‌آید (کردبچه و پردل نوش‌آبادی، ۱۳۹۰). اندازه بانک اعتبار دهنده از عوامل مهم موثر بر نکول وام می‌باشد. در این خصوص دو دیدگاه مختلف وجود دارد. از یک طرف بانک‌های با اندازه بزرگ بهتر قادر به ارزیابی وام‌های درخواستی، شرایط وام‌گیرنده و احتمال عدم توانایی وام گیرنده در پرداخت وام هستند. از طرف دیگر عده‌ای از محققین معتقدند، بانک‌های

[1] . Park

بزرگ‌تر ریسک‌پذیرتر بوده و بنابراین با پذیرش ریسک‌های بالاتر اقدام به اعطای وام‌های بیشتر می‌کنند و بنابراین کیفیت وام‌های پرداختی آن‌ها کاهش پیدا می‌کند و احتمال نکول وام افزایش می‌یابد (لوزیس[1] و همکاران، ۲۰۱۲). از متغیرهای مهم درون سازمانی موثر بر نکول اعتبارات، دوره گردش عملیات می‌باشد که با افزایش دوره گردش عملیات، توانمندی وام گیرنده برای تسویه تعهدات خود کمتر و ریسک اعتباری بیشتر خواهد شد. یکی دیگر از متغیرهای مهم، تعداد پرسنل مشغول در یک بنگاه اقتصادی می باشد که اندازه آن بنگاه و احتمال برخورداری بنگاه از صرفه جویی های ناشی از مقیاس را نشان می دهد. انتظار می رود با افزایش تعداد پرسنل هر بنگاه، ریسک اعتباری کاهش یابد. متغیر مهم بعدی نسبت جاری بوده که این نسبت، دارایی های جاری به بدهی های جاری را مورد سنجش قرار میدهد. بزرگ شدن این نسبت حاکی از فزونی دارایی های جاری بر بدهی های جاری بوده و بدیهی است با افزایش این نسبت، توانمندی شرکت برای ایفای تعهدات خود (بدهی های جاری) بیشتر شده و ریسک اعتباری کمتر می شود (عقبائی و همکاران، ۱۴۰۱ و آذری و همکاران، ۱۴۰۱).

۲-۳- روش‌های کاهش ریسک اعتباری

روش‌های کاهش ریسک اعتباری را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد: (۱) استقرار سیستم اعتبارسنجی داخلی و رتبه‌بندی مکانیزه مشتریان اعتباری، (۲) استانداردسازی ظرفیت‌سنجی مشتریان اعتباری، (۳) هوشمندسازی اعلام سررسید اقساط به تسهیلات گیرندگان و ضامنین، (۴) رعایت دقیق دستورالعمل‌های نظارتی بانک مرکزی از قبیل تسهیلات و تعهدات کلان و اشخاص مرتبط، (۵) تاکید بر اخذ وثایق معتبر و مطمئن و ترغیب مشتریان به ارائه وثایق نقد شونده‌تر با توجه به ضرایب ریسک وثایق در دستورالعمل‌های جدید کفایت سرمایه و (۶) بهره‌برداری از سامانه ذینفع واحد. (موسویان، ۱۳۸۵).

۲-۴- روش‌های ارزیابی اعتبار مشتریان

مؤسسه‌های اعتباری و بانک‌ها می‌بایست با توجه به پیچیدگی فعالیت‌ها و محیط اقتصادی مدل‌های مناسب جهت ارزیابی و امتیازدهی اعتباری مشتریان انتخاب نمایند در خصوص مشتریان اعتباری حقوقی بزرگ بانک‌ها از معیار 5C برای تصمیم‌گیری اعتباری استفاده می‌کنند البته معیار 5C می‌تواند با تعدیلاتی برای کلیه مشتریان به کار رود ولی برای مشتریان کوچک و متوسط شاخص‌های خاصی در مدل امتیازدهی گنجانده می‌شود.

معیار 5C: این معیار شامل موارد زیر می‌باشد: (الف) **شخصیت**: یعنی بررسی تعهدپذیری شهرت اجتماعی اعتبار متقاضی و بررسی صحت عمل وی در عملیات مالی و فعالیت‌های گذشته، (ب) **ظرفیت**: بررسی توان متقاضی در هدایت و رهبری فعالیت، (ج) **ظرفیت درآمدی**: شامل قدرت کسب سود و درآمدزایی، (د) **سرمایه** یعنی بررسی سرمایه و صورت‌های مالی متقاضی، (ه) **وثیقه** یعنی پیش‌بینی وثیقه‌ها یا ابزارهایی که می‌توان در زمان دریافتی اعتبار یا تسهیلات به‌عنوان پوشش در اختیار مؤسسه مالی یا بانک قرارداد و (و) **شرایط** یعنی بررسی

[1] . Louzis

شرایط سیاسی و اقتصادی و اجتماعی و عواملی بیرونی که بسته به نوع فعالیت شرکت از حیطه اختیار اعتبار گیرنده یا متقاضی خارج است و کنترلی بر آن نمی‌تواند داشته باشد ولی درعین‌حال می‌تواند بر بازپرداخت وام‌ها وام‌ها یا تعهدات اعتبار گیرندگان تاثیر بگذارد.

معیار LAPP: از دیگر معیارهای ارزشیابی وضعیت اعتباری متقاضی استفاده از معیار LAPP می‌باشد که بطور خلاصه موارد زیر را شامل می‌شود: (الف) **نقدینگی:** در کوتاه‌مدت میزان نقدینگی مشتری یعنی دسترسی وی به وجوه نقد یا توانایی او در تامین این وجوه به‌منظور رفع نیازهای جاری ازجمله پرداخت تعهدات کوتاه‌مدت مانند اصل و سود تسهیلات و یا اعتبارات دریافتی از اهمیت خاصی برخوردار است که گاهی نقدینگی از سود اهمیت بیشتری پیدا می‌کند و از نسبت‌های نقدینگی در بررسی معیار استفاده می‌شود. (ب) **فعالیت:** این معیار نوع و حجم فعالیت دوره گردش عملیات را نشان می‌دهد. (ج) **سودآوری**: این معیار میزان سودآوری، سود ناویژه و سود خالص را در مقایسه با فروش و قیمت تمام‌شده بررسی می‌کند. (د) **توان بالقوه یا پتانسیل:** استمرار فعالیت یک واحد اقتصادی در بازار بستگی مستقیم به توان بالقوه یا پتانسیل آن دارد. ازاین‌رو در این معیار مسائلی چون وضعیت و کارآیی مدیریت، ترکیب نیروی انسانی، محصولات، منابع مالی، نفوذ در بازار و ارتباطات بررسی و تحلیل می‌شود (جمشیدی ۱۳۸۷، ص ۲۶).

معیار 5P: این معیار شامل موارد زیر می‌باشد: (الف) **اشخاص**: بررسی و ارزشیابی نظرات مردم در خصوص واحد اقتصادی، شامل کارایی در امر تولید، تجارب و سن مدیران، پوشش‌های بیمه‌ای، سود حاصل از سرمایه و دارایی‌ها. (ب) **تولید یا محصول**: در این مبحث، سودآوری، کمیت و کیفیت، ارزش در دسترس بودن، اهداف بازاریابی، پوشش‌های بیمه‌ای مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرد. (ج) **حمایت**: بررسی در این زمینه که آیا حمایت مالی داخلی بر اساس صورت‌های مالی وجود دارد؟ نقدینگی و یا سایر وثایق موجود است؟ آیا حمایت خارجی، مانند ضمانت بانکی، ظهرنویسی و اسناد مالی و... وجود دارد؟ در این قسمت، مورد نظر است. (د) **پرداخت‌ها**: بررسی مواردی مانند: آیا مشکل اعتبارات پرداخت نشده وجود ندارد؟ بررسی اطلاعات مربوط به پرداخت‌های گذشته مورد بررسی قرار می‌گیرد. (ه) **شمای کلی آینده**: بررسی اینکه آیا شرکت برای آینده، استراتژی و برنامه-های خاصی دارد یا اینکه در این زمینه مبتدی است (میرزائی و همکاران، ۱۳۹۰).

۲-۵- شاخص‌های مورد استفاده در تحقیقات مربوط به ارزیابی ریسک اعتباری

در تحقیقات مختلف از شاخص‌های گوناگونی برای ارزیابی ریسک اعتباری شرکت‌های وام‌گیرنده استفاده شده است که در ادامه به چند مورد از آنها اشاره می‌شود: (۱) شاخص‌های مالی شامل: نسبت‌های نقدینگی (تعادل نقدی، نسبت آنی و دوره مورد نیاز تأمین مالی)، نسبت‌های اهرمی (پوشش اقلام دارایی‌های ثابت، نسبت حقوق صاحبان سهام و نسبت تعداد دفعات تحقق بهره)، نسبت‌های سودآوری (بازده ارزش ویژه، بازگشت دارایی، حاشیه اعتبار اقتصادی، درصد هزینه‌های ثابت، سود ناخالص، جریان نقدی شرکت و ارزش فعلی خالص پروژه). (۲) شاخص‌های بازار شامل: حساسیت شرکت نسبت به اقتصاد کلان، حساسیت شرکت نسبت به محیط قانونی و سیاسی، سهم

بازار، گرایش بازار، تنوع تقاضا، تکنولوژی و نوآوری، انعطاف‌پذیری تولید، محصولات مخلوط، سطح قیمت، جایابی، ارزش برند و وابستگی به مشتریان و تأمین‌کنندگان. (۳) شاخص‌های مدیریتی شامل: داده‌های برنامه‌ریزی و پیش-بینی، گزارش‌دهی به موقع و قابل اعتماد، حسابداری تصدیق شده، رفتار انجام شده نسبت به وام‌های بانکی، رفتار انجام شده نسبت به تعهدات مالیاتی، رفتار انجام شده نسبت به تأمین‌کنندگان، رفتار انجام شده نسبت به مشتریان، وثیقه، انگیزش و بهره‌وری نیروی انسانی، پیوستگی مدیریت و تجارت، تجربه و عملکرد گذشته مدیر، تعهد و مهارت تیم مدیریت، عملکرد مدیریت، مدیریت اخلاقی و جهت‌گیری نسبت به ارزش محیط و مشتری(سوارز و همکارن[1]، ۲۰۱۱).

۲-۶- مروری بر مطالعات تجربی

پژوهش‌های انجام شده داخلی و خارجی در زمینه ریسک اعتباری را می‌توان در سه دسته کلی مورد بررسی قرار داد؛ دسته اول، به اقدامات و سیاست‌های مدیریت ریسک اعتباری، دسته دوم به ارزیابی ریسک اعتباری (تکنیک‌های کمی‌سازی احتمال نکول) و دسته سوم نیز به تحقیق در خصوص عملکرد مدیریت ریسک اعتباری پرداخته‌اند (مونیش کومار،۲۰۱۱).

عرب مازار و رویین تن(۱۳۸۵) با استفاده از روش رگرسیون لوجیت، عوامل مؤثر بر ۳۱۱ شرکت (۱۵۳ مشتری خوش حساب و ۴۸ مشتری بدحساب) که در سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۳ از شعب بانک کشاورزی استان تهران تسهیلات اعتباری دریافت نموده‌اند را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد، افزایش سابقه همکاری شرکت با بانک و افزایش دارایی‌های جاری شرکت، ریسک اعتباری را کاهش می‌دهد در حالی که سابقه‌ی داشتن بدهی معوق به بانک و افزایش بدهی جاری شرکت سبب افزایش ریسک اعتباری می‌شود. همچنین نتایج آنها نشان می‌دهد، مدل لاجیت در برآورد عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری از توان بالایی برخوردار است. میرزایی و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از روش رگرسیون لجستیک، یک نمونه تصادفی ۴۵۵ تایی (۹۳۹ مشتری خوش حساب و ۱۳۲ مشتری بدحساب) از شرکت‌های حقوقی را که در سال ۱۳۸۷ از بانک ملی استان تهران تسهیلات اعتباری دریافت نموده اند، بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد، بر اساس شاخص‌های آماری، این توابع از نظر ضرایب و همچنین قدرت تفکیک کنندگی معنادار بوده و اعتبار بالایی دارند و همچنین می توان بر اساس متغیرهای کیفی و مالی مشتریان حقوقی بانک را از نظر ریسک اعتباری دسته‌بندی و امتیاز دهی نمود و از بین نسبت‌های مالی، نسبت مالکانه و نسبت آنی بیشترین سهم را در تفکیک مشتریان به دو گروه شرکت‌های با ریسک اعتباری بالا و شرکت‌های با ریسک اعتباری پایین دارند. حیدری و همکاران (۱۳۹۶) ریسک پرتفوی اعتباری تسهیلات اعطایی بانک رفاه را با هدف امکان‌سنجی استفاده از روش‌شناسی ریسک در حوزه ارزیابی ریسک اعتباری بانک‌ها و با استفاده از داده‌های موجود در مورد تعدد موارد بروز نکول (نکول در اینجا به معنی انتقال وضعیت تسهیلات اعطایی به سرفصل مطالبات مشکوک الوصول است) برآورد کنند. در این مدل، ابتدا با استفاده از داده‌های مربوط

[1] Soares et al

به تعداد موارد نکول طی سال‌های مختلف و روش‌های آماری ابتدایی نظیر میانگین و انحراف معیار موارد نکول، ریسک نکول پرتفوی اعتباری بانک به صورت کلاسیک برآورد شد. در مرحله بعد با استفاده از روش‌های پیشرفته‌تر بر پایه مدل‌سازی اکچوئری میانگین و انحراف معیار و همچنین نوع توزیع به صورت دقیق‌تری برآورد شد. از این رو دستیابی به دیدگاهی روشن در مورد ارزیابی ریسک اعتباری پرتفوی تسهیلات اعطایی بانک رفاه میسر گردید. لیمسو بونچایی[1] و همکاران(۲۰۰۵) پژوهشی با عنوان" تحلیلی از امتیازدهی اعتباری برای وام‌های کشاورزی در تایلند" با هدف تخمین مدل امتیازدهی اعتباری برای وام‌های کشاورزی در تایلند انجام دادند. برای این منظور، آنها از مدل لاجیت و دو نوع از مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی با عنوان شبکه‌های عصبی احتمالی[2] و شبکه عصبی چند لایه باز خوردی[3] برای برآورد مدل امتیازدهی اعتباری خود استفاده کردند. نتایج حاصل از بررسی‌های تجربی قدرت پیش بینی مدل‌های مذکور نشان می‌دهد که مدل شبکه عصبی احتمالی بطور کلی قدرت پیش بینی صحیح این مدل در داده‌های داخل نمونه، بیشتر از دو مدل دیگر است. نتایج حاصل از قدرت پیش بینی مدل در داده‌های خارج از نمونه نشان می‌دهد که هر سه مدل از قدرت پیش بینی یکسان برخوردارند اما در کل، مدل لاجیت فقط وام‌های خوب را می‌تواند پیش بینی کند و توان پیش بینی وام‌های بد را ندارد اما قدرت پیش‌بینی مدل لاجیت در مورد وام‌های خوب بالاتر از دو مدل دیگر است. شین چنهانگ و مین یو دی (۲۰۱۳)[4] در پژوهشی تحت عنوان" بررسی مقایسه‌ای تکنیک های داده کاوی برای اعتبارسنجی در بانکداری" به این موضوع می‌پردازند که اعتبار به یکی از منافع مهم بانکی تبدیل شده است. با استفاده از داده کاوی و نرم افزار برای ساختن چهار مدل طبقه‌بندی، یعنی درخت تصمیم، رگرسیون لاجیت، شبکه عصبی و ماشین بردار پشتیبانی، برای سنجش اعتبار در سیستم بانکی، که یک مقایسه سیستماتیک و تحلیلی بر روی دقت مدل‌های طبقه بندی برای اعتبارسنجی در سیستم بانکی انجام شده است. این مقاله با استفاده از روش‌های مختلف طبقه‌بندی برای ساختن این مدل‌های طبقه بندی و مقایسه دقت این مدل‌ها به محققین کمک نمود. جونز، جانسون و ویلسون (۲۰۱۵) در تحقیقی با استفاده از اطلاعات مالی دوره ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۳ مربوط به موسسات بین‌المللی، تعداد زیادی از پیش بینی‌های مدل‌های مختلف را با هم مقایسه نمودند. در این مطالعه از اطلاعات مالی بازار، شاخص‌های اقتصاد کلان و سایر شاخص‌ها به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است. الگوهای مختلف از جمله لاجیت، پروبیت، تجزیه و تحلیل خطی تفکیک کننده[5] و الگوهای غیر خطی مانند شبکه‌های عصبی مورد استفاده قرار گرفته و نتایج دقت این مدل‌ها مقایسه شده است. مدل‌های ساده در قیاس با مدل‌های پیچیده قابل اعتماد بوده ولی انعطاف لازم را ندارند. داوار[6] و همکاران (۲۰۲۱) به ارزیابی تأثیر تغییرات ارزیابی اعتبار بر قیمت سهام شرکت‌های هندی از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹ پرداختند. برای این منظور آن‌ها از داده‌های ۱۰۰ شرکت برتر فهرست شده در بورس ملی هند استفاده کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، رتبه‌بندی اعتباری در بین صنایع مهم نیست و ملیت آژانس عامل مهمی برای

[1] Lims Obunchai
[2] Probabilitistic Neural Network
[3] Multi-Layer Feed Forward Neural Network
[4] Shin-Chen Huang, Min-Yuh Day
[5] Linear discriminent analysis
[6] Dawar

محاسبه شدت واکنش قیمت است. بالچیلار[1] و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های مربوط به اعلامیه‌های رتبه‌بندی اعتباری منتشر شده توسط سه آژانس معتبر رتبه‌بندی اعتباری و داده‌های مربوط به بازارهای سهام BRICS و PIIGS، دریافتند که بازارهای سهام به‌طور ناهمگن و در الگوهای کمی نسبت به اعلامیه‌های رتبه‌بندی با پایدارتر و گسترده‌تر واکنش نشان می‌دهند. اثرات مشاهده شده برای بازارهای سهام PIIGS. اثر اعلام رتبه‌بندی عموماً در مورد نوسانات بازدهی قوی‌تر و گسترده‌تر است، که حاکی از تأثیرات ریسک قابل توجه این اعلامیه‌ها است. همچنین نتایج آن‌ها نشان می‌دهد، مدل‌های پیش‌بینی را می‌توان با تفکیک اعلامیه‌های رتبه‌بندی کلی و در نظر گرفتن غیرخطی بودن در رابطه بین اعلام رتبه‌بندی و پویایی بازده سهام، افزایش داد. تاکاویرا[2] و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی عوامل موثر بر رتبه‌بندی اعتبارات دولتی در افریقای جنوبی با رگرسیون لاجیت پرداختند. برای این منظور عوامل مختلف اقتصادی، سیاسی، منطقه‌ای و محلی، زیرساخت‌های فیزیکی و مالی را برای شناسایی تعیین کننده‌ها استفاده کردند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، نسبت بدهی خانوار به درآمد قابل مصرف، نرخ ارز و نرخ تورم مهم‌ترین متغیرها برای رتبه‌بندی اعتباری هستند. وانگ[3] (۲۰۲۲) مدل شبکه عصبی را با الگوریتم ژنتیک جهش ترکیب کرده و برای ارزیابی ریسک اعتباری بانک‌های تجاری استفاده نمود. پس از تایید مدل‌های ارزیابی مختلف، دقت مدل ارزیابی طراحی شده در این مطالعه بیش از ۶۵ درصد است، در حالی که میزان قابل قبولی نتایج ارزیابی بهینه شده توسط الگوریتم ژنتیک جهش بیش از ۸۵ درصد است. در مقایسه با دقت حدود ۵۰ درصد از روش سنتی امتیازدهی اعتبار، دقت ارزیابی ریسک اعتباری با استفاده از فناوری شبکه عصبی بیش از ۱۰ درصد بهبود یافته است. نتایج تحقیق او نشان می‌دهد، عملکرد الگوریتم بهینه‌سازی شده بهتر از الگوریتم شبکه عصبی سنتی است. کومار[4] (۲۰۲۲) نقش کارایی فنی بنگاه‌های موجود در صنایع منسوجات، چوب، رایانه و فعالیت‌های مرتبط و شرکت‌های تحقیق و توسعه را در احتمال نکول وام دریافتی با کمک مدل‌های رگرسیون پروبیت و لاجیت استاندارد بررسی کرده است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، کارایی، قدرت توضیحی قابل‌توجهی (بیش از تأثیر شاخص‌های مالی استاندارد) در پیش‌بینی احتمال نکول دارد.

بر اساس مطالعات تجربی حاضر می‌توان نوآوری‌های تحقیق حاضر را در موارد زیر بیان نمود: (۱) با استفاده از آخرین مطالعات صورت گرفته در حوزه اعتبارسنجی و رتبه‌بندی و همچنین نظرات کارشناسان، خبرگان و افراد صاحب تجربه در حوزه بیمه‌های اعتباری، برای اولین بار ریسک متقاضیان ضمانتنامه‌های اعتباری از این صندوق مدل‌سازی می‌شود. (۲) متغیرهای جدید محیط اقتصاد کلان یعنی نرخ سود واقعی و نرخ رشد اقتصادی که بر ریسک اعتباری این متقاضیان تاثیر خواهد گذاشت وارد مدل تحقیق می‌شوند. (۳) همچنین متغیرهای جدیدی مانند استان محل فعالیت بنگاه دریافت کننده اعتبار وارد مدل تحقیق شده است که تا کنون در مطالعات قبلی بررسی نشده‌اند. (۴) بانک اطلاعاتی بسیار جامعی برای انجام پروژه حاضر تشکیل شده است که راه‌گشای مطالعات آتی خواهد بود. برای اولین بار در ایران بیش از ۶۹ متغیر مستقل درون سازمانی و برون سازمانی بصورت کمی و

[1] Balcilar
[2] Takawira
[3] Wang
[4] Kumar

کیفی استخراج و مورد بررسی قرار گرفته است. تا کنون چنین بانک اطلاعاتی بر اساس داده‌های صندوق ضمانت ایران تشکیل نشده بود. مقداری نمودن ریسک اعتباری شرایط مناسبی را برای مهار و مدیریت ریسک در اختیار هیأت مدیره و مدیران ارشد این صندوق قرار می‌دهد. بدیهی است یافتن عوامل موثر بر ریسک اعتباری مشتریان می‌تواند ضمن جلوگیری از ایجاد مطالبات معوق، به تخصیص بهینه منابع که هدف اصلی علم اقتصاد است، کمک نماید.

۳. روش‌شناسی تحقیق

به منظور شناسایی عوامل موثر بر ریسک اعتباری متقاضیان ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق ضمانت صادرات ایران، دو مدل زیر تصریح شده است:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 ir_i + \beta_2 g_i + \beta_3 C_i + \beta_4 L_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

در معادله (۱) ، Y_i متغیر وابسته مدل بوده و یک متغیر موهومی می‌باشد. اگر مقدار عددی این متغیر برابر ۱ باشد نشان می‌دهد اعتبار اعطایی به شخص اعتبار گیرنده i به خسارت انجامیده و بازپرداخت نشده است. اگر مقدار عددی متغیر برابر صفر باشد حاکی از تسویه وام دریافتی از صندوق در موعد سررسید می‌باشد. α عرض از مبدائ مدل و ε_i پسماند رگرسیون می‌باشد. متغیرهای توضیحی L، C، ir و g به ترتیب تعداد پرسنل هر بنگاه، نسبت جاری، نرخ سود واقعی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه هستند. بر اساس مبانی نظری انتظار می‌شود ضرایب β_2، β_3 و β_4 مثبت و مقدار عددی ضریب β_1 منفی باشد. به عبارت دیگر انتظار می‌رود، تعداد بیشتر پرسنل و نرخ سود واقعی منجر به افزایش احتمال نکول اعتبار اعطایی توسط صندوق شوند. در مقابل نسبت جاری و رشد اقتصادی احتمال تسویه اعتبار دریافتی را افزایش می‌دهند.

همانطور که در بالا اشاره شد، متغیر وابسته در مدل (۱) یک متغیر موهومی می‌باشد. دو روش مرسوم در ادبیات اقتصادسنجی برای تخمین مدل‌هایی با متغیر وابسه کیفی، مدل‌های پروبیت و لاجیت[1] می‌باشد. روش رگرسیون پروبیت نسبت به لاجیت، قدمت نسبتاً قابل توجهی دارد، اگرچه تقریباً هر دو مدل دارای ساختار کاملاً مشابهی هستند. تفاوت عمده این مدل‌ها با یکدیگر، استفاده از نوع متفاوت تابع انتقال در مورد متغیر وابسته مدل است (احمدی نژاد و شاهی ۱۳۸۵). در مدل لاجیت تابع توزیع، لوجیستیک و در مدل پروبیت، نرمال می‌باشند. فرم کلی مدل پروبیت در پیش بینی ریسک اعتباری به صورت زیر می باشد:

$$y_i = X_i\beta + \varepsilon_i \qquad (2)$$

در مدل (۲) y_i متغیر وابسته موهومی می‌باشد که وضعیت اعتباری مشتری iام را نشان می‌دهد. برای $y_i > y_i^*$ برابر یک و در سایر موارد برابر صفر می‌باشد. زمانیکه این متغیر مقدار یک را اختیار نماید، نشان دهنده این است که مشتری مذکور در آینده نکول خواهد نمود و زمانیکه مقدار صفر را بگیرد بیانگر عدم نکول مشتری خواهد بود.

[1] Probit & Logit & Tobit models

X_i بردار مقادیر متغیرهای مستقل و β بردار ضرایب می‌باشند. با توجه به اینکه در مدل پروبیت از تابع توزیع تجمعی نرمال برای پیش بینی وضعیت اعتباری مشتری استفاده می شود، بنابراین خواهیم داشت:

$$p(y_i 1|x) = p(y^* > 0|x) \quad (3)$$
$$= p(X_i\beta + \varepsilon_i > 0|x)$$
$$= p(e > -X_i\beta|x)$$
$$= 1 - F(-X_i\beta)$$

در این مدلF نشان دهنده توزیع نرمال تجمعی است.

مدل لوجیت یکی از رایج‌ترین مدل‌های بکار رفته در تحلیل ریسک اعتباری است. رگرسیون لوجستیک به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_i = \ln\left(p_i/(i - p_i)\right) = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (4)$$

در رابطه (۴)، p_i احتمال وقوع حادثه می‌باشد. X متغیر توضیحی و ε_i پسماند رگرسیون هستند (فلاح شمسی و مهدوی راد ۱۳۸۹). در این مدل احتمال وقوع حاثه مورد نظر (عدم باز پرداخت تسهیلات وام از سوی مشتری) بر اساس رابطه زیرمحاسبه می‌گردد:

$$p_i = f(x_1, x_2, \dots, x_k) = exp(X_i\beta)/(1 + exp(X_i\beta)) + \varepsilon_i \quad (5)$$

۴. معرفی داده‌ها

در این تحقیق به منظور تخمین مدل (۱)، از داده‌های مربوط به ۲۱۷۰ مورد اعتبار اعطایی از صندوق ضمانت صادرات ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۷ استفاده شده است. متغیر وابسته نکول و یا عدم نکول اعتبار پرداختی به شخص i می‌باشد. اگر اعتبار پرداختی در موعد سررسید تسویه شده باشد مقدار عددی متغیر برابر صفر می‌شود اما اگر تمام و یا بخشی از اعتبار پرداختی تسویه نشده باشد، مورد مذکور نکول محسوب شده و مقدار عددی متغیر برای آن برابر یک می‌شود و صندوق ضمانت صادرات ایران برای آن پرونده، خسارت پرداخت کرده است. چینگ چیانگ و همکاران (۲۰۱۲) معتقد هستند که استفاده از نظر کارشناسان بر اساس نظرات و تجاربشان بهترین شیوه انتخاب متغیرهاست و در این تحقیق بیش از ۶۹ متغیر مستقل مورد بررسی قرار گرفته است، لیکن متغیرهای توضیحی تحقیق حاضر، مطابق سوابق مطالعاتی، مباحث تئوریک و نظر خبرگان به ترتیب عبارتند از: تعداد پرسنل، نسبت جاری، نرخ سود واقعی و نرخ رشد GDP واقعی.

بنگاه‌ها بر اساس تعداد پرسنل در ۴ گروه طبقه‌بندی می‌شوند: بنگاه‌ها با تعداد پرسنل بیش از ۱۰۰ نفر در گروه یک، ۵۱ تا ۱۰۰ در گروه دو، ۱۱ تا ۵۰ نفر در گروه سه و ۱ تا ۱۰ نفر در گروه چهار قرار می‌گیرند. شاخص نسبت جاری (C) بین یک تا شش دسته‌بندی می‌شوند. عدد ۱ برای نسبت جاری کمتر از ۰.۵ و عدد ۶ برای نسبت‌های جاری بیش از ۲ در نظر گرفته شده است. بدیهی است با افزایش نسبت جاری انتظار داریم، قدرت پرداخت شخص وام گیرنده بالاتر رفته و راحت‌تر بتواند، نسبت به ایفای تعهدات خود و تسویه وام اقدام نموده و لذا رابطه معکوسی با ریسک اعتباری خواهد داشت. نرخ بهره واقعی (ir) هم متغیر موثر دیگری در برآورد مدل می‌باشد که انتظار می‌رود با افزایش نرخ بهره واقعی توان شرکت برای تسویه تعهدات اعتباری خود کمتر شده و

لذا ریسک اعتباری افزایش یابد. متغیر دیگر مهم اقتصاد کلان، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (gr) می‌باشد و انتظار می‌رود با افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، وضعیت اقتصادی بعنوان متغیر برون سازمانی برای فعالیت اشخاص مطلوب‌تر بوده و لذا ریسک اعتباری کمتر می‌شود. در زمان رکود اقتصادی، شرایط تحمیلی به وام گیرنده ناشی از محیط اقتصادی عنصری نامطلوب بوده که می‌تواند منجر به افزایش ریسک اعتباری و گاهاً ورشکستگی شرکت‌ها منجر شود.

در جدول (۲) ضریب همبستگی ساده بین متغیرها به همراه ارزش احتمال آماره t آورده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، بین متغیر وابسته مدل یعنی احتمال نکول اعتبار پرداختی (Y_i) و تعداد پرسنل (L_i) و نرخ بهره واقعی (ir_i) رابطه مثبت و معنی‌دار (در سطح خطای یک درصد) وجود دارد و قوی‌ترین همبستگی بین متغیر وابسته و ذینفع (بانک اعتبار دهنده) وجود دارد. بر اساس نتایج بین احتمال نکول اعتبار پرداختی و نسبت جاری (C_i) رابطه معنی‌دار آماره وجود ندارد و بنابراین فرضیه صفر بودن ضریب همبستگی بین دو متغیر در سطوح مرسوم آماری رد نمی‌شود. سایر نتایج نشان می‌دهد، بین اغلب متغیرهای توضیحی رابطه معنی‌دار آماری (حداقل در سطح ۵ درصد) وجود دارد اما میزان همبستگی بین متغیرها چندان قوی نمی‌باشد. ضمن آنکه مطابق آزمون VIF نیز هیچ هم‌خطی بین متغیرهای مستقل وجود نداشته و همه ضرایب کمتر از ۲ می‌باشد.

جدول (۲): ضریب همبستگی ساده بین متغیرهای تحقیق

متغیر	L_i	C_i	ir_i	g_i
L_i	1			
ارزش احتمال				
C_i	0.315	1		
ارزش احتمال	0.000			
ir_i	0.128	0.049	1	
ارزش احتمال	0.000	0.023		
g_i	-0.286	0.005	-0.076	1
ارزش احتمال	0.000	0.834	0.000	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵. نتایج تخمین مدل

قبل از ارائه نتایج تخمین مدل لازم است، ابتدا واحد اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق ارائه گردد. متغیرهای نسبت جاری و تعداد پرسنل همگی متغیرهای ترتیبی بوده و از یک تا n مرتب شده‌اند. یک نشان‌دهنده بهترین وضعیت و n نشان دهنده بدترین وضعیت می‌باشد. متغیرهای نرخ رشد اقتصادی و نرخ سود به صورت درصد هستند.

به منظور بررسی تعیین کننده‌های ریسک اعتباری متقاضیان ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق ضمانت صادرات ایران، ابتدا مدل (۱) با کمک روش لوجیت برآورد شده است. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است. از ۲۱۷۰ مشاهده مورد بررسی (اعتبار اعطا شده توسط صندوق ضمانت صادرات)، ۱۹۱۳ مورد تسویه شده و ۲۵۷ مورد در موعد

سررسید تسویه نشده و نکول شده است. نتایج تخمین در جدول (۳) نشان می‌دهد: (الف) ضرایب تمامی متغیرهای توضیحی در سطح خطای یک درصد آماری معنی‌دار هستند. (ب) ضرایب و اثرات نهایی تمامی متغیرها علامت مورد انتظار دارند. بر اساس نتایج بدست آمده، تعداد پرسنل شاغل در شرکت و نرخ سود واقعی اثر مثبت بر نکول وام دارند در حالیکه نسبت جاری اثر منفی بر نکول اعتبار دریافتی دارند. به ترتیب با فرض ثبات سایر عوامل و بر اساس اثرات نهایی محاسبه شده، اگر نرخ سود واقعی ده واحد درصد افزایش یابد، در حالیکه سایر متغیرهای توضیحی ثابت باشند، احتمال نکول اعتبار دریافتی، ۰.۹۵ ٪ افزایش خواهد یافت. در مقابل، اگر تعداد پرسنل، نسبت جاری و رشد اقتصادی به ترتیب و با فرض ثبات سایر عوامل، هر یک ده واحد درصد افزایش یابند، احتمال نکول اعتبار دریافتی به ترتیب ۱.۲۴، ۰.۱۱ و ۰.۰۰۲ درصد کاهش خواهند یافت.

نتایج آزمون خوبی تصریح مدل نشان می‌دهد، مقدار عددی آماره R^2 مک فادن برابر ۲۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد، متغیرهای موجود در مدل بطور کلی ۲۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین برای بررسی خوبی برازش از آماره هاسمر – لمشوف[1] استفاده شده است. فرضیه صفر آزمون مذکور این است که احتمالات مشاهده شده و مورد انتظار در سطوح مختلف مقادیر برآورد شده متغیر وابسته مشابه هم هستند. مقدار عددی آماره مذکور برابر ۱۳.۳۴۷ و ارزش احتمال آن برابر ۰.۱۰۱ می‌باشد که نشان می‌دهد، فرضیه صفر خوبی مدل برازش شده در سطوح مرسوم رد نمی‌شود. از ۲۱۷۰ مشاهده مورد بررسی، ۲۵۷ مورد مربوط به اعتبارات نکول شده می‌باشد. اگر آستانه صحیح برای برازش را در سطح احتمال ۰.۵ در نظر بگیریم، ۸۹/۱۲ درصد تغییرات متغیر وابسته به درستی پیش‌بینی شده‌اند.

جدول ۳: نتایج تخمین معادله رگرسیونی (۱) با کمک مدل لاجیت

متغیر توضیحی	ضریب	اثرات نهایی	انحراف استاندارد	آماره t	ارزش احتمال آماره t
عرض از مبدا	-8.664	-	0.611	-14.191	0.000
L_i	0.324	۰.۱۲۴	0.080	4.051	0.000
ir_i	-0.249	-۰.۰۹۵	0.079	-3.131	0.002
C_i	0.029	۰.۰۱۱	0.007	3.924	0.000
g_i	0.0006	۰.۰۰۰۲	0.000	2.156	0.031
	آزمون های تصریح				
کل مشاهدات	2170				
Y_i=0	1913				
Y_i=1	257				
McFadden R[2]	0.227				
آماره هاسمر-لمشف	13.347		ارزش احتمال	0.101	

[1] . Hosmer-Lemeshow

متغیر توضیحی	ضریب	اثرات نهایی	انحراف استاندارد	آماره t	ارزش احتمال آماره t
	y=0		y=1	کل مشاهدات	
درصد مشاهدات درست پیش بینی شده (آستانه ٪۵۰)	98.69		17.9	89.12	
درصد مشاهدات درست پیش بینی شده (آستانه ٪۲۵)	90.38		43.97	84.88	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج تخمین معادله رگرسیونی (۱) با کمک مدل پروبیت در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج تخمین در این جدول نشان می‌دهد: (الف) ضرایب تمامی متغیرهای توضیحی به جز نرخ سود واقعی در سطح خطای یک درصد آماری معنی‌دار هستند. ضریب نرخ سود واقعی در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. (ب) ضرایب تمامی متغیرها علامت مورد انتظار را دارند. بر اساس نتایج بدست آمده، تعداد پرسنل شاغل در شرکت و نرخ سود واقعی اثر مثبت بر نکول وام دارند در حالیکه نسبت جاری و نرخ رشد اقتصادی(نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه) اثر منفی بر نکول اعتبار دریافتی دارند. به ترتیب با فرض ثبات سایر عوامل و بر اساس اثرات نهایی محاسبه شده، اگر تعداد پرسنل شاغل در شرکت و نرخ سود واقعی هر یک به طور جداگانه ده واحد افزایش یابند، در حالیکه سایر متغیرهای توضیحی ثابت باشند، احتمال نکول وام دریافتی، ۰.۵۹٪ و ۰.۰۸٪ درصد افزایش خواهد یافت. در مقابل اگر نسبت جاری و نرخ رشد اقتصادی(نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه) ده واحد کاهش یابد، احتمال نکول وام دریافتی ۰.۴۷٪ و ۰.۰۶٪ افزایش خواهد یافت.

نتایج آزمون خوبی تصریح مدل نشان می‌دهد، مقدار عددی آماره R^2 مک فادن برابر ۲۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد، متغیرهای موجود در مدل بطور کلی ۲۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. مقدار عددی آماره آزمون هاسمر – لمشوف برابر ۱۲.۸۴۷ و ارزش احتمال آن برابر ۰.۱۱۶ می‌باشد که نشان می‌دهد، فرضیه صفر خوبی مدل برازش شده در سطوح مرسوم رد نمی‌شود. از ۲۱۷۰ مشاهده مورد بررسی، ۲۵۷ مورد مربوط به نکول اعتبار دریافتی می‌باشد. اگر آستانه صحیح برای برازش را در سطح احتمال ۰.۵ در نظر بگیریم، ۸۹/۱۷ درصد تغییرات متغیر وابسته به درستی پیش‌بینی شده‌اند. مقایسه نتایج مدل پروبیت و لوجیت نشان می‌دهد، مقدار عددی ضرایب برآورد شده بوسیله مدل پروبیت کوچکتر از مدل لوجیت می‌باشد. بر اساس نتایج مندرج در جداول ۳ و ۴، قدرت پیش بینی کنندگی مدل پروبیت بیشتر از مدل لوجیت می‌باشد.

جدول (۴): نتایج تخمین معادله رگرسیونی (۲) با کمک مدل پروبیت

متغیر توضیحی	ضریب	اثرات نهایی	انحراف استاندارد	آماره t	ارزش احتمال آماره t
عرض از مبدا	-4.472	-	0.301	-14.856	0.000
L_i	0.153	۰.۰۵۹	0.040	3.814	0.000
ir_i	-0.123	-۰.۰۴۷	0.042	-2.971	0.003
C_i	0.021	۰.۰۰۸	0.005	4.633	0.000
g_i	-0.017	-۰.۰۰۶	0.008	-2.000	0.046
آزمون های تصریح					
کل مشاهدات		2170			
y=0		1913			
y=1		257			
McFadden R-squared		0.229			
آماره هاسمر-لمشف		12.874	ارزش احتمال	0.116	
		y=0	y=1	کل مشاهدات	
درصد مشاهدات درست پیش بینی شده (آستانه ۵۰٪)		98.54	19.46	89.17	
درصد مشاهدات درست پیش بینی شده (آستانه ۲۵٪)		90.07	47.86	85.07	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶. نتیجه گیری، پیشنهادات و توصیه ها

در این تحقیق سعی شده است با کمک مدل‌های لوجیت و پروبیت تاثیر محیط اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری متقاضیان ضمانتنامه‌های اعتباری صندوق ضمانت صادرات ایران شناسایی شوند. برای این منظور اطلاعات مربوط به ۲۱۷۰ مورد اعتبار پرداختی که توسط این صندوق طی دوره زمانی ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۷ تضمین شده اند، جمع آوری شد. متغیر وابسته در این تحقیق یک متغیر موهومی می‌باشد که در صورت نکول اعتبار دریافتی عدد یک و در صورت تسویه اعتبار دریافتی عدد صفر اختیار می‌کند. متغیرهای توضیحی عبارتند از: متغیرهای پاراکسی محیط اقتصاد کلان یعنی نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهره واقعی، تعداد پرسنل شاغل در شرکت و نسبت جاری. به منظور تخمین مدل تحقیق از دو مدل پروبیت و لوجیت استفاده شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد نرخ سود واقعی ارتباط مستقیم با میزان ریسک اعتباری داشته و برعکس افزایش تعداد پرسنل شاغل در شرکت، نرخ رشد تولید

ناخالص داخلی و نسبت جاری اثر مثبت بر تسویه وام دارند. ضمناً سایر نتایج نشان می‌دهد، مدل لوجیت توان بیشتری در پیش بینی تسویه اعتبار دریافتی توسط بنگاه‌ها دارد.

یافته‌های تحقیق برای تصمیم گیرندگان تخصیص اعتبار در صندوق ضمانت صادرات ایران این توصیه‌ها را دارد. اولاً، در تخصیص اعتبار جهت صدور ضمانتنامه لازم است علاوه بر توجه به شاخص‌های عملکردی گیرنده اعتبار، به دوره‌های رکود و رونق اقتصادی با توجه به نرخ رشد اقتصادی کشور نیز توجه نمود و در همین راستا در ابتدای هر سال سیاست‌های انبساطی و یا انقباضی را با توجه به نرخ رشد اقتصادی تعیین نمود. برای این منظور، ضمن تغییر مناسب سقف‌های اعتباری مشتریان در هر سال می‌توان با تعیین سهم وثایق نوع اول از کل وثایق، سیاست‌های کنترلی را برای مدیریت ریسک و کاهش خسارت‌ها در نظر گرفت. از سوی دیگر با توجه به اثرات نرخ سود واقعی متأثر از نرخ تورم بر ریسک اعتباری مشتریان، لازم است تا با برآوردی از این متغیر مهم در هر سال، سیاست‌های انقباضی و انبساطی لحاظ شوند تا میزان خسارت پرداختی صندوق در چارچوب معقولی قرار گرفته و کنترل شود. تحقیق حاضر بر اساس مدل‌های پروبیت و لوجیت نشان می‌دهد، متغیرهای تعداد پرسنل، نرخ رشد اقتصادی، نسبت جاری و نرخ سود واقعی از متغیرهای مهم و موثر بر احتمال تسویه اعتبار دریافتی دارد.

فهرست منابع

ابراهیم زاده امیر و سعیدی پرویز(۱۳۹۷)، تحلیل و واکاوی ریسک اعتباری و ارتباط آن با رتبه بندی اعتباری شرکت، فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد. ۲(۳): ۸۷-۷۰.

اختیاری، محمدرضا. (۲۰۱۰). معرفی یک رویکرد گسترده برای رتبه بندی اعتبار مشتریان. مجله مطالعات مدیریت صنعتی، ۹۹ (۲): ۲۱۲-۲۷۲.

پویان‌فر احمد، فلاح پور سعید و عزیزی محمدرضا (۱۳۹۲) رویکرد حداقل مربعات ماشین بردار پشتیبان مبتنی بر الگوریتم ژنتیک جهت تخمین رتبه اعتباری مشتریان بانک‌ها، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۷ (۴)، ۱۳۳-۱۵۸.

جلیلی، محمد (۱۳۸۹)، سامانه اعتبارسنجی مشتریان بانکی، بیمه ای، مطالعه موردی: تجربه شرکت مشاوره رتبه بندی ایرانیان، فصلنامه پول و اقتصاد، ۴(۸۹)،

حیدری محمدسعید، ابراهیمی سیدبابک و محبی نگین. (تابستان ۱۳۹۶). مدل‌سازی ریسک اعتباری سبد تسهیلات اعتباری بانک با استفاده از مدل‌سازی اکچوئری (مطالعه موردی: بانک رفاه). تهران: مقاله پژوهشی. ۱۰(۳۴). ۵۵-۷۱.

عرب‌مازار عباس و رویین‌تن پونه(۱۳۸۵) عوامل موثر بر ریسک اعتباری مشتریان بانکی، مطالعه موردی بانک کشاورزی، جستارهای اقتصادی، پاییز و زمستان ۱۳۸۵، ۳(۶)،

فلاح شمسی، میر فیض(۱۳۸۷). مدل های اندازه گیری ریسک اعتباری در بانک ها و موسسه های اعتباری. تهران. نشریه تازه های اقتصاد. ۱۰۹، ۲۲-۲۸.

کردبچه، حمید و پردل‌نوش‌آبادی، لیلا (۱۳۹۰)تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران . فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران. ۱۶(۴۹). ۱۱۷-۱۵۰.

موسویان، سیدعباس (۱۳۸۵).ابزارهای مالی اسلامی(صکوک). تهران :پژوهشگاهٔ فرهنگ و اندیشهٔ اسلامی، چاپ اول.

مهرآرا، محسن و بهلولوند الهه(۱۳۹۴). عوامل موثر بر ریسک اعتباری بانک ها در ایران. مطالعات و سیاست های اقتصادی، ۱۱(۵۶). ۲-۲۷.

میرزایی حسن، رافیک نظریان و رعنا باقری(۱۳۹۰).بررسی عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری اشخاص حقوقی بانک ها(مطالعه موردی شعب بانک ملی ایران، شهر تهران). فصلنامه روند پژوهشهای اقتصادی، ۱۹ (۵۸)، ۶۷- ۹۸.

میرزایی بادیزی وحید سوری، علی‌ناجی، مهدی و بهرادمهر نفیسه (۱۴۰۲)، ساز و کار سرایت ریسک سیستمی در نظام مالی ایران: بازار پول و سرمایه، اقتصاد مالی، ۱۷(۶۲)، ۴۹-۷۰

عقبائی فرشته، رضائیان علی، الوانی سید مهدی و هاشمی سید ذبیح‌الله، (۱۴۰۱)، سودآوری مالی با تعیین الگوی روابط بین عوامل موثر بر فرهنگ مشتریان خدمات بانکداری الکترونیکی (مورد مطالعه : بانک ملت)، اقتصاد مالی، ۱۶ (۶۰)، ۴۵-۶۸

آذری تورج، دستوری مجتبی و تهرانی رضا (۱۴۰۱)، ارائه مدل جامع جهت اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران(مطالعه موردی: بانک ملت)، اقتصاد مالی، ۱۶ (۵۹)، ۲۵۳-۲۷۸.

پندار مهدی و ویسی رضا، (۱۳۹۹)، سنجش انواع ریسک در نظام بانکداری بدون ربا (روش ترکیبی دیمتل و مدل‌سازی ساختاری تفسیری، اقتصاد مالی، ۱۴ (۵۱)، ۲۹-۵۴.

Balcilar, M., Bathia, D., Demirer, R., & Gupta, R. (2021). Credit ratings and predictability of stock return dynamics of the BRICS and the PIIGS: Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles approach. The Quarterly Review of Economics and Finance, 79, 290-302.

Binici, M., & Hutchison, M. (2018). Do credit rating agencies provide valuable information in market evaluation of sovereign default Risk?. Journal of International Money and Finance, 85, 58-75.

Dawar, G., Bhatia, S., & Bindal, J. P. (2021). Does Credit Rating Revisions Affect the Price of Common Stock: A Study of Indian Capital Market. Business Perspectives and Research, 22785337211033509.

Dendramis, Y., Tzavalis, E., & Adraktas, G. (2018). Credit risk modelling under recessionary and financially distressed conditions. Journal of Banking & Finance, 91, 160-175.

Ghosh, A. (2015). Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states. Journal of financial stability, 20, 93-104.

Huang, S. C., & Day, M. Y.(2013). A comparative study of data mining techniques for credit scoring in banking. In Information Reuse and Integration (IRI),IEEE 14th International Conference on IEEE.

Kumar, M. (2022). Investigation of Credit Risk based on Indian Firm Performance. Available at SSRN 4071150.

Lawrence, E. C. (1995). Consumer default and the life cycle model. Journal of Money, Credit and Banking, 27(4), 939-954.

Limsombunchai, V., Gan, C., & Lee, M. (2005). An analysis of credit scoring for agricultural loans in Thailand, American Journal of Applied Sciences, No.2 (8).

Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. Journal of Banking & Finance, 36(4), 1012-1027.

Makri, V., Tsagkanos, A., & Bellas, A. (2014). Determinants of non-performing loans: The case of Eurozone. Panoeconomicus, 61(2), 193-206.

Naili, M., & Lahrichi, Y. (2022). The determinants of banks' credit risk: Review of the literature and future research agenda. International Journal of Finance & Economics, 27(1), 334-360.

Park, K. Y. (2012). Interstate banking deregulation and bank loan commitments. The BE Journal of Macroeconomics, 12(2).

Soares, J., Pina, J., Ribeiro, M., Catalão-Lopes, M. (2011). Quantitative vs. Qualitative Criteria for Credit Risk Assessment. Frontiers in Finance and Economics, 8(1), 69-87.

Takawira, O., & Mwamba, J. W. M. (2022). Sovereign Credit Ratings Analysis Using the Logistic Regression Model. Risks, 10(4), 70.

Wang, X. (2022). Analysis of Bank Credit Risk Evaluation Model Based on BP Neural Network. Computational Intelligence and Neuroscience, 2022.

Yeh, C. C., Lin, F., & Hsu, C. Y. (2012). A hybrid KMV model, random forests and rough set theory approach for credit rating. Knowledge-Based Systems, 33, 166-172.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Analyzing the Effects of Macroeconomic Environment on the credit risk of applicants for credit guarantees of the Export Guarantee Fund of Iran

Farshid Ahmadi Sartakhti[1]
Kambiz Hojabr Kiani [2]
Sayyed Shamsoddin Hosseini[3]
Abbas Memarnejad[4]

Received: 2025/March/28 Accepted: 2025/June/04

Abstract

Over the last decade, the Export Guarantee Fund of Iran has accepted a risk of about $ 15.8 billion through the issuance of various types of guarantees and insurance policies, with the largest amount of claims payment related to credit guarantees issued in favor of creditors. Therefore, in this paper, we have tried to identify the factors affecting the credit risk of applicants for credit guarantees of the Export Guarantee Fund of Iran. For this purpose and for the first time, data of 2170 payment credit files have been collected. In addition, due to the nature of the dependent variable - which is a dummy variable - two econometric models of logit and probit have been applied to estimate the econometric model. The results indicate that the province of the borrower company, the beneficiary of the credit guarantee (credit paying bank), the number of employees in the company, economic growth of Iran and the current ratio have a positive effect on loan settlement while the real interest rate and operating cycle has a negative effect on the probability of settlement of received credit.

Keywords: Credit Risk, Export Guarantee Fund of Iran, Logit Model, Probit Model.
JEL classification: G32; G23; C25

[1] Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. farshid. farshid.ahmadi1560 @iau.c.ir
[2] Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding author) kianikh@yahoo.com
[3] Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran. s.s.hoseini@gmail.com
[4] Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. memarnejad@srbiau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۲۳۵ تا ۲۵٦

سنجش قدرت انحصاری صنعت بانکداری ایران با رویکرد هال– راجر

جعفر یوسفی[۱]
مهدی مرادی[۲]✉
سید یوسف حاج اصغری[۳]
رستم قره داغی[۴]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱٤

چکیده

در این مقاله ساختار بازار صنعت بانکداری ایران با استفاده از مدل هال راجر در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۰ بررسی شد و شاخص لرنر برای ۳۳ بانک دولتی و خصوصی محاسبه شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شاخص لرنر برای ۲۹ بانک بین ۰.۱۰ تا ۰.۹۱ و برای سه بانک دیگر منفی است. بنابراین، یافته‌ها تأیید می‌کند که در بیش از ۸۸ درصد از بانک‌های فعال کشور، شکاف قابل توجهی بر قیمت و هزینه نهایی وجود دارد. همچنین در این تحقیق، شاخص‌های تجربی هرفیندال- هیرشمن و شاخص CR_4 برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۰ محاسبه شد و نتایج محاسبات بر روی هر دو شاخص بیانگر این واقعیت است که قدرت انحصاری در بازار متشکل پولی در این دوره کاهش یافته و ضریب رقابت افزایش یافته است.

واژه‌های کلیدی: صنعت بانکداری، قدرت انحصاری، شاخص لرنر، هال – راجر

طبقه بندی JEL: L6,L1,F1 .

۱ گروه اقتصاد، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.ja.yousefi@iau.ir
۲ گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، میانه، ایران.(نویسنده مسئول).moradi@pnu.ac.ir
۳ گروه مدیریت، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.fa1245@iau.ac.ir
۴ گروه مدیریت، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.rostam_gharehdaghi@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

رقابت در صنعت بانکداری موضوع تحقیقات علبزرگی بوده است و همچنان حجم وسیعی از تحقیقات تجربی را به خود اختصاص داده است. از منظر سیاست عمومی، رقابت پذیری بخش بانکی نشان دهنده یک هدف اجتماعی بهینه است، زیرا هزینه واسطه گری مالی را کاهش می‌دهد و ارائه خدمات با کیفیت بالا را بهبود می‌بخشد و در نتیجه رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد. رقابت بانکی هم‌چنین با افزایش دسترسی شرکت‌ها به تامین مالی خارجی باعث رشد اقتصادی می‌شود (بک، دمیرگوچ کونت و ماکسیموویچ، ۲۰۰۴؛ پاگانو، ۱۹۹۳)[1].

در ادبیات بانکی سال‌های اخیر، یکی از مهم‌ترین موضوعات پژوهشی، ارزیابی سطح رقابت‌پذیری بازار است. در واقع، حتی اگر رقابت نمایانگر مطلوب‌ترین ساختار بازار باشد، به دلیل کارایی تولیدی و تخصیصی که می‌تواند تضمین کند، ممکن است وضعیتی غیرقابل اجرا یا حتی مضر را در صورت شکست بازار (به‌عنوان مثال، عوامل خارجی یا اطلاعات نامتقارن) نشان دهد. که نیاز به مداخله خاصی برای بهبود نتایج بازار دارند. علاوه بر این، وجود هزینه‌های تعویض (یعنی آن هزینه‌ها – اعم از هزینه‌های فنی ثابت و هزینه‌های فرصت – که مشتریان باید هنگام تغییر تامین‌کننده خود با آن مواجه شوند) می‌تواند منبع قابل توجهی از اجاره‌های بانکی باشد که اغلب اعتقاد بر این است که قدرت بازار را افزایش می‌دهد، و به این ترتیب نیاز به یک کاوش دقیق دارد(سیمپاسا، آنتونی موسوندا، ۲۰۱۳)[2]

در سال‌های اخیر تغییرات قابل توجهی در ساختار بازارهای سازمان یافته و غیرمتشکل ایجاد شده است. برجسته‌ترین این تغییرات را توان ورود بانک‌های خصوصی و افزایش چشم‌گیر تعداد آن‌ها، تبدیل برخی موسسات وام و اعتبار به بانک و انتقال سهام بانک‌های دولتی به بورس دانست. صادرات، رفاه و تجارت). لازم به ذکر است موسسات مالی غیربانکی در اوایل انقلاب برای پاسخگویی به خلاءها و نیازهایی ایجاد شدند که شبکه بانکی قادر به پاسخگویی به آن نبود. با تصویب دستورالعمل تأسیس بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیردولتی در سال ۱۳۷۹ و با توجه به تصویب قانون اجرای سیاست های اصل ۴۴ قانون اساسی، تعداد این مؤسسات رشد چشم‌گیری یافت. به طوری که در حال حاضر بخش قابل توجهی از بازار مالی را به خود اختصاص داده‌اند. متاسفانه هنوز آمار موثقی از فعالیت این موسسات مالی در دست نیست. در این راستا تلاش‌هایی برای شفاف سازی دامنه و اندازه فعالیت این موسسات صورت گرفته است که مهم‌ترین آن‌ها تصویب قانون غیرمتشکل بازار پول در سال ۱۳۹۱ است که اگرچه این قانون کنترل و نظارت بر این نهادها را تسهیل کرده است. بانک مرکزی در مورد عملکرد این موسسات، واقعیت این است که فعالیت مالی این موسسات همچنان مبهم است. اطلاعات بسیار محدودی در مورد این موسسات غیربانکی در مجموعه موجود است و اطلاعات اندک موجود نیز قابل اعتماد نیست، به همین دلیل در این تحقیق از آن‌ها صرفنظر شده و تنها میزان رقابت در بازار مالی مشخص شده است. ارزیابی شد.

در این تحقیق درباره دستیابی به این هدف، تحقیقات قبلی و مهمترین مطالعات انجام شده در این زمینه انجام شده است. سپس سیر تحول سهم بازار و وضعیت ضریب تمرکز در بازار پولی کشور بررسی شده است. در این

1 Beck, Demirgüç-Kunt, & Maksimovic, 2004; Pagano
2 Simpasa, Anthony Musonda

قسمت محاسبه تمرکز K بانک برتر و شاخص هرفیندال - هیرشمن نیز بیان شده است. در ادامه به تئوری پایه مدل هال - راجر و تصریح تجربی این مدل در نظام بانکی کشور پرداخته شده است. در پایان، مروری بر نتایج و تفسیری مختصر به همراه پیشنهادات سیاستی مرتبط ارائه شده است.

مروری بر ادبیات تحقیق

ارزیابی میزان قدرت بازار در بخش بانکداری همواره موضوعی حیاتی در ادبیات اقتصادی بوده است. در واقع، رفتار بانک‌ها ممکن است تأثیر بسزایی بر ثبات سیستم مالی در کل داشته باشد. بر اساس دیدگاه «رقابت-شکنندگی»، رقابت بیشتر بین بانک‌ها سود آن‌ها را کاهش می‌دهد و در نتیجه آن‌ها را به اتخاذ رفتارهای ریسک‌پذیر تحریک می‌کند که احتمالاً اثر آن تضعیف ثبات بازار مالی است(برگر و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

در نتیجه، برای جلوگیری از چنین سناریویی، نیاز به قدرت بازار برای بانک‌ها وجود خواهد داشت. دیدگاه مخالف «ثبات رقابت» معتقد است که اگر بانک‌ها از قدرت قابل توجهی در بازار برخوردار شوند، نرخ‌های وام بالاتری را برای شرکت‌ها و خانوارها اعمال می‌کنند، که بازپرداخت وام‌ها را دشوارتر می‌کند و همچنین مشکلات انتخاب نامطلوب و مخاطرات اخلاقی را تشدید می‌کند. از این رو، درجه بالاتر رقابت هم برای بانک‌ها و هم برای مشتریان سودمند خواهد بود(بک، ۲۰۱۵؛ کوکورز[2]، ۲۰۱۷).

آماره H توسط پانزار و راس (۱۹۸۷) به عنوان مجموع کشش درآمدها به قیمت عوامل معرفی شده است که از تخمین معادله درآمد کاهش یافته حاصل شود. به شرطی که شرکت‌ها در تعادل بلندمدت خود عمل کنند، $H=1$ به معنای رقابت کامل است (از آنجایی که تغییرات قیمت نهاده‌ها به طور کامل در تغییرات قیمت‌های تولید منعکس می‌شود)، $0< H<1$ نشان دهنده رقابت انحصاری است (شرکت‌ها فقط تا حدی به هزینه حساس هستند. تغییرات در تعیین قیمت‌ها، بنابراین برخورداری از درجه متوسطی از قدرت بازار نسبت به قیمت)، و $H\leq 0$ دلالت بر انحصار یا انحصارطلبی تبانی دارد(در اینجا فقدان فشار رقابتی به شرکت‌ها اجازه می‌دهد تا قیمت‌ها را با توجه به تغییرات هزینه‌ها بسیار کم یا بدون توجه به هزینه‌ها تعدیل کنند). احتمالاً بیشترین استفاده از معیار رقابت در مطالعات اخیر بانکداری است (از جمله: جئون و همکاران، ۲۰۱۱؛ لیو و همکاران، ۲۰۱۲؛ ویل، ۲۰۱۳؛ آنژینرت همکاران، ۲۰۱۴؛ باربوسا و همکاران، ۲۰۱۵)، حتی اگر آخرین کار، آن را به عنوان یک شاخص قابل اعتماد از قدرت بازار زیر سوال برد (بیکر و همکاران، ۲۰۱۲؛ شفر و اسپایردیک، ۲۰۱۵).

در مورد زمینه بانکداری، شفر[3] (۲۰۰۴)، دلیس[4] (۲۰۱۲) و بک و همکاران[5]. (۲۰۱۳) استدلال کرده‌اند که شاخص لرنر به طور مثبت و آماری با سایر معیارهای NEIO رقابت مرتبط است، بنابراین به این نتیجه رسیدند که یک شاخص ارزشمند از قدرت بازار است. از سوی دیگر، وایس[6] (۲۰۰۸) ادعا کند که شاخص لرنر قادر به دریافت

1 Berger et al
2 Beck and Cukors
3 Shaffer
4 Delis
5 Beck et al
6 Weiss

مناسب درجه جایگزینی محصول نیست، در حالی که فرناندز د گوارا و همکاران[1]. (۲۰۰۵) معتقدند که وقتی ریسک پذیری بانک‌ها در نظر گرفته نمی‌شود، شاخص لرنر تمایل دارد قدرت بازار را بیش از حد برآورد کند، زیرا بانک‌هایی که به صورت نسبی منابع بیشتری را صرف اعطای اعتبار می‌کنند از حاشیه‌های بالاتری برخوردار هستند.

ترک آریس[2] (۲۰۱۰) از طریق مطالعه نمونه‌ای از بانک‌ها در ۱۳ کشور خاورمیانه و خلیج فارس طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۰۶، شرایط رقابتی حاکم بر بازارهای بانکداری اسلاو متعارف را بررسی می‌کند. برآورد شاخص‌های لرنر نشان می‌دهد که درجه بالاتری از بازار وجود دارد. قدرت بازاری در بخش بانکداری اسلادر مقایسه با بانک متعارف غالب است (میانگین‌های ساده در سال‌های نمونه به ترتیب ۰.۴۷ و ۰.۵۱ است).

شریفی نیا و همکاران (۱۳۹۹) قدرت رقابتی در ۱۸ بانک خصوصی و دولتی ایران با بهره‌گیری از سه نوع متفاوت معادلات درآمدی و قیمتی مربوط به مدل پانزار- راس طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۷ ارزیابی شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که قدرت بازاری محاسبه شده برابر با ۵۹ /۰ بوده که دلالت بر رقابت انحصاری بانک‌هاداشته است از طرف متغیرهای توضیحی قدرت بازاری و نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌های کل دارای اثرگذاری مثبت و معنادار و درآمد کل بانک‌ها در دوره مورد بررسی داشتند.

برقندان و همکاران(۱۳۹۸) اقدام به ارزیابی قدرت بازاری در دو بنگاه غالب ایران خودرو و سایپا کردند. نتایج تحقیق نشان داد که شاخص لرنر استراتژی محور برای هر دو بنگاه ایران خودرو و سایپا بالا و به ترتیب به میزان ۰/۶۷ و ۰/۴۹ برآورد شده است که بیانگر یک انحصار مؤثر در این صنعت بوده است.

همچنین نورانی آزاد و اسحاقی گرجی (۱۳۹۷) به بررسی و سنجش پویایی ضریب کشش تغییرات حدسی و قدرت انحصاری بازاری در صنعت چاپ ایران پرداختند. در مطالعه آن‌ها تلاش شد تا با بهره گیری از داده های فصلی صنعت چاپ ایران طی سالهای ۱۳۹۳ - ۱۳۷۵ است و استفاده از تکنیک حداقل مربعات دو مرحله ای و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) قدرت بازاری اندازه‌گیری شود. نتایج بیانگر وجود رفتار رقابتی در این صنعت بوده است. علاوه بر این نتایج حاصل از تخمین مدل پویا دلالت بر آن داشت که هرچند بنگاه‌ها در کوتاه مدت در وضعیت رقابتی فعالیت می‌کردند اما در بلند مدت درجه‌ای از همکاری و تبانی بین بنگاه‌ها ایجاد شده که این امر منجر به قدرت بازاری بنگاه‌ها و ساختار غیر رقابتی انحصار چند جانبه در این زیر بخش صنعتی شده است.

هدف مطالعه خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۶) معرفی یک روش جدید برای تخمین قدرت انحصاری و به‌کارگیری آن برای ۱۳۶ صنعت کارخانه‌ای با کدهای ISIC چهار رقطی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۴ با استفاده رویکرد توابع مرزی تصادفی بوده است. نتایج مؤید آن بود که حدود ۹۸ درصد صنایع ایران مارک آپ بین ۱۰ تا ۴۰ درصد داشته و دارای رفتاری غیر رقابتی بودند. از طرفی، متوسط مارک‌آپ صنایع در ایران و بازدهی نسبت به مقیاس طی زمان به ترتیب روندی صعودی و کاهنده داشته‌اند.

1 Fernandez de Guevara et al
2 Tark Aris

جدول ۱- مطالعات انجام شده مرتبط با سنجش قدرت بازاری در صنعت بانکداری

محققین	دوره	مدل	کشور مورد بررسی	نتایج
بیسوا سواروپ مصرا-پائولو کوکورز (۲۰۲۲)	۲۰۰۵-۲۰۱۹	لرنر	کشور هند	قدرت بازاری
رفیق حرکاتی، سید موسی الحبشی، سالینا قاسم و نوراینی محد عارفین(۲۰۲۲)	۲۰۱۱-۲۰۲۰	لرنر	مالزی	قدرت بازاری
سیمپلس اسونی و نیکلاس ام. اودیامبو(۲۰۱۹)	۲۰۰۱-۲۰۱۱	لرنر	افریقا	رقابت انحصاری
منظور احمد، شهزاد خان، ظهور الحق و شوکت اقبال خطک(۲۰۲۳)	۲۰۰۵	لرنر	پاکستان	قدرت بازاری
پائولو کوکورز و آلفونسو پلکیا(۲۰۲۲)	۱۹۸۱-۲۰۱۱	برسناهان -ریس	ایتالیا	رقابت انحصاری
یونگ آرون تان(۲۰۲۰)	۲۰۰۳-۲۰۱۳	هیرفیندال-هیرشمن	چین	قدرت بازاری
هیروفومی، فوکویاما و یونگ تان(۲۰۲۲)	۲۰۰۸-۲۰۱۸	لرنر	چین	قدرت بازاری

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳- سنجش اندازه تمرکز در بازار متشکل پولی

در این مقاله برای سنجش سیر تحول سهم بازار و اندازه گیری تمرکز از دو شاخص نسبت تمرکز چهار شرکت و شاخص هرفیندال-هیرشمن استفاده شده است. شاخص نسبت تمرکز چهار شرکت یکی از شاخص‌های مرسوم برای اندازه‌گیری تمرکز است. این شاخص از کل سهم بازار K شرکت برتر به صورت $CR_k = \sum_i^k S_i$ محاسبه می‌گردد. شاخص هرفیندال – هیرشمن نیز یکی از شاخص‌های سنجش تمرکز در بازار بانکی است. این شاخص از آن جهت حائز اهمیت است که تماویژگی های تبیین اندازه بانک‌ها را در بر گیرد. در شکل کلی شاخص هرفیندال – هیرشمن به صورت $HHI = \sum_{i=1}^{n} S_i^2$ نمایش داده می‌شود. شاخص HHI در محدوده‌ای بین $\frac{1}{n}$ و 1 قرار می‌گیرد.

جدول ۲- نتایج احتمالی و تفاسیر شاخص‌های تمرکز

شرح	شاخص هرفیندال	نسبت تمرکز	ویژگی اصلی بازار
انحصار کامل	HI→1	CR_1< 100	یک بنگاه کل بازار را در اختیار دارد.
بنگاه مسلط	$1 < 1/HI \leq 4$	CR_1< 50	یک بنگاه به تنهایی بیش از ۵۰ درصد بازار را در اختیار دارد.
انحصار چند جانبه باز	$4 < 1/HI \leq 6$	CR_1< 60	چهار بنگاه برتر حداقل ۶۰ درصد بازار را در اختیار دارند.
انحصار چند جانبه باز	$4 < 1/HI \leq 10$	CR_1< 40	چهار بنگاه برتر حداقل ۴۰ درصد بازار را در اختیار دارند.
رقابت انحصار	$\left(\frac{1}{HI}\right) \to 10$	CR_1< 10	هیچ کدام از بنگاه‌های رقیب بیش از ۱۰ درصد بازار را در اختیار ندارند.

شرح	شاخص هرفیندال	نسبت تمرکز	ویژگی اصلی بازار
رقابت کامل	HI→0	$CR_1< 0$	بنگاه رقیب سهاندکی از بازار را در اختیار دارند.

Source: Hosseini.M.A.,1997.& Maddala, G.S. and et al, 1995

جدول ۳- بررسی درجه تمرکز صنعت

غیر متمرکز	0<HHI<1000
تا حدی متمرکز	1000<HHI<1800
متمرکز	1800<HHI<10000

Source: Sadraei & Zabihi, 2008

همانطور که در رابطه بین CR_4 و HHI مشاهده می‌شود، محاسبه شاخص‌های تمرکز مستلزم محاسبه سهم بازاری بانک‌های مختلف است. در این تحقیق ابتدا سهم بازار بانک‌ها بر اساس میزان وام‌ها و تسهیلات اعطایی هر بانک محاسبه و بر میزان تسهیلات اعطایی تقسیم شد، سپس مجذور سهم بازار هر بانک شاخص HHI محاسبه شد. جدول. ۴.

طبق جدول ۵، بانک ملی بیشترین سهم بازار را طی سال‌های مورد بررسی به خود اختصاص داده است. پس از بانک ملی، بانک سپه دومین بانک غالب است (البته سهم این بانک در بازار طی سال‌های گذشته کاهش یافته) است. سهم بازار بانک‌های خصوصی در ابتدا کم بود، اما با گذشت زمان افزایش یافته است. هم‌چنین با خصوصی‌سازی بانک‌های دولتی، سهم بانک‌های خصوصی در بازار پول کشور افزایش یافته است. همانطور که در این تحقیق ذکر شد برای اندازه‌گیری درجه تمرکز از دو شاخص هرفیندال- هیرشمن و شاخص K بانک استفاده شد. چهار بانک ملی، صادرات، مسکن و تجارت بیشترین سهم را در این دوره داشته‌اند و برای این چهار بانک شاخص CR_4 محاسبه شده است. نتایج در جدول ۴ نشان داده شده است. همانطور که مشاهده شود، درجه تمرکز از ۶۷ درصد در سال ۱۳۸۰ به ۵۶ درصد در سال ۱۳۹۰ کاهش یافته است و هم‌چنین درجه تمرکز از ۵۴ درصد در سال ۱۳۹۱ به ۵۰ درصد در سال ۱۳۹۹ کاهش یافته است و همه این‌ها بیانگر افزایش رقابت در بازار متشکل پولی ایران است.

جدول ۴- نتایج شاخص‌های تمرکز

سال	هرفیندال- هیرشمن	CR4
۱۳۸۰	۰.۱۳۶۳	۰.۶۷
۱۳۸۱	۰.۱۲۶۲	۰.۶۴
۱۳۸۲	۰.۱۳۶۱	۰.۶۵
۱۳۸۳	۰.۱۳۹۳	۰.۶۱
۱۳۸۴	۰.۱۵۶۲	۰.۶۴

سال	هرفیندال- هیرشمن	CR4
۱۳۸۵	۰.۱۱۰۴	۰.۶۵
۱۳۸۶	۰.۱۱۰۶	۰.۵۹
۱۳۸۷	۰.۱۰۳۹	۰.۵۵
۱۳۸۸	۰.۱۰۴۴	۰.۵۷
۱۳۸۹	۰.۱۰۲۷	۰.۵۶
۱۳۹۰	۰.۱۰۱۵	۰.۵۶
۱۳۹۱	۰.۱۰۱۰	۰.۵۴
۱۳۹۲	۰.۱۰۰۵	۰.۵۳
۱۳۹۳	۰.۰۹۹۵	۰.۵۴
۱۳۹۴	۰.۰۹۹۱	۰.۵۲
۱۳۹۵	۰.۰۹۸۵۰	۰.۵۳
۱۳۹۶	۰.۰۹۸۳۰	۰.۵۱
۱۳۹۷	۰.۰۹۷۹۰	۰.۵۰
۱۳۹۸	۰.۰۹۷۵۰	۰.۵۳
۱۳۹۹	۰.۰۹۷۴۰	۰.۵۰

منبع: یافته‌های یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵- سهم بازاری بانک‌های فعال در بازار متشکل پولی بر اساس میزان وام و تسهیلات اعطایی

بانک	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹
ملی	۰.۲۶	۰.۲۵	۰.۱۷	۰.۱۶	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۸	۰.۱۸	۰.۱۸	۰.۱۷	۰.۱۶	۰.۱۷	۰.۱۵	۰.۱۴	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۰
سپه	۰.۱۰	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۹	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۱۰	۰.۱۱	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۴	۰.۱۵	۰.۱۷
صادرات	۰.۰۸	۰.۱۱	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۰	۰.۱۲	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۹
تجارت	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۰	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۰۷	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۰	۰.۰۹	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۹	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۹	۰.۰۱۱
ملت	۰.۱۳	۰.۱۴	۰.۱۶	۰.۱۷	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۴	۰.۰۱۶	۰.۰۱۵	۰.۰۱۲	۰.۰۱۵	۰.۰۱۴	۰.۰۱۳	۰.۰۱۴	۰.۰۱۵	۰.۰۱۶
رفاه	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۷
پست بانک	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۸
کشاورزی	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۰۸	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۵	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۹	۰.۰۱۰	۰.۰۱۲
مسکن	۰.۱۰	۰.۱۰	۰.۲۰	۰.۱۷	۰.۲۷	۰.۳۱	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۱۲	۰۱۵	۰.۰۱۴	۰.۰۱۴	۰.۰۱۳	۰.۰۱۴	۰.۰۱۵	۰.۰۱۶	۰.۰۱۵	۰.۰۱۶	۰.۰۱۷
توسعه صادرات	۰.۰۹	۰.۰۸	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۱۰	۰.۰۹	۰.۰۱۴	۰.۰۱۱	۰.۰۱۰	۰.۰۱۱	۰.۰۱۲	۰.۰۱۳	۰.۰۱۴	۰.۰۱۱
صنعت و معدن	۰.۰۱	۰.۰۸	۰.۰۷	۰۰۱۵	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۵	۰.۰۷
کارآفرین	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۰۱	۰.۰۱۲	۰.۰۱۰	۰.۰۹	۰.۰۱۱	۰.۰۱۰	۰.۰۱۰	۰.۰۹	۰.۰۹	۰.۰۱۰	۰.۰۱۱	۰.۰۱۱	۰۰۱۲	۰.۰۱۰	۰.۰۱۱
سامان	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۵
پارسیان	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۴	۰.۰۷

اقتصاد نوین	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۰۰۴	۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۰۲	۰.۰۰۴	۰.۰۰۵	۰.۰۰۴
پاسارگاد	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۰۰۵	۰.۰۰۴	۰.۰۰۵	۰.۰۰۶	۰.۰۰۷
سرمایه	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۰۲
سینا	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳
قوامین	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
مهر ایران	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
گردشگری	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
شهر	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
موسسه تعاون	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
انصار	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
ایران زمین	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
آینده	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
پارسیان	۰.۰۰۰	۰.۰۲۵	۰.۰۱۰۸	۰.۰۳۷	۰.۰۶۵	۰.۰۷۳	۰.۰۷۳	۰.۰۸۰۱	۰.۰۶۶۲	۰.۰۵۸	۰.۰۵۲۵	۰.۰۴۸	۰.۰۴۶	۰.۰۵۱۰	۰.۰۵۲۲	۰.۰۵۳۰	۰.۰۵۳۴	۰.۰۵۴۲	۰.۰۵۶۲
تات	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
حکمت ایرانیان	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۳	۰.۰۰۶	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۸
خاورمیانه	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۶	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۰۹
دی	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۶	۰.۰۷	۰.۰۲۴	۰.۰۳۱	۰.۰۸۳	۰.۰۸۵	۰.۰۸۴	۰.۰۸۶	۰.۰۸۷	۰.۰۸۸	۰.۰۹
رسالت	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۲	۰.۰۴۳	۰.۰۴۸	۰.۰۵۰	۰.۰۵۱	۰.۰۵۲	۰.۰۵۳	۰.۰۵۴
توسعه تعاون	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۰.۰۳۵	۰.۰۳۷	۰.۰۳۸	۰.۰۳۹	۰.۰۴۸	۰.۰۵۲	۰.۰۵۴	۰.۰۵۵	۰.۰۵۷	۰.۰۵۸	۰.۰۵۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۴- مبانی نظری تحقیق

یکی از روش‌های ارزیابی ساختار بازار، تعیین قدرت بازار است. با نگاهی به پیشینه تحقیق می‌توان دریافت که مدل‌های مختلفی برای سنجش قدرت بازار استفاده شده است. از مهم‌ترین مطالعات در این زمینه توان به مدل تاو گرین[۱]، مدل برسنان و لئو[۲] پویا، مدل برسنان و لئو ایستا، مدل آزام[۳]، آپلبام[۴]، مدل ایواتا[۵]، مدل فوفانا[۶]، مدل هال[۷]، مدل راجر[۸]، مدل کالین و پرستون[۹]، مدل پنزار – راس[۱۰]، مدل بون[۱۱] و مدل پرلوفو شن[۱۲] اشاره کرد. رویکرد

1 Twomey and Green
2 Bresnahan
3 Azzam
4 Appelbaum
5 Iwata
6 Phophana
7 Hall
8 Roeger
9 Colling and Presston
10 Panzer and rosse
11 Boon
12 Perloff and Shen

روش شناسی مدل بر سنان و لئو، مدل پرلوف مدل آزام، مدل آپلبام، مدل ایواتا و مدل فوفانا یکسان است. در این چهار روش معادلات عرضه، تقاضا و حداکثر سازی سود به طور همزمان برای سنجش قدرت بازاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در ادبیات اقتصاد صنعتی به این مدل سنجش قدرت بازار، رویکرد ساختاری گفته می‌شود. رویکرد دیگری به نام مدل‌های فرم خلاصه شده می‌گویند ، به دنبال اندازه‌گیری شاخص لرنر با توجه به ترکیبی از ویژگی‌های هزینه و تابع تولید است. در این رویکرد با استفاده از تابع تولید و هزینه و مدلسازی در ساختار رقابتی ناقص، شاخص لرنر و مارک آب استخراج شده است. در بسیاری از مطالعات، این رویکرد بر روش مستقیم تخمین شاخص لرنر برتری دارد. رویکرد دیگری به نام رویکرد درآمد توسط پانزر- راس معرفی شد. در این روش مجموعه کشش درآمدی نسبت به موسسات به عنوان معیاری از قدرت بازار شناخته می‌شود. رویکردهای دیگری نیز در مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است که در جدول ۶ خلاصه شده است.

جدول۶- رویکردهای متفاوت ارزیابی ساختار بازار

رویکرد ارزیابی رقابت یا قدرت انحصاری	روش	توضیحات
رویکرد PCM [۲]	روش مستقیم برآورد	با برآورد تابع ترانسلوگ و استخراج هزینه نهایی، شاخص لرنر محاسبه می‌شود.
	روش مبتنی بر فرم خلاصه شده PCM	روش هال
		روش راجر
رویکرد شاخصی (به ویژه رویکرد تمرکز)	روش غیر پارامتریک تمرکز	شاخص‌های تمرکز CR4 و HHI
	روش پارامتریک تمرکز	تعدیل شاخص‌های تمرکز CR4 و HHI بر اساس تابع توزیع نمایی، پارتو و گاما
رویکرد کارایی	روش کشش سود نسبت به هزینه نهایی	روش بون
رویکرد درآمد	روش کشش درآمد نسبت به قیمت نهادها	روش پانزر- راس
رویکرد غیر ساختاری تجربی	روش تابع تولید دیفرانسیلی	روش لیون سن
	روش تجربی مبتنی بر ارتباط شکاف بین قیمت و هزینه متوسط و شاخص تمرکز	روش کالین و پرستون
رویکرد ساختاری	رویکرد تغییرات حدسی برآورد سیستم معادلات همزمان بخش تقاضا و هزینه	روش برسنان و لئو
		روش اپل بام
		روش ایواتا
		روش فوفانا

منبع: یافته های پژوهشگر

حال سوال آن است که کدام روش را می‌توان برای ارزیابی شدت رقابت در بازار متشکل پولی ایران استفاده کرد. برای پاسخ به این سوال رویکردهای متفاوت در جدول ۷ با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

جدول ۷- مقایسه روش‌های ارزیابی ساختار بازار

مدل	نوع	مبنای نظری استخراج روابط	مقیاس داده‌ها	معادلات پایه
مدل برسنان و لئو پویا	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه و صنعت	شامل دو معادله پایه (معادله‌ی تقاضای پویا و معادله هزینه نهایی پویا) است.
مدل برسنان و لئو ایستا	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه و صنعت	شامل دو معادله پایه (معادله‌ای تقاضا و معادله هزینه نهایی استخراج شده از تابع ترانسلوگ) است.
مدل اپل بام	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه و صنعت	تابع تقاضای همگن برای صنعت- تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته - تقاضای مشتق شده برای نهاده نیروی انسانی و نهادهای واسطه‌ای
مدل ایواتا	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه	بایستی تابع تقاضا و هزینه بنگاه را برآورد کرد
مدل فوفانا	مدل ساختاری	بخش تقاضا استخراج شده از تابع هزینه بوده و بخش عرضه مبتنی	صنعت	مدل سیستتقاضای معادلات بهینگی برسنان و لئو
مدل هال	مدل فرم خلاصه شده	مبتنی بر پسماند سولو استخراج شده از تابع تولید در ساختار رقابت ناقص	صنعت	بایستی تابع هال برآورد شود
مدل راجر	مدل فرم خلاصه شده	مبتنی بر پسماند سلو استخراج شده از تابع تولید در ساختار رقابت ناقص و تابع هزینه است	صنعت	بایستی تابع راجر برآورد شود
مدل پانزار- راس	رویکرد درآمد	ویژگی‌های ایستای مقایسه‌ای فرم خلاصه شده با رویکرد درآمد است	بنگاه	تابع درآمد ناخالص نسبت به هر کدام از قیمت‌های نهاد بایستی برآورد شود
مدل کالین و پرستون	رویکرد غیر ساختاری	مدل تجربی مبتنی بر ارتباط میان CR_4 و$\frac{P_K K}{Pq}$ و$\frac{P-AVC}{P}$	صنعت	باید تابع کالین و پرستون برآورد شود

مدل	نوع	مبنای نظری استخراج روابط	مقیاس داده‌ها	معادلات پایه
مدل لیونسن	رویکرد غیر ساختاری	حداکثرسازی سود نسبت به ستاده و نهادها	بنگاه	تابع دیفرانسیلی لیونسن بایستی برآورد شود
مدل بون	رویکرد کارایی	بهینه سازی تابع سود نسبت به هزینه	بنگاه و صنعت	باید تابع بون برآورد شود

منبع: یافته های پژوهشگر

با بررسی ویژگی‌های هر یک از روش‌های ذکر شده در جدول ۷ توان نتیجه گرفت که روش برسنان لئو، روش اپل بام، فوفانا و ایواتا در این مقاله قابل استفاده نیست، زیرا باید اطلاعات مربوط به سمت تقاضای بازار بانکی بررسی شود، اما به دلیل نبود اطلاعات جامع در مورد بازار موازی پول (بازار پول بدون ساختار) نمی‌توان از این روش استفاده کرد. هم‌چنین مدل پانزرا راس و هم‌چنین مدل لیونسن به دلیل عدم وجود مبانی نظری قوی چندان مناسب نیستند. با توجه به رویکرد ساختار، رفتار و عملکرد، مدل کالین و پرستون یک مدل تجربی است که در حوزه خود دارای ایرادات اساسی است و مهم‌ترین نقص این رویکرد این است که عملاً تقریبی از قدرت انحصاری با استفاده از رابطه CR_4 است. و و $\frac{P-AVC}{P}$ نشان می‌دهد که مبنای نظری ندارد. مدل بون در این مقاله نیز قابل استفاده نیست. زیرا پیش‌فرض این مدل کارایی است و فرض می‌کند که کارایی منجر به سودآوری بیشتر شرکت‌ها شده است و بر این اساس از ضریب قدرت انحصاری در شرایطی استفاده می‌شود که چه کارایی بر سیستم بانکی حاکم است.

از آنجایی که واقعیت اقتصاد ایران این فرض را تایید نکند، این مدل اعتباری ندارد. بر این اساس مدل هال - راجر به عنوان مدل اندازه گیری توان بازار در این مقاله انتخاب شده است. این مدل مزایای قابل توجهی دارد:

۱) این رویکرد با استفاده از تابع هزینه و تولید و الگوسازی در یک ساختار رقابت ناقص استخراج می‌شود.
۲) با این رویکرد می‌توان $\frac{P-MC}{P}$ صنایع را محاسبه کرد و مارک آپ را به دست آورد.
۳) این مدل برای داده‌ها با مقیاس صنعت طراحی شده است و به خوبی می‌تواند ساختار بازار را نشان دهد، دارای مبانی نظری قوی است.

بنابراین در ادامه توضیحاتی در خصوص نحوه محاسبه شاخص لرنر در رویکرد هال - راجر ارائه شده است و شاخص لرنر با توجه به اطلاعات بازار مالی ایران محاسبه شود.

هال (۱۹۸۶) مدلی را جهت ارزیابی رابطه بین قیمت و هزینه نهایی ارایه نمود که توسط راجر (۱۹۹۵) توسعه یافت برای تبیین مدل -هال- راجر یک بنگاه با تابع تولید تابع $Y = F(X_1, X_2, \dots X_n, K)E$ در نظر بگیرید. با دیفرانسیل گیری لگاریتاز تابع تولید خواهیم داشت:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \frac{\partial F}{\partial X_i} \cdot \frac{dX_i}{F} + \frac{\partial F}{\partial K_i} \cdot \frac{dK_i}{F} + \frac{dE}{E} \qquad (1)$$

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \frac{\partial Y}{\partial X_i} \cdot \frac{dX_i}{F} + \frac{\partial Y}{\partial K_i} \cdot \frac{dK_i}{F} + \frac{dE}{E}$$

اگر بنگاه در بازار نهاده با ساختار رقابت کامل و در بازار محصول با ساختار رقابت ناقص مواجه باشد، در این صورت $P \neq MC$ نخواهد بود، به‌عبارت‌دیگر، $\mu\ MC = P$ است. در این صورت خواهیم داشت:

$$W_i = \frac{\partial Y}{\partial X_i} \cdot MC = \frac{\partial Y}{\partial X_i} \cdot \frac{P}{\mu} \quad (۲)$$

$$r = \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot MC = \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{P}{\mu} \quad (۳)$$

که در در روابط (۲ و ۳)، W_i قیمت نهاده‌های x_i و r قیمت سرمایه است. با توجه به روابط (۱-۳) خواهیم داشت:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \frac{W_i X_i}{\frac{YP}{\mu}} \cdot \frac{dX_i}{X_i} + \frac{rK}{\frac{YP}{\mu}} \cdot \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{W_i X_i}{Y \cdot MC} \cdot \frac{dX_i}{X_i} + \frac{rK}{Y \cdot MC} \cdot \frac{dk}{k} + \frac{dE}{E} \quad (۴)$$

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \alpha_i \cdot \frac{dX_i}{X_i} + \alpha_K \cdot \frac{dk}{k} + \frac{dE}{E} \quad (۵)$$

در رابطه (۵) α_i و α_K بیانگر سهم هزینه نهاده‌ها در هزینه تولید است. اگر بازار محصول رقابت کامل بود؛ آنگاه، α_i و α_K نشان‌دهنده سهم هزینه نهاده‌ها به فروش می‌بود؛ زیرا در بازار رقابت کامل P MC بوده و $\alpha_i = \frac{W_i X_i}{PY}$ و $\alpha_k = \frac{rk}{PY}$ می‌گردد. اما از آنجا که فرض آن است که ساختار بازار محصول رقابت ناقص است، خواهیم داشت:

$$\alpha_i = \frac{P}{MC} \cdot \frac{W_i X_i}{PY} = \theta_i \mu \quad (۶)$$

$$\alpha_K = \frac{P}{MC} \cdot \frac{rK}{pY} = \theta_k \mu \quad (۷)$$

در رابطه (۶) اگر $\alpha_i = \theta_i$ باشد؛ آنگاه، $\mu=1$ خواهد بود و ساختار بازار رقابت کامل خواهد بود. اگر $\alpha_i \neq \theta_i$؛ آنگاه، $\mu > 1$ بوده و ساختار بازار، رقابت ناقص است. ما می‌توانیم برمبنای تابع دیفرانسیلی (۷و۶) و در ساختار بازار رقابت کامل، رابطه زیر را که اصطلاحا به آن «پسماند سولو اولیه (SR)»[1]

$$\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \left(1 - \sum_i \theta_i\right)\frac{dK}{K} = \left[1 - \frac{1}{\mu}\right]\left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right] + \frac{1}{\mu} \cdot \frac{Ed}{E} \quad (۸)$$

$$\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \left(1 - \sum_i \theta_i\right)\frac{dK}{K} = \beta\ \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right] + \frac{1}{\mu} \cdot \frac{dE}{E} \quad (۹)$$

1 Solow Residual Primary

در رابطه (۸)، $\beta = \frac{۱}{\mu} - ۱$ است که β همان شاخص لرنر است. مدل (۸) که توسط هال (۱۹۸۸) استخراج شده با مشکل درون‌زایی مواجه است. راجر(۱۹۹۵) این مشکل را با ملحوظ داشتن ویژگی‌های تابع هزینه و ساختن رابطه همزاد (*Dual*) پسماند سولو، این مشکل را مرتفع نمود. راجر، تابع هزینه متناظر با رابطه (۱۰) را به‌صورت زیر تعریف کرده است.

$$C(W_۱.W_۲.\cdots.W_K.Y.E) = \frac{G(W_۱.W_۲.\cdots.W_K)Y}{E} \quad (۱۰)$$

$$MC = \frac{\partial C(W_۱.W_۲.\cdots.W_K.Y.E)}{\partial Y} = \frac{G(W_۱.W_۲.\cdots.W_K)}{E} \quad (۱۱)$$

با گرفتن دیفرانسیل لگاریتاز طرفین رابطه هزینه نهایی در روابط (۱۰) و (۱۱) و به‌کارگیری لم‌شفارد خواهیم داشت:

$$\frac{dMC}{MC} = \sum_i \alpha_i \frac{dW_i}{W_i} + \alpha_k \frac{dW_k}{W_k} - \frac{dE}{E} \quad (۱۲)$$

اگر مارک آپ (μ) ثابت باشد، آنگاه نرخ رشد قیمت با نرخ رشد هزینه نهایی برابر خواهد بود؛ از این‌رو، خواهیم داشت:

$$\frac{dMC}{MC} = \frac{dP}{P} \quad (۱۳)$$

با استفاده از روابط (۸)، (۹)، (۱۰) و (۱۱) نیز با توجه به رابطه (۶) و (۷) پس از جای‌گذاری مرتب‌سازی به رابطه‌ای که اصطلاحاً به آن «همزاد پسماند سولو (DSR)»گفته می‌شود و توسط تابع هزینه نهایی استخراج می‌شود می‌توان دست‌یافت.

$$\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (۱ - \sum_i \theta_i)\frac{dK}{K} = \left[۱ - \frac{۱}{\mu}\right]\left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right] + \frac{۱}{\mu} \cdot \frac{dE}{E} \quad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، $\beta = \frac{۱}{\mu} - ۱$ است که β همان شاخص لرنر است. بنابراین، خواهیم داشت:

$$\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (۱ - \sum_i \theta_i)\frac{dK}{K} = \left[۱ - \frac{۱}{\mu}\right]\left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right] + \frac{۱}{\mu} \cdot \frac{dE}{E} \quad (۱۵)$$

پس از ساده سازی رابطه فوق تابع راجر را بدست آوریم که در آن $\frac{dE}{E}$ حذف شده است:

$$\frac{dY}{Y} + \frac{dP}{P} - \sum_i \theta_i \left(\sum_i \frac{dX_i}{X_i} + \frac{dW_i}{W_i}\right) - (۱ - \sum_i \theta_i)\frac{dk}{K} + \frac{dk}{W_k}) = \beta\left(\left(\frac{dY}{Y} + \frac{dp}{p}\right) - \left(\frac{dK}{K} + \frac{dw_k}{W_k}\right)\right) \quad (۱۶)$$

۵- برآورد مدل اقتصادسنجی

در این تحقیق از رویکرد هال راجر برای اندازه گیری شکاف بین قیمت و هزینه نهایی و ارزیابی شدت انحصار به شرح زیر استفاده شده است:

$$\frac{dY}{Y}+\frac{dP}{P}-\sum_i \theta_i\left(\frac{dX_i}{X_i}+\frac{dW_i}{W_i}\right)-\left(1-\sum_i \theta_i\right)\frac{dK}{K}+\frac{dk}{W_k}\Big)=\beta\left(\left(\frac{dY}{Y}+\frac{dp}{p}\right)-\left(\frac{dK}{K}+\frac{dw_k}{W_k}\right)\right)$$

که در این مقاله بردار X شامل تعداد نیروی کار (I) نهادهای واسطه‌ای(m) بوده و بردار W دستمزد نیروی کار می‌باشد. همچنین قیمت سرمایه برابر با r در نظر گرفته شده است.

$$x=[l,m]$$
$$w=[\omega,P^m]$$
$$w_k=r$$

شایان ذکر است برای برآورد مدل فوق ابتدا باید سهم هزینه موسسات در فرآیند تولید محاسبه شود (θ_i)، سپس با توجه به اطلاعات حجم تولید، قیمت و هزینه تمام شده موسسات تولیدی، متغیر سمت راست و متغیر مستقل در سمت چپ باید محاسبه شوند. پس از استخراج متغیرهای وابسته و مستقل برای هر صنعت، توان رگرسیون اخیر را با توجه به داده‌های پانل تخمین زد. شایان ذکر است که برای تعیین نوع پیش آزمون‌ها، ابتدا می‌باید آزمون ایستایی انجام شود که نتایج آن در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول۸- نتایج ایستایی متغیرها

متغیر ها	آزمون فیشر (ADF)		آزمون فیشر-(PP)		سطح ایستایی
	آماره	سطح معناداری	آماره	سطح معناداری	
لگاریتم تعداد نیروی کارLOGDAR) (	۷۵/۱۷	۰/۰۰۰۱	۹۳/۵۵	۰/۰۰۰۰	I(1)
لگاریتم ارزش نهاده های واسطه ای (LOGHZOM)	۶۰/۵۳	۰/۰۰۶۴	۷۱/۱۷	۰/۰۰۰۵	I(1)
لگاریتم دستمزد نیروی کار (LOGJDRM)	۵۶/۴۴	۰/۰۱۶۲	۶۵/۰۵	۰/۰۰۲۲	I(1)
لگاریتم قیمت سرمایه(نرخ بهره)(LOGSAYR)	۵۱/۷۵	۰/۰۴۳۲	۶۰/۰۷	۰/۰۰۷۳	I(1)
نتایج آزمون هم انباشتگی کا ئو					
DF	-۸/۹۷۹۹۴۷ (۰/۰۰۰۰)				
DF*	-۹/۰۳۹۸۶۸ (۰/۰۰۰۰)				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول (۸) متغیرهای لگاریتم تعداد نیروی کار بیانگر لگاریتم تعداد افراد شاغل در بخش‌های مختلف طی دوره مورد بررسی و لگاریتم ارزش نهاده‌های واسطه‌ای بیانگر ارزش کل کالاها و خدمات واسطه‌ای مورد استفاده بنگاه‌ها

و لگاریتم دستمزد نیروی کار شاخص قیمت دستمزد نیروی کار در دوره مورد بررسی است. همچنین، لگاریتم قیمت سرمایه (نرخ بهره) لگاریتم نرخ بهره بانکی سپرده‌های کوتاه‌مدت می‌باشد.

نتایج ایستایی متغیرها در سطح ۰/۰۵ نشان می‌دهد که وجود یک ریشه برای همه متغیرها مردود نیست و تمام متغیرهای مدل در سطح ۰/۰۵ غیرایستا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین، تمام متغیرهای مدل تجمعی از مرتبه یک یا I(1) هستند. براساس نتایج جدول (۲)، رویکرد هم‌انباشتگی کائو، نتایج *DF* و DF* نشان‌دهنده وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد نظر است.

بعد از تعیین ایستایی داده‌ها، با توجه رویکرد هال – راجر، شاخص لرنر و مارک آپ در بانکداری ایران به وسیله مدل پانل با اثرات ثابت (FE) برآورد شده است. در ارتباط با نحوه گزینش اینکه کدام مدل پول یا پانل برای آزمون فرضیه‌های مدل مناسب‌تر می‌باشد آزمون F لیمر جهت انتخاب بین اثرات ثابت (FE) یا اثرات تصادفی (RE)، از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج این دو آماره در جدول ۹ ذکر شده است.

جدول ۹- محاسبه مدل هال - راجر

آزمون F لیمر	۸.۲۱
آماره آزمون هاسمن	۶.۹۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۰ نتایج محاسباتی شاخص لرنر بر اساس مدل هال راجر و اطلاعات ضریب ناهمگونی بین بانک‌ها را نشان دهد. همانطور که در جدول ۱۰ مشاهده شود، بانک توسعه صادرات با ۰.۹۱ دارای بالاترین ضریب شاخص لرنر است، بانک های تجارت، پارسیان و پاسارگاد به ترتیب با ۰.۸۹، ۰.۸۳، ۰.۸۳ و ۰.۸۳ در رتبه‌های بعدی قرار دارند. این مولفه به این معنی است که این بانک‌ها بیشترین حاشیه سود را به دلیل فاصله بین قیمت و هزینه نهایی کسب کرده اند. بانک سپه نیز در این مدت با ۰.۱۲ کمترین حاشیه سود را داشت. لازم به ذکر است سه بانک رفاه کارگران، مسکن و صنعت و معدن شرایط مساعدی نداشتند و حاشیه زیان قابل توجهی را تجربه کردند.

جدول ۱۰- نتایج برآورد شاخص لرنر برای بانک‌های ایران

بانک	ضرایب ناهمگنی	شاخص لرنر Coefficient
ملی	۰/۰۰۳	۰/۷۰
سپه	-۰/۰۹	۰/۱۲
صادرات	-۰/۰۰۱	۰/۴۸
تجارت	-۰/۰۳	۰/۸۹
ملت	-۰/۰۲	۰/۴۹
رفاه کارگران	-۰/۰۳	-۰/۵۶
پست بانک	-۰/۰۰۲	۰/۱۰

بانک	ضرایب ناهمگنی	شاخص لرنر Coefficient
کشاورزی	-۰/۰۰۴	۰/۷۶
مسکن	-۰/۰۳	-۰/۰۳
توسعه صادرات	۰/۰۱	۰/۹۱
صنعت معدن	-۰/۰۱	-۰/۱۰
کارآفرین	۰/۰۲	۰/۳۸
سامان	۰/۰۱	۰/۶۵
پارسیان	۰/۰۲	۰/۸۳
اقتصاد نوین	۰/۰۵	۰/۶۷
پاسارگاد	۰/۰۷	۰/۸۳
سرمایه	-۰/۰۳	۰/۴۳
سینا	۰/۰۵	۰/۷۰
قوامین	۰/۰۲	۰/۱۰
مهر ایران	۰/۰۰۳	۰/۳۲
گردشگری	-۰/۰۰۱	۰/۱۲
شهر	-۰/۰۰۴	۰/۱۴
موسسه توسعه	-۰/۰۰۲	۰/۱۷
انصار	۰/۰۱	۰/۳۵
ایران زمین	-۰/۰۱	۰/۱۶
آینده	۰/۰۲	۰/۲۲
پارسیان	۰/۰۱	۰/۶۳
تات	۰/۰۰۲	۰/۱۰
حکمت ایرانیان	۰/۰۵	۰/۱۱
خاورمیانه	۰/۰۷	۰/۱۳
دی	۰/۰۰۳	۰/۱۰
رسالت	۰/۰۰۴	۰/۱۷
توسعه تعاون	-۰/۰۰۱	۰/۲۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همچنین با بررسی فراوانی توزیع حاشیه سود بانک‌ها که در جدول ۱۱ مشاهده شود، از بین ۳۳ بانک مورد بررسی، در ۲۹ بانک، قیمت بالاتر از قیمت هزینه نهایی بوده است، به طوری که برای ۱۱ بانک، قیمت برابر است. بالا و بیشتر . از ۰.۵۰، اما برای ۳ بانک باقی‌مانده قیمت کمتر از قیمت تمام شده نهایی بوده که با توجه به زیان این بانک‌ها در سال‌های مورد بررسی قابل توجیه است.

جدول ۱۱- فراوانی توزیع بانک‌ها در دامنه‌های مختلف شاخص لرنر

دامنه شاخص لرنر (L)	تعداد بانک	فراوانی نسبی بانک‌ها (درصد)	فراوانی تجمعی نسبی بانک‌ها درصد
$-1 \leq L < 0.1$	۷	۱۶	۱۶
$0.1 \leq L < 0.3$	۹	۱۱	۲۷
$0.3 \leq L < 0.6$	۶	۲۲	۴۹
$0.6 \leq L < 0.8$	۶	۲۸	۷۷
$0.8 \leq L < 1$	۵	۲۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر متغیرهای عملکردی صنعت بانکداری، قدرت بازاری در صنعت است. نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که طی دوره زمانی مذکور، صنعت بانکداری میانگین شاخص لرنر در سطح بالا و نزدیک به یک بوده و از این رو توانایی رقابت پایینی را به منطقه ظهور گذاشته است. این پایین بودن توان رقابتی، گویای پایین بودن قوام صنعت بانکی از جانب فضای سازنده رقابتی و ضعف تحقق شاخص‌های اقتصاد مقاومتی در آن ارزیابی شده است. همچنین با توجه به روند حرکتی شاخص می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که درجه رقابت صنعت بانکی طی سال‌های مورد بررسی تغییر چندانی نداشته است و از یک روند آرام و کم نوسان برخوردار بوده است. این در حالی است که پیاده سازی برنامه‌های خصوصی‌سازی نتوانسته کمک چندانی به افزایش رقابت پذیری صنعت بانکی از جانب قیمت و هزینه نهایی داشته باشد و همچنان سطح رقابت پذیری صنعت از جایگاه مناسبی بهره‌مند نمی‌باشد. به طور کلی، در صنعت بانکداری، سطح قدرت بازار سطحی از نوسان را تجربه کند.

پیشنهادات

با توجه به نتیجه تحقیق که نشان دهنده توانایی احیای صنعت بانکداری کشور در شرایط رقابتی و در نتیجه سطح مقاومت صنعت بانکداری از نظر فضای تولید رقابتی است. پیشنهاد می‌گردد: همه ارکان نظام بانکی اعم از بانک مرکزی، نظام حقوقی و قوانین و مقررات، شبکه بانکی اعم از نهادهای دولتی و خصوصی نسبت به تحقق اهداف اقتصاد مقاومتی و اجرای سیاست‌های کلی مقاومتی اقدام کنند. در اقتصاد برنامه ریزی شده، موضوع «افزایش سطح رقابت بانکی و رفع انحصار و تمرکز» را جدی بگیرید. در این میان سه وظیفه مهم بر دوش سه نهاد بانک مرکزی، شبکه بانکی و مجلس شورای اسلامی کشور است. تقویت فضای رقابتی بانکی و در نتیجه افزایش سطح مقاومت صنعت بانکداری کشور الزامیست آیین نامه دستورالعمل‌های بانکی با توانمندسازی بانک‌ها برای به روزرسانی هرچه بهتر ظرفیت و توان خود در اجرای برنامه‌های بانکی کشور نمایندگی بانک باید بازنگری، تسهیل و اصلاح شود. نظر به نقش پررنگ شبکه بانکی در پیشبرد اهداف اقتصاد مقاومتی و ایجاد فضای رقابتی، نیاز است این شبکه مهم اقتصادی با تلاش بیشتر جهت بهبود حاکمیت شرکتی، مدیریت سازمانی و مدیریت ریسک

اقدام مضاعفی را به سرانجام برساند. در طرح اصلاح قانون بانکداری باید به تقویت و غنی‌سازی فضای رقابت بانکی توجه بیشتری شود. اعمال سیاست‌های تمرکززدایی و ارتقای رقابت و شفافیت بانکی از جمله پیشنهادات برای تدوین طرح جدید بانکی است.

فهرست منابع

پژویان ،جمشید خداداد کاشی فرهاد و شهیکی ،تاش محمد نبی (۱۳۹۰)، ارزیابی نا پارامتریک شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنویی. فصلنامه اقتصاد ،مقداری، ۸ (۲)، ۹۵-۱۲۱

خداداد کاشی فرهاد و ،حاجیان محمدرضا (۱۳۹۳) محاسبه قدرت بازاری در صنعت بانکداری ایران طی سال‌های ۱۳۸۹ - ۱۳۸۰ فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۴ (۱۵)، ۱۱۶-۹۵.

شهیکی تاش, محمد نبی و ,عبدی. (۲۰۱۶). سنجش اندازه رقابت در بازار بانکی ایران: رویکرد هال-راجر. اقتصاد و الگو سازی, ۷(۲۵), ۴۷-۷۳.

دانشور بهاره (۱۳۹۶) اقتصاد مقاومتی و بانکداری اسلادر ایران شیراز: انتشارات نوید شیراز تأثیر

رمضان ،احمدی، علی ،واعظ سید علی آر من سید عزیز و درسه سید صابر (۱۳۹۶)، بررسی رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام فصلنامه دانش حسابداری مالی۱۱۷-۱۴۲ ،(۳) ۴.

شهیکی تاش، محمد نبی و ،نوروزی علی (۱۳۹۳) محاسبه پارامتریک شاخص لرنر و ارزیابی درجه رقابت و انحصار صنایع ،ایران فصلنامه مدل سازی اقتصادی، ۸ (۳)، ۸۹-۷۱ .

شهیکی تاش محمد نبی و عبدی یعقوب (۱۳۹۵)، سنجش اندازه رقابت در بازار بانکی :ایران رویکرد هال راجر فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۷ (۲۵) ۷۳-۴۷.

برقندان کامران پهلوانی مصیب و شهیکی تاش محمدنبی. (۱۳۹۸). شاخص شاخص لرنر استراتژی محور جهت تعیین قدرت بازاری دو شرکت ایران خودرو و سایپا.

شیوایی، الهام (۱۳۹۹). سنجش شاخص لرنر صنایع تبدیلی بخش کشاورزی ایران رهیافت سازمان صنعتی، نشریه عل(فصلنامه) پژوهش‌های اقتصاد صنعتی. شماره ۱۰. صص ۷۷-۸۷.

شریفی نیا، ح.، مؤمنی وصالیان، ه.، دقیقی اصلی، ع.، دامن کشیده، م.، مرجان، و افشاری راد. (۲۰۲۰). ارزیابی قدرت رقابتی و سیاست پولی بر بازده دارایی‌ها در بانک‌های ایران (رهیافت الگوهای ساختاری). اقتصاد مالی اقتصاد , ۱۴ (۵۱), ۱-۲۸.

پژویان، جمشید؛ خداداد کاشی، فرهاد و محمد نبی شهیکی تاش (۱۳۹۰). ارزیابی شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران، مجله اقتصاد مقداری، شماره ۲۶.

خداداد کاشی نورانی آزاد و اسحاقی گرجی. (۲۰۱۷). رقابت، انحصار و الگوی رفتاری در صنعت ایران با استفاده از روش‌های غیرساختاری. پژوهشنامه بازرگانی , ۲۱ (۸۱), ۱-۳۰.

نورانی، آزاد و اسحاقی، گرجی. (۲۰۱۸). سنجش پویای ضریب کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنعت چاپ ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصاد صنعتی , ۲ (۴), ۸۹-۱۰۲.

یوسفی حاجی‌آباد، رضا (۱۳۹۵). بررسی اثرات درجه انحصار بازار بر سودآوری سیستم بانکداری ایران با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی صنعتی. دوره ۲. شماره ۳. صص ۵۶-۴۵.

یوسفی حاجی‌آباد، رضا و اقبالی علیرضا (۱۳۹۹). قدرت بازاری در صنعت بانکداری ایران و عوامل مؤثر بر آن، فصلنامه علمی‌پژوهشی اقتصاد صنعتی شماره ۱۲. صص ۲۵-۳۴.

یوسفی حاجی آباد, رضا و خداداد کاشی, فرهاد. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط عملکرد صنایع با سطح تمرکز و نوآوری بخش صنعت ایران با استفاده از مدل‌های رگرسیونی .PVAR فصلنامه علمدلسازی اقتصادی ,شماره ۴. صص ۱۲۱-۱۳۵.

Ahmad, M., Khan, S., Haq, Z. U., & Khattak, S. I. (2023). Measuring Market Power in the Sugar Industry of Pakistan. Journal of the Knowledge Economy, 1-26.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2004). Bank competition and access to finance: international evidence. Journal of Money, Credit and Banking, 36, 627-648.

Coccorese, P., & Santucci, L. (2020). Banking competition and bank size: Some evidence from Italy. Journal of Economics and Finance, 44, 278-299.

Omidinejad, M. (2012). Iranian Banking Performance Report in 2011 (in Persian), Iranian Banking Education Institute, Tehran, (1).

Iranian Central Bank, Monetary and Banking Research Institute. (2012). Conference on Non-Banking Credit Institutes in Iran (in Persian), Tehran.

Hosseini, MA., Permeh, Z. (2010). Evaluating of Monopoly, Competition and Concentration at Iranian Chicken Meet and Eggs Market (in Persian), Journal of Knowledge and Development, (30). Kodad-e- Kashi, F., Jafari Leylab, P. (1998).

Market Structure and Performance: Theory and Application in Iranian Industry (in Persian), Institute of Business Research Studies.

Kodad-e- Kashi, F., Jafari Leylab, P. (2012). Market Structure of Iranian Banking Sector from 2006 to 2011 (in Persian), Business Studies, (52), 34-40.

Ebadi, J, Shahiki Tash, MN,. (2004). Evaluation of Competition Degree in Iranian Industrial Markets, Journal of Business Studies, (31) (in Persian).

Sadrey-e-Johari, A., Zabihidan, MN,. (2012). Survey the Effect of Research & Development on Iranian Manufactories Performance (S- C-P method), Journal of Economic Strategy, (3) 1(in Persian).

Najarzaedeh, R,. Ezati, M,. Mirzanejad, H,. (2012). Evaluating of Competitiveness Degree of Iranian Banking Sector Using Panzar- Rosse Model, Journal of Iranian Economic Studies, (51), 157-179(in Persian).

Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: an overview. European Economic Review, 37, 613-622.

Ministry of Commerce, The Planning and Economic Affairs Office,.(2004). The Survey of Structure (Measuring the Concentration Degree) in Iranian Banking Sector and its Social Costs (in Persian),.

Misra, B. S., & Coccorese, P. (2022). Market power, efficiency and stability of Indian banks. Economic Change and Restructuring, 55(4), 2263-2292.

Appelbaum, E. (1979) "Testing price taking behavior" journal of econometrics (9): 283-94.

Appelbaum, E. (1982), "the estimation of the degree of oligopoly power". Journal of econometrics (19): 287-99.

Al-Muharrami,S, Mathews, K, and Y, Kabir(2006), Market Structure and CompetitiveConditions in the Arab GCC Banking System, Cardiff Economic Working Papers.

Thum-Thysen, A & Canton, E,. (2015). Estimation of Service Sector Mark-Ups Determined by Structural Reform Indications,. European Economy,. Economic Papers No. 547.

Azzam, A. (1997). "Measuring market power and cost- efficiency effects of industrial concentration "Journal of industrial economics 45 (4): 377-86.

Baltagi, Badi Hani, Econometric analysis of Panel Data, British library Cataloguing in Publication Data, John Wiely & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex Po19 8SQ, England, third edition, 2005.

Bresnahan, Timothy F. (1989) 'Studies of Industries with Market Power', in Richard Schmalensee and Robert Willig (eds.), Handbook of industrial Organization, New York: North Holland.

Bikker, A, Jacob; Haaf K; Measuring of Competition and Concentration in the Banking Industry; A review the Literature; De Nederlandche Bank; Research Series Supervision no.27; September 2000.

Bikker, A, Jacob; Haaf, Katharina; Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry; Journal of Banking & Finance; JBF 1747; no. of pages 25; 2002 Bikker, A, Jacob; Groeneveld, JM; Competition and Concentration in EU Banking Industry; De Nederland's Bank, Research series Supervision,no.8; June 1998.

Bresnahan, Timothy F. (1989) 'Studies of Industries with Market Power', in Richard Schmalensee and Robert Willig (eds.), Handbook oflndustrial Organization, New York: North Holland.

Boone, J. (2008). Competition: theoretical parameterizations and empirical measures. Journal of Institutional and Theoretical Economics, 164:587,611.

Boone, J. (2008). A new way of measuring competition, The Economic Journal, 118:1245,61.

Diana, chand Esfahani, A (2006), modeling market power in the Indonesian palm oil industry, www. Usyd. edu. Au.

Fukuyama, H., & Tan, Y. (2022). Estimating market power under a nonparametric analysis: evidence from the Chinese real estate sector. OR Spectrum, 1-24.

Hall, Robert E. (1988) "The Relationship between Price and Marginal Cost in U. S. Industry', Journal of Political Economy 96, 921-47.

Iwata, G. (1974)"measure ment of conjectural variation in oligopoly, econometrical42): 947-66.

Lau, Lawrence J. (1982) 'On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data', Economics Letters 10, 93-9.

Oliveira Martins, J., and Scarpetta, S(1999), "The Levels and Cyclical Behaviour of Mark-ups Across Countries and Market Structures", OECD Economics Department Working Papers No. 213.

Panzar, John C. and Rosse, James N. (1987) 'Testing for "Monopoly" Equilibrium', The Journal of Industrial Economics 35, 443-56.

Perloff. J & Shen. E,(2012) "Collinearity in Linear Structural Models of Market Power," Review of Industrial Organization, Springer, vol. 40(2), pages 131-138, March.

Rezitis N. Anthony; Evaluating the State of Competition of the Greek Banking Industry; Journal of International Financial Markets, Institutions & Money; 20; pp.68-90; 2010

Roeger, W.(1995) "Can Imperfect Competition explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing", Journal of Political Economy, 103, 316-30.

Harkati, R., Alhabshi, S. M., Kassim, S., & Ariffin, N. M. (2022). Market structure and power: comparative empirical evidence from a dual banking system. Economic Change and Restructuring, 1-59.

Shaffer; Sherrill; A Test of Competition in Canadian Banking; Journal of Money, Credit and Banking, Vol.25; No.1 (Feb 1993); PP. 49-61.

Simpasa, Anthony Musonda. "Competition and market structure in the Zambian banking sector." (2013).
Twomey. P, Green. R (2005),A Review of the Monitoring of Market Power, Center For Energy and Environmental Policy Research,
Tan, Y. (2020). Competition and profitability in the Chinese banking industry: New evidence from different ownership types. Journal of Industry, Competition and Trade, 20(3), 503-526.
http://web. mit. Edu / ceepr / www/publications/reprints/Reprint_209_WC. Pdf.
Simbanegavi W., Greenberg J and G., Testing for Competition in South African Banking Sector, MPRA Paper No. 43627 Posted 08, January 2013.

هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

تشکر و قدردانی : در این بخش تمام افرادی که به نحوی در انجام مطالعه نقش داشته ولی جزو نویسندگان مقاله نبوده اند مورد تقدیر قرار گیرند. افرادی که درنوشتن مقاله، روش‌ها و حمایت‌های کلی نقش داشته اند در این قسمت از آن‌ها تشکر و قدردانی می‌شوند.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Measuring the monopoly power of Iran's banking industry with the Hall-Roger approach

Jafar Yousefi[1]
Mehdi Moradi[2]
Seyyed Yousef Haj Asghari[3]
Rostam Qaradaghi[4]

Received: 2025/March/29 Accepted: 2025/June/03

Abstract

In this article, the market structure of Iran's banking industry was investigated using the Hall-Roger model in the period of 1380-1399, and the Lerner index was calculated for 33 public and private banks. The research results show that the Lerner index for 29 banks is between 0.10 and 0.91 and for three other banks it is negative. Therefore, the findings confirm that in more than 88% of active banks in the country, there is a significant gap on the final price and cost. Also, in this research, the Herfindahl-Hirschman empirical indices and the index for the period of 1380-1399 were calculated and the results of calculations on both indices reflect the fact that the monopoly power in the organized monetary market has decreased during this period and the competition coefficient has increased.

Keywords: banking industry, monopoly power, Lerner index, Hall-Roger
JEL classification: L6, L1, F1.

[1] Department of Economics, Mi.C., Islamic Azad University, Mianeh, Iran. ja.yousefi@iau.ir
[2] Department of Economics, Payam Noor University, Mianeh, Iran. (Corresponding author). moradi@pnu.ac.ir
[3] Department of ManagementMi.C., Islamic Azad University, Mianeh, Iran. fa1245@iau.ac.ir
[4] Department of Management, Mi.C., Islamic Azad University, Mianeh, Iran. rostam_gharehdaghi@iau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۲۵۷ تا ۲۷٦

انگیزه‌های مدیریتی در گزارشگری متهورانه مالی با توجه به تئوری چشم انداز تجمعی

علی مولائی ایل ذوله[1]
کاوه پرندین[2]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۵

چکیده

گزارشگری متهورانه مالی به عنوان یک رفتار مدیریتی مبتنی بر ریسک هنگامی رخ می‌دهد که مدیران از قضاوت‌های شخصی خود در گزارش گری مالی استفاده کنند و ساختار معاملات را جهت تغییر گزارشگری مالی دستکاری می‌نمایند. از طرفی دیگر تئوری چشم‌انداز به دنبال تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روان‌شناختی افراد بر شیوه تصمیم‌گیری آنان است. از این رو، هدف پژوهش بررسی تاثیر انگیزه مدیریتی در گزارشگری متهورانه مالی با توجه به تئوری چشم انداز تجمعی است. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، به بررسی ۱۲۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ پرداخته شد. در این تحقیق از روش‌های آمار همبستگی و رگرسیون چند متغیره با الگوی داده‌های ترکیبی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که گزارشگری متهورانه مالی از چهار الگوی نگرش به ریسک پیروی می‌کند به بیان دیگر زمانی که احتمال سود مرجع کم یا احتمال زیان مرجع زیاد باشد احتمال گزارشگری متهورانه مالی افزایش می‌یابد اما چنانچه احتمال سود مرجع زیاد یا احتمال زیان مرجع کم باشد احتمال گزارشگری متهورانه مالی کاهش می‌یابد، اگر احتمال تغییر در سود یا زیان اندک باشد نگرش مدیر به ریسک می‌تواند مسیر را تغییر دهد به روایت بهتر اگر احتمال سودآوری افزایش یابد، مدیر به جای آنکه نگرش خود را از ریسک پذیری به ریسک گریزی تغییر دهد اندکی از ریسک پذیری خود را کاهش می‌دهد، بنابراین می‌توان استدلال کرد که احتمال گزارشگری متهورانه مالی بدون تغییر در جهت نگرش مدیر به ریسک از ریسک پذیری به ریسک گریزی تغییر می‌کند. همچنین نتایج تجزیه و تحلیل اضافی حاکی از آن است که در شرکت‌های بزرگ‌تر، رابطه فوق قوی‌تر است.

واژه‌های کلیدی: انگیزه‌های مدیریتی، گزارشگری متهورانه مالی، تئوری چشم انداز تجمعی
طبقه بندی JEL: H16 ,C13 ,H26

۱ . گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، نویسنده مسئول، molaiyali@pnu.ac.ir
۲ . گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، kparandin@pnu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

در فضای تجاری و اقتصادی امروز، شرکت‌ها همواره در شرایطی هستند که نیازمند تصمیم‌گیری‌های به‌موقع و اثربخش مدیریت، در شرایط عدم اطمینان و مخاطره‌آمیز بوده و ریسک‌پذیری مدیر می‌تواند عامل مهمی جهت نیل به موفقیت سازمان گردد. به بیان دیگر ریسک‌پذیری عامل حیاتی است که منجر به بقا و توسعه شرکت‌ها می‌شود (شاپیرا[1]، ۱۹۹۵) اما اگر مدیر شرکت برخی رفتارهای پرمخاطره همچون ارائه گزارش‌های متهورانه مالی به بازار را انجام دهد سبب به وجود آمدن زیان‌های عمده برای سازمان می‌شود؛ چرا که این نوع گزارشگری به‌طور کاذب وضعیت مالی شرکت را بهتر از آنچه واقعاً هست، نشان می‌دهد. همچنین اعتبار حرفه حسابداری را مخدوش نموده و بر اعتماد عمومی به صورت‌های مالی تأثیر می‌گذارد(فخاری و همکاران، ۱۳۹۷). به زعم واتز[2] (۲۰۰۳) گزارشگری متهورانه مالی نوعی تحریف از واقعیت‌ها است که سطح شفافیت اطلاعاتی شرکت را کاهش می‌دهد بنابراین سرمایه‌گذاران نمی‌توانند با استفاده از اطلاعات شرکت، قیمت سهام آن را به درستی تعیین کنند و حتی انگیزه جمع‌آوری اطلاعات مربوط به شرکت را قبل از اقدام به داد و ستد سهام آن از دست می‌دهند(میرزایی و همکاران، ۱۳۹۹). اما از آنجا که این عمل پرریسک و خطرناک است، تنها مدیرانی به انجام آن مبادرت می‌کنند که بسیار ریسک‌پذیر باشند، در حالی که اکثر مدیران افرادی عقلایی و ریسک‌گریزند. از طرفی دیگر تئوری چشم‌انداز تجمعی تورسکی و کانمن [3] (۱۹۹۲) بیان می‌دارد افراد در بعضی مواقع به طور سیستماتیک اصل مطلوبیت، که یکی از اصول پایه و مترقی دیدگاه مکاتب عقلایی در دیدگاه انسان اقتصادی است، را نادیده می‌گیرند و بر خلاف اصول عقلایی رفتار می‌کنند. در واقع تئوری چشم‌انداز به دنبال تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روانشناختی افراد بر شیوه تصمیم‌گیری آنان است(ابراهیمی و همکران، ۱۴۰۰). نتایج برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهد که ارائه گزارش‌های متهورانه مالی توسط مدیران ریسک‌پذیر به مدیران ریسک‌گریز بسیار محتمل‌تر است(ثقفی و حسن زاده دیوا، ۱۴۰۰). در این پژوهش تلاش شده تا از بررسی این اثر اساسی، که در تحقیقات گذشته انجام شده، فراتر رفته و به این موضوع پرداخته شود که آیا گزارشگری متهورانه مالی از الگوی چهارگانه نگرش به ریسک که از طریق تئوری چشم‌انداز تجمعی ارائه می‌شود، پیروی می‌نماید یا خیر. شایان ذکر است که نوشتار حاضر از آن جهت با پژوهش‌های قبل متفاوت است که برای فرموله کردن احتمال گزارشگری متهورانه مالی به‌عنوان بخشی از پیامد عملکرد، از عملکرد شرکت‌های مشابه به‌عنوان نقطه مرجع استفاده کرده است. همچنین، به منظور بررسی استحکام و قابلیت اتکای نتایج پژوهش، اثر تعدیل‌کنندگی اندازه شرکت بر رابطهٔ مربوطه مجدداً مورد بررسی قرار خواهد گرفت. از این رو، هدف این پژوهش پرداختن به رفتار گزارشگری متهورانه مالی از دیدگاه تئوری رفتاری چشم‌انداز تجمعی است. این پژوهش با استفاده از مفاهیم مطرح شده در حوزه روان‌شناسی و اقتصاد رفتاری و با مطرح کردن گزارشگری متهورانه مالی توسط مدیران به عنوان یک رفتار مبتنی بر ریسک منجر به گسترش دانش در حوزه ادبیات گزارشگری متهورانه مالی می‌گردد و بر اهمیت

[1] -Shapira
[2] - Watts
[3] - Tversky & Kahneman

کاربرد تئوری چشم‌انداز در حسابداری دلالت دارد. در ادامه پس از بیان جنبه نظری و پیشینه پژوهش به روش پژوهش و درنهایت با ارائه یافته‌ها به بحث و نتیجه گیری پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

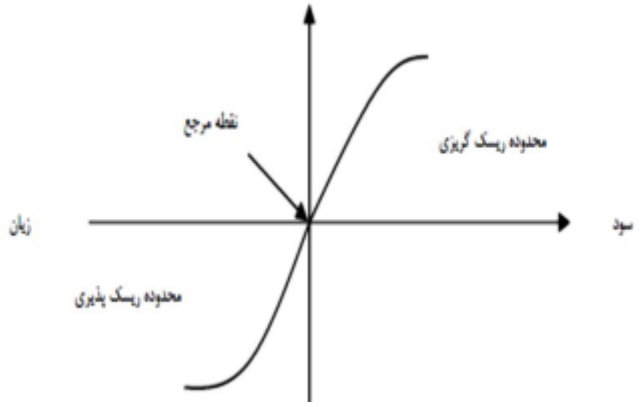
گزارشگری متهورانه مالی به نحوه واکنش شرکت در مقابل ذینفعان و بازار سرمایه در افشای واقعیت‌های عملکردی اشاره دارد و نقطه مقابل گزارشگری مالی محافظه کارانه می‌باشد. به نظر واتز[1] (۲۰۰۳) استفاده از رویه‌های گزارشگری متهورانه مالی بدین معنی است که شرکت گزارش اخبار بد را به تاخیر اندازد، اما در گزارش اخبار خوب، سرعت عمل نشان دهد(ملااسمعیلی دهشیری، ۱۴۰۱). بدین ترتیب گزارشگری متهورانه نوعی تحریف از واقعیت‌ها است و سطح شفافیت اطلاعاتی شرکت را کاهش می‌دهد و سرمایه‌گذاران نمی‌توانند با استفاده از اطلاعات شرکت، قیمت سهام آن را به درستی تعیین کنند و حتی انگیزه جمع‌آوری اطلاعات مربوط به شرکت را قبل از اقدام به داد و ستد سهام آن از دست می‌دهند. بدین ترتیب قیمت سهام شرکت نمی‌تواند انعکاس‌دهندهی اطلاعات خاص مربوط به شرکت باشد و نمی‌تواند از ارزش این گونه سهام خبر دهد(جین و مایرز[2]، ۲۰۰۶). نلسون[3] (۲۰۰۳) وجود رویکرد گزارشگری متهورانه مالی را نتیجه ادراک سوگیرانه مدیران از استانداردهای حسابداری به منظور رسیدن به برتری شکل بر متحوا دانسته است. به عبارت دیگر وی معتقد است هرگاه مدیران از استانداردهای حسابداری همچون ابزاری برای اهداف خود استفاده نمایند، به طوری‌که اخبار مطلوب و مورد توجه بازار و سهامداران را انعکاس دهند و از انتشار اخبار بد در زمان مقتضی دوری نمایند، از رویکرد گزارشگری متهورانه استفاده می‌کنند، رویکردی که می‌تواند به انحطاط بازار سرمایه و افزایش ریسک سقوط سهام شرکت در آینده منجر شود (احمدی و سروش یار، ۱۳۹۵). این رفتار مدیریتی که می‌تواند به پیامدهای نامطلوبی از جمله از دست دادن اعتماد سرمایه‌گذاران، آسیب شهرت، جریمه‌های بالقوه، کاهش قابلیت سودآوری آتی و زیان ناشی از عدم اطمینان بازار گردد، به عنوان ابزار مدیریتی پرریسک برای بهبود ظاهر مالی شرکت مطرح می‌شود و با تمایل مدیریت برای پذیرش ریسک مرتبط است (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۹). اکثر پژوهش‌های پیشین انجام شده در حوزه رفتارهای مبتنی بر ریسک مدیران، گزارشگری متهورانه مالی را از دیدگاه تئوری نمایندگی مورد بررسی قرار داده‌اند. مطابق با این تئوری، نمایندگان هنگام اتخاذ تصمیمات مبتنی بر ریسک، به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود بوده و ریسک گریز هستند(مولائی ایل ذوله و همکاران، ۱۳۹۹). با این وجود شواهد بسیاری بیانگر این است که تئوری مطلوبیت مورد انتظار که اولین بار توسط نیومن و مورگنسترن[4] (۱۹۴۴) مطرح شد، قادر نیست که رفتار افراد را به هنگام تصمیم‌گیری در شرایط وجود ریسک تشریح کند و اگرچه این تئوری به عنوان موضوعی جذاب در اقتصاد کمّی نقش به سزایی را ایفا می‌نماید، اما شواهد تجربی زیادی در طول زمان دیده شدند که

[1] - Watts
[2] - Jin & Myers
[3] - Nelson
[4] -Neumann & Morgenstern

کارایی آن را نقض کرده و این تئوری در پیش‌بینی سیستماتیک رفتارهای انسانی در تصمیم‌گیری‌ها، مخصوصاً در شرایط وجود ریسک چندان موفق نبوده است(ربیع بیگی و همکاران، ۱۴۰۲). به همین دلیل تورسکی و کانمن [1] (۱۹۹۲) با ارائه شواهد تجربی از عدم کارایی تصمیم‌گیری‌های عقلایی، کوشیدند رفتار واقعی تصمیم‌گیران را بر اساس اصول روان‌شناسی تبیین کنند(باربریز[2]، ۲۰۱۳). تلاش‌های این دو در راستای توسعه مباحث رفتاری در تصمیم‌گیری، به ارائه تئوری چشم‌انداز انجامید. تئوری چشم‌انداز ساده و تئوری توسعه داده شده چشم‌انداز با عنوان تئوری چشم‌انداز تجمعی توسط کانمن و تورسکی در سالهای ۱۹۷۹و ۱۹۹۲ ارائه شدند تئوری چشم‌انداز به دنبال تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روان‌شناختی افراد بر شیوه تصمیم‌گیری آنان است. به عبارت دیگر این الگو نشان می‌دهد که چگونه افراد در بعضی مواقع به طور سیستماتیک اصل مطلوبیت، که یکی از اصول پایه و مترقی دیدگاه مکاتب عقلایی در دیدگاه انسان اقتصادی است، را نادیده می‌گیرند و بر خلاف اصول عقلایی رفتار می‌کنند. تابع مطلوبیت تصمیم‌گیرنده در تئوری چشم‌انداز مطابق شکل (۱) حالت S شکل دارد، به‌طوری که در نقاط مختلف این تابع، رفتارهای تصمیم‌گیری متفاوت است(ابراهیمی و همکاران،۱۴۰۰). پومپین[3](۱۹۶۳) تئوری چشم‌انداز تجمعی الگوی چهار جانبه نگرش نسبت به ریسک را بدین گونه پیش‌بینی می‌کند که افراد در شرایط وجود احتمال بالای زیان، ریسک‌پذیر و در شرایط وجود احتمال پایین زیان ریسک گریز هستند. همچنین، در شرایط وجود احتمال پایین سود، ریسک‌پذیر و در شرایط وجود احتمال بالای سود ریسک‌گریز هستند. مطابق با این تئوری، سود یا زیان نسبت به نقطه مرجع ارزیابی می‌شود(کانمن و تورسکی،۱۹۹۲).

به منظور تبیین رفتار گزارشگری مالی متهورانه در مدیران از منظر تئوری چشم انداز، در صورتی که عملکرد واقعی شرکتi در دوره $t+1$ $P_{i,t+1}$، و نقطه عملکرد مرجع $P^r_{i,t+1}$ (میانگین عملکرد رقبا در صنعت) باشد و $Y_{i,t+1}$ برابر با $P_{i,t+1}-P^r_{i,t+1}$ در نظر گرفته شود. زیان مرجع یا سود مرجع در دوره $t+1$ زمانی اتفاق می‌افتد که به ترتیب احتمالات $Y_{i,t+1}<0$ یا $Y_{i,t+1}>0$ باشد. همچنین در نقطه مرجع $Y_{i,t+1}=0$است. تابع ارزش وابسته به نقطه مرجع، $V(Y_{i,t+1})$ همانطور که در شکل شماره (۱) نشان داده شده است برای ناحیه سود مقعر و برای ناحیه زیان محدب و دارای شیب بیشتر است. به بیان دیگر زیان بیشتر از سود در نظر افراد نمودار می‌شود و همین مفهوم بیانگر زیان‌گریزی افراد است. شکل تابع ارزش بیانگر این است که مدیران در ناحیه سود، ریسک‌گریز و در ناحیه زیان ریسک‌پذیر هستند(ابراهیمی و همکاران،۱۴۰۰).

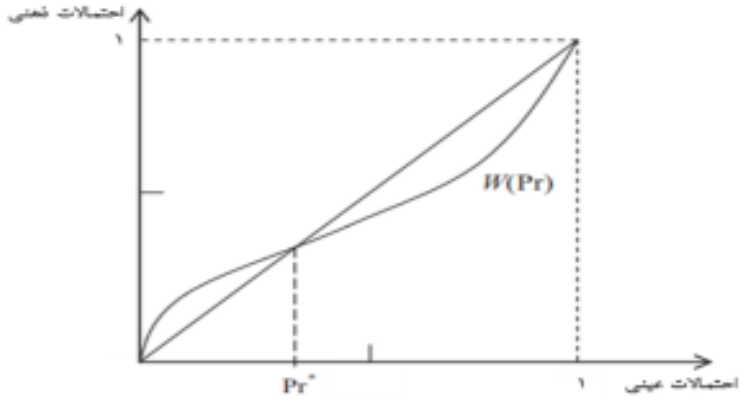
[1] - Kahneman & Tversky
[2] -Barberis
[3]- Pompian



شکل(۱) تابع ارزش در تئوری چشم انداز

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در سال،۱۹۹۲ تورسکی و کانمن تابع وزن‌دهی به احتمالات، W(Pr) را که در شکل شماره (۲) نشان داده شده است، معرفی کردند. مطابق با این تابع که به شکل S معکوس است تصمیم‌گیرندگان تحت شرایط ریسک به وقایع دارای احتمال کم، وزن بیشتر داده و آن را بیشتر تخمین می‌زنند و به وقایع با احتمال بالا، وزن کمتری می‌دهند و آن را کمتر تخمین می‌زنند. این در حالی است که مطابق با تئوری مطلوبیت مورد انتظار رابطه بین احتمالات عینی و احتمالات ذهنی کاملاً خطی است(تورسکی و کانمن، ۱۹۹۲).



شکل(۲) تابع احتمال وزن دهی در تئوری چشم انداز

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تورسکی و کانمن(۱۹۹۲) معتقدند که بر اساس توابع ارزش و وزن‌دهی به احتمالات، چهار الگوی تصمیم‌گیری تحت شرایط ریسک وجود دارد:

۱) افراد هنگام مواجهه با احتمال بالای سودآوری ریسک‌گریزند.
۲) افراد هنگام مواجهه با احتمال پایین سودآوری ریسک‌پذیرند.
۳) افراد هنگام مواجهه با احتمال بالای زیاندهی ریسک‌پذیرند.
۴) افراد هنگام مواجهه با احتمال پایین زیاندهی ریسک‌گریزند

از این رو، با توجه به مطالب بیان شده، انتظار بر این است که احتمال گزارشگری متهورانه مالی در شرایطی که مدیر احتمال وقوع زیان نسبت به نقطه مرجع را بالا برآورد کند، بالاتر باشد و در شرایطی که این احتمال پایین برآورد شود، احتمال گزارشگری متهورانه مالی پایین‌تر باشد. همچنین، انتظار بر این است که در شرایطی که مدیر احتمال دستیابی به سود نسبت به نقطه مرجع را پایین برآورد کند، احتمال گزارشگری متهورانه مالی بالا باشد و در شرایطی که این احتمال را بالا برآورد کند، احتمال گزارشگری متهورانه مالی پایین باشد(ابراهیمی و همکاران، ۱۴۰۰).

۲-۲- پیشینه تجربی پژوهش

مهدوی و رضالویی(۱۳۹۵) به بررسی انگیزه مدیریت سود توسط مدیران برای جلوگیری از گزارش زیان و کاهش سود و کاربرد نظریه چشم‌انداز برای تشریح انگیزه‌های آن پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از این است که مدیریت سود برای جلوگیری از گزارش زیان در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. با این‌حال شواهدی مؤید انگیزه‌های مدیران برای مدیریت سود به منظور جلوگیری از کاهش سود به‌دست نیامد. همچنین شواهد به دست آمده نشان داد که می‌توان از نظریه چشم‌انداز به منظور تشریح دلایل مدیریت سود برای جلوگیری از گزارش زیان استفاده کرد.

دهقان و همکاران(۱۳۹۷) به بررسی تئوری چشم‌انداز به عنوان ره‌یافتی نوین در توضیح پدیده فرار مالیاتی پرداختند. مقایسه‌ی نتایج حاصل از محاسبات در سناریوهای مختلف احتمالات ارائه شده حاکی از تفاوت بسیار زیاد جرائم مالیاتی بین تئوری چشم‌انداز و تئوری مطلوبیت انتظاری می‌باشد. جرایم به‌دست آمده با استفاده از تئوری مطلوبیت انتظاری بسیار بزرگ‌تر بوده و همچنین با افزایش احتمال حسابرسی در هر دو نظریه، نرخ جریمه‌ی مالیاتی کاهش می‌یابد. در سناریوهای ترکیبی افزایش احتمال حسابرسی شدن و افزایش وزن احتمال، محاسبات با استفاده از تئوری چشم‌انداز، نشان از کاهش نرخ جرایم مالیاتی و همچنین حساسیت جرایم به وزن احتمال حسابرسی دارند.

رهروی دستجردی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا انگیزه‌های مدیران برای استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلب در تهیه گزارش‌ها، از الگویی که توسط نظریه چشم‌انداز تجمعی ارائه شده است پیروی می‌کند یا خیر؟. در این پژوهش ابتدا با تمرکز بر تجزیه و تحلیل متن گزارش‌های هیأت مدیره به مجمع و بااستفاده از دو روش داده‌کاوی شامل یک روش مبتنی بر درخت تصمیم و یک روش مبتنی بر

آموزش ماشین، شاخصی برای ارزیابی و تشخیص خطر تقلب در گزارش‌های هیأت مدیره تعیین شد که دقتی بیش از ۹۰ درصد دارد. سپس با استفاده از شاخص مذکور، نتایج نشان‌دهنده عدم انطباق انگیزه‌های تقلب مدیران در ایران، با نظریه چشم‌انداز تجمعی است

ابراهیمی و همکاران(۱۴۰۰) به بررسی تبیین انگیزه رفتاری مدیران در دستکاری سود از منظر تئوری چشم‌انداز تجمعی پرداختند. تایج آنها بیانگر تأثیر مثبت و معنادار برآورد مدیریت از احتمال وقوع زیان نسبت به نقطه مرجع و تأثیر منفی و معنادار برآورد مدیریت از احتمال دستیابی به سود نسبت به نقطه مرجع، بر دستکاری سود بود. به عبارت دیگر، احتمال دستکاری سود در شرایطی که مدیر احتمال وقوع زیان نسبت به نقطه مرجع را بالا برآورد کند، بالاتر بوده و در شرایطی که این احتمال پایین باشد، احتمال دستکاری سود پایین‌تر است. همچنین، احتمال دستکاری سود در شرایطی که مدیر احتمال دستیابی به سود نسبت به نقطه مرجع را پایین برآورد کند، بالاتر بوده و در شرایطی که این احتمال بالا باشد، احتمال دستکاری سود پایین‌تر است.

ثقفی و حسن زاده(۱۴۰۰) به بررسی انگیزه‌های مدیریتی در گزارشگری مالی متقلبانه با توجه به تئوری چشم انداز تجمعی پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد، گزارشگری مالی متقلبانه، از چهار الگوی نگرش به ریسک پیروی می‌کند، به بیان دیگر، زمانی که احتمال سود مرجع کم یا احتمال زیان مرجع زیاد باشد، احتمال گزارشگری مالی متقلبانه افزایش می یابد؛ اما چنانچه احتمال سود مرجع زیاد یا احتمال زیان مرجع کم باشد، احتمال گزارشگری مالی متقلبانه کاهش می یابد.

خلیل زاده و همکاران(۱۴۰۱) به بررسی تاثیر ویژگیهای روانشناختی مدیر عامل بر احتمال دستکاری سود و واکنش حسابرس به آن پرداختند. نتایج بررسی بیانگر تاثیر خود شیفتگی مدیر عامل بر احتمال دستکاری سود با استفاده از مدل بنیش دلالت دارد. ولی ارتباط بین بیش اعتمادی مدیر عامل و احتمال دستکاری سود و همچنین واکنش حسابرس به احتمال دستکاری سود مورد تایید قرار نگرفت.

حمیدیان نرگس(۱۴۰۱) به بررسی تاثیر هم حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود با در نظر گرفتن رقابت بازار محصول پرداختند. نتایج وی نشان داد هم حرکتی سود تاثیر منفی و معناداری بر احتمال دستکاری سود دارد همچنین، در شرکت‌های با رقابت بازر محصول بالا، هم حرکتی سود تاثیر معناداری بر احتمال دستکاری سود ندارد ولی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول پایین هم حرکتی سود تاثیر منفی و معناداری بر احتمال دستکاری سود دارد.

کریمی و همکاران(۱۴۰۲) به بررسی تأثیر مؤلفه‌های پنج‌گانه شخصیت حسابرسان بر مدیریت سود پرداختند. یافته‌ها آنها نشان داد، بعد شخصیتی روان‌رنجوری، انعطاف‌پذیری و توافق‌پذیری اثر معناداری بر مدیریت سود ندارند، حسابرسان مسئولیت‌پذیر، بهترین نوع حسابرسان برای کاهش مدیریت سود می‌باشند و حسابرسان برون‌گرا، مدیریت سود را افزایش می‌دهند.

فانگ[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی به‌دنبال پاسخ به این پرسش بود که آیا انگیزه‌های گزارشگری متقلبانه درمدیران از الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی پیروی می‌کند یا خیر. یافته‌ها حاکی از آن است که احتمال روی آوردن مدیران به گزارشگری متقلبانه با احتمال دست‌یابی به سودی کمتر (بیشتر) از عملکرد مرجع (میانگین سود رقبا) به‌صورت مثبت (منفی) و معناداری در ارتباط است.

پترو و پروکوپیو[2] (۲۰۱۶) با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های امریکایی به این نتیجه رسیدند که رابطه منفی و معناداری بین مالکیت مدیرعامل و دستکاری سود وجود دارد. آنها معتقدند که تئوری چشم‌انداز، که بیانگر زیان‌گریزی افراد است، می‌تواند این رابطه منفی را تبیین نماید. مطابق با این تئوری، دستکاری سود می‌تواند دربرگیرنده زیان شخصی بالقوه برای مدیرعامل باشد که منجر به عدم تمایل مدیریت برای دستکاری سود می‌گردد.

چو و همکاران[3] (۲۰۱۹) به بررسی انگیزه‌های مدیریتی در دستکاری سود پرداختند. آنها با بررسی نمونه‌ای از شرکت‌های امریکایی به این نتیجه رسیدند که یکی از انگیزه‌های مدیران شرکت‌ها، الزام به حفظ شهرت در دست‌یابی به انتظارات تجزیه و تحلیل‌کنندگان بازار سرمایه است.

چو و همکاران[4] (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر آلودگی هوا بر اخلاق تجاری از دیدگاه دستکاری سود پرداختند. آنها با استفاده از نمونه‌ای از کشورهای چینی و یک شاخص کیفیت هوای جامع به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی که در شهرهای با آلودگی هوای شدیدتر مستقر هستند دارای سطوح بالاتری از معوقات اختیاری هستند و با احتمال بیشتر صورت‌های مالی خود را تجدید ارائه می‌نمایند؛ به عبارت دیگر آلودگی هوا منجر به دستکاری بالاتر سود می‌گردد.

هانگ و همکاران[5](۲۰۲۳) به بررسی رابطه‌ی حاکمیت شرکتی و تامین مالی خارجی با مدیریت سود پرداختند. نتایج نشان حاکمیت شرکتی، مکانیزم مفیدی برای کنترل مدیریت سود است. با این حال، هنگامی که شرکت ها در فعالیت‌های تامین مالی خارجی شرکت می‌کنند، حاکمیت شرکتی ارتباط معناداری با مدیریت سود مبتنی بر تعهدی و مدیریت سود واقعی ندارد. دیگر یافته‌ها نشان داد در حالی که حاکمیت شرکتی قوی، تأثیر مدیریت سود بر ارزش شرکت را کاهش می‌دهد، و نیازهای تأمین مالی خارجی فقط باعث دستکاری سود می‌شود و به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم تأثیری بر ارزش شرکت ندارد. تئو[6](۲۰۲۳) به بررسی رابطه‌ی مدیریت سود و راهبرد تجاری با خطر درماندگی مالی در شرکت‌های ویتنامی پرداخت. یافته های وی نشان داد ریسک بالای درماندگی مالی برای شرکت‌های که دستکاری سود را از طریق افزایش ارزش اقلام تعهدی اختیاری انجام می دهند، افزایش می‌آبد. بعبارتی دیگری خطر درماندگی مالی برای شرکت‌های که مدیریت سود را از طریق اقلام تعهدی اختیاری انجام می‌دهند بیشتر است. و اگر موسسات دست به مدیریت واقعی سود بزنند خطر درماندگی مالی کاهش می‌یابد.

[1] –Fung

[2] –Petrou & Procopiou

[3] - Chu et al

[4] - Cho et al

[5] - Hong et al

[6] - Thu

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش می‌توان در رابطه با گزارشگری متهورانه مالی، ریسک و نگرش چهارگانه به آن، فرضیه‌های زیر را مطرح کرد:

فرضیه اول: احتمال گزارشگری متهورانه مالی زمانیکه احتمال سود مرجع کم است، افزایش و احتمال گزارشگری متهورانه مـالی زمانیکه احتمال سود مرجع زیاد است، کاهش می‌یابد.

فرضیه دوم: احتمال گزارشگری متهورانه مالی زمانیکه احتمال زیان مرجع زیاد است، افزایش و احتمال گزارشگری متهورانه مالی زمانیکه احتمال زیان مرجع کم است، کاهش می‌یابد.

۴-روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- روش گردآوری داده ها و تجزیه وتحلیل

این پژوهش از منظر فرایند اجرا (نوع داده‌ها) یک پژوهش کمی، از منظر نتیجه‌ی اجرای آن یک پژوهش کاربردی، از منظر هدف اجرا یک پژوهش تحلیلی (به روش همبستگی)، از منظر منطق اجرا یک پژوهش قیاسی- استقرایی و از منظر بعد زمانی، یک پژوهش طولی (پس رویدادی) است. برای جمع‌آوری داده‌های پژوهش از بانک اطلاعاتی نرم‌افزارهای ره‌آوردنوین و گزارش های منتشره در سایت کُدال استفاده شده است. تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش به کمک نرم‌افزارهای EXCEL و EVIEWS 9 انجام گرفته است. همچنین برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون خطی چند متغیره استفاده گردید و به منظور رفع آثار ناهمسانی واریانس احتمالی، روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) به کار گرفته شده است.

۴-۲- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق را کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق‌بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ تشکیل می‌دهد. روش نمونه‌گیری در این تحقیق، روش حذفی سیستماتیک می‌باشد و شرکت‌های که دارای شرایط زیر نبوده‌اند، از نمونه آماری کنار گذاشته می‌شوند:

۱) شرکت‌های که تا پایان سال ۱۳۹۵ در بورس اوراق‌بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲) در زمره شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی به دلیل متفاوت بودن ماهیت فعالیت آنها قرار نگرفته باشند.
۳) سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد و در دوره مذکور تغییر سال مالی نداده باشند.
۴) در تمامی سال‌های مورد بررسی در چهارماهه پایان سال سهام آنها حداقل یک بار مورد معامله قرار گرفته باشد تا بتوان قیمت بازار هر سهم را در پایان سال به دست آورد.
۵) اطلاعات لازم در خصوص انجام این تحقیق در مورد آنها وجود داشته باشد.

با توجه به شراط و محدودیت‌های فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در مجموع ۱۲۸شرکت انتخاب شد.

۴-۳- مدل و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش به پیروی از فانگ (۲۰۱۶) از مدل زیر استفاده شده است.

مدل (۱) $$AFR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Pr(I_{i,t+1} = 1) + \beta_2 \Pr(I_{i,t+1} = 3) + \beta_3 Size_{i,t} + AGE_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + v_i + \varepsilon_i$$

که در آن: $AFR_{i,t}$ بیانگر گزارشگری متهورانه مالی است. $\Pr(I_{i,t+1} = 1)$ برآورد مدیر از احتمال دستیابی به زیان نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت؛ $\Pr(I_{i,t+1} = 3)$ برآورد مدیر از احتمال دستیابی به سود نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت؛ $Size_{i,t}$ اندازه شرکت، $AGE_{i,t}$ سن شرکت، $Lev_{i,t}$ اهرم مالی، v_i اثر تصادفی و ε_i مقادیر خطا است. در مدل فوق، در صورتی که $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ و معنادار باشند فرضیه اول و دوم پذیرفته می‌شود. ویژگی زیان‌گریزی تئوری چشم‌انداز تجمعی نیز دلالت بر $|\beta_1| > |\beta_2|$ دارد.

۴-۳-۱- متغیر وابسته پژوهش

در این پژوهش به پیروی از پژوهش هلتزِر و همکاران[1] (۲۰۱۲) از رویکرد کوتاری و همکاران[2] (۲۰۰۵) برای سنجش گزارشگری مالی متهورانه استفاده می‌شود. براین اساس تفاوت اقلام تعهدی اختیاری شرکت با میانه اقلام تعهدی اختیاری سایر شرکت‌های مورد بررسی به عنوان مبنای سنجش این متغیر می‌باشد. ابتدا به منظور سنجش اقلام تعهدی اختیاری از مدل جونز تعدیل شده[3] (۱۹۹۵) استفاده می‌شود:

مدل (۲)

$$\frac{TAcc_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\alpha_0 + \alpha_1(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) + \alpha_2 PPE_{it} + \varepsilon_{it}}{A_{it-1}}$$

که در آن: $TAcc_{it}$ کل اقلام تعهدی شرکت iدر زمان t؛ ΔREV_{it} تغییر در فروش شرکت iدر زمان t؛ ΔAR_{it} تغییر در حسابهای دریافتنی شرکت iدر زمان t؛ PPE_{it} ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت iدر زمان t؛ A_{it-1} مجموع دارایی‌های شرکت iدر زمان t؛ ε_{it} اقلام تعهدی شرکت iدر زمان t. پس از محاسبه اقلام تعهدی اختیاری، میزان گزارشگری مالی متهورانه هر شرکت برابر است با تفاوت اقلام تعهدی اختیار شرکت و میانه اقلام تعهدی اختیاری سایر شرکت‌های مورد بررسی(میرزایی و همکاران، ۱۳۹۹).

[1] –Heltzer et al

[2] -Kothari et al

[3] -Jones

۴-۳-۲- متغیرهای مستقل پژوهش

متغیر مستقل این پژوهش برآورد مدیریت از احتمال دستیابی به سود یا احتمال دستیابی به زیان نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت است. به منظور سنجش این متغیرها از متغیر شاخص $I_{i,t+1}$ استفاده شده است. در صورتی که عملکرد شرکت، که به وسیله ROA اندازه‌گیری می‌شود، در دوره $t+1$ $P_{i,t+1}$، باشد و $P^r_{i,t+1}$ (عملکرد مرجع) به عنوان میانگین عملکرد رقبا در صنعت در دوره $t+1$ در نظر گرفته شود، عملکرد نسبی عبارت است از $Y_{i,t+1}$ عبارت $Y_{i,t+1} = P_{i,t+1}-P^r_{i,t+1}$ می‌تواند منفی، صفر یا مثبت باشد. بنابراین متغیر شاخص $I_{i,t+1}$ به گونه‌ای تعریف می‌شود که احتمالات $Y_{i,t+1}<0$، $Y_{i,t+1}=0$ و $Y_{i,t+1}>0$ در دوره $t+1$ به ترتیب به وسیله $\Pr(I_{i,t+1}=1)$ ، $\Pr(I_{i,t+1}=2)$ و $\Pr(I_{i,t+1}=3)$ تعیین می‌شود.

در هر دوره t، عملکرد شرکت i در دوره $t+1$ نامعلوم بوده و دارای سه پیامد ممکن است؛ زیان نسبت به نقطه مرجع، حالت سر به سری نسبت به نقطه مرجع و سود نسبت به نقطه مرجع. مطابق با فانگ[1] (۲۰۱۵) فرض بر این است که عملکرد در دوره $t+1$ بستگی به یک متغیر پنهان $X_{i,t+1}$ دارد که تابعی از عملکرد نسبی شرکت i در دوره t $(Y_{i,t})$ و فرصت‌های رشد است.

مدل (۳) $X_{i,t+1}=F(Y_{i,t}, Growth_{i,t}, U_{i,t+1})$

دلیل استفاده از دو متغیر عملکرد نسبی $(Y_{i,t})$ و فرصت‌های رشد در معادله بالا این است که مطابق با پژوهش‌های پیشین، انتظار تصمیم گیرندگان از سود یا زیان بالقوه به میزان زیادی از تاریخچه عملکرد خود شرکت تأثیر می‌پذیرد؛ به ویژه این موضوع در مورد تصمیم گیرندگان آگاه و مطلع مصداق دارد. همچنین رشد شرکت که به وسیله نسبت Q توبین مورد سنجش قرار گرفته است، در انتظارات تصمیم گیرندگان از سود یا زیان آتی نقش مهمی ایفا می‌کند. در ادامه به منظور سنجش برآورد مدیریت از احتمال دست‌یابی به سود یا احتمال وقوع زیان نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت از روش رگرسیون ترتیبی با تابع اتصال پروبیت به شکل زیر استفاده شد:

اگر $X_{i,t+1} \leq C_1$ آنگاه $I_{i,t+1} = 1$ زیان نسبت به مرجع

اگر $C_1 < X_{i,t+1} < C_2$ آنگاه $I_{i,t+1} = 2$ سر به سر مرجع

اگر $X_{i,t+1} \geq C_2$ آنگاه $I_{i,t+1} = 3$ سود نسبت به مرجع

C_1 و C_2 سطوح آستانه‌ای هستند که تخمین زده می‌شوند. تئوری چشم‌انداز تجمعی، رابطه بین نگرش ریسک‌پذیری مدیران با سود و زیان مرجع را پیش‌بینی می‌نماید. بنابراین متغیر، به‌عنوان احتمال نتایج آتی عملکرد به شرح جدول(۱) مقادیر می‌پذیرد:

[1] -

جدول (۱) احتمال نتایج آتی عملکرد

شرح	احتمال	مقادیر متغیر $I_{i,t+1}$
عملکرد شرکت از عملکرد شرکت‌های مشابه در صنعت کمتر باشد	$Y_{i,t+1}$ <۰	$Pr(I_{i,t+1}=1)$
عملکرد شرکت از عملکرد شرکت‌های مشابه در صنعت برابر باشد	$Y_{i,t+1}$ = ۰	$Pr(I_{i,t+1}=2)$
عملکرد شرکت از عملکرد شرکت‌های مشابه در صنعت بیشتر باشد	$Y_{i,t+1}$ >۰	$Pr(I_{i,t+1}=3)$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۳-۳- متغیرهای کنترلی پژوهش و تعریف آن

با اتکا به پژوهش آلی و همکاران[1] (۲۰۱۸) متغیرهای اندازه شرکت، اهرم مالی و عمر شرکت به عنوان متغیرهای کنترلی این پژوهش مدنظر قرار گرفته است.

$SIZE_{i,t}$: بیانگر اندازه شرکت i در سال t است. از این رو در این پژوهش اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت استفاده می‌شودکه برابر است با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها شرکت i در سال t. در این پژوهش چنین استنباط می‌شود که شرکت‌های بزرگ معمولا عملیات گسترده و پیچیده‌تری داشته و انتظار می‌رود که گزارش‌های مالی پیچیده و طولانی‌تری در مقایسه با سایر شرکت‌ها ارائه نمایند (حسن[2]، ۲۰۱۷).

$AGE_{i,t}$: بیانگر عمر شرکت i در سال t است. در رابطه با سن شرکت انتظار می‌رود که شرکت‌های با قدمت بیشتر، احتمالا لحن گزارشگری واقع گرایانه‌تری خواهند داشت. در این پژوهش سن شرکت نیز به عنوان یکی دیگر از متغیرهای کنترلی به کار گرفته شده است که براساس فاصله زمانی بین تاریخ پذیرش شرکت در بورس تا پایان دوره زمانی پژوهش اندازه‌گیری می‌شود (لو و همکاران[3]، ۲۰۱۷).

$LEV_{i,t}$: بیانگر اهرم مالی شرکت i در سال t است که از تقسیم کل بدهی‌ها بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها به دست آمده است(آجینا و همکاران[4]، ۲۰۱۶).

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی

به منظور شناخت بیشتر درباره جامعه آماری و متغیرهای مورد مطالعه خلاصه وضعیت آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ارائه شده است. همان‌طور که نشان داده شده است، میانگین مشاهدات و میانه آنها اختلاف اندکی دارند. نزدیک بودن مقادیر میانگین و میانه مشخص می‌کند که داده‌ها از توزیع نرمال برخوردارند. همچنین انحراف معیار متغیرهای استفاده شده صفر نیست لذا می‌توان متغیرهای مورد نظر را در الگو وارد کرد. میانگین بدست آمده برای اهرم مالی ۷۶ درصد است. که نشان می‌دهد ۷۶ درصد از دارایی‌های شرکت‌های نمونه آماری از

[1] - Aly et al
[2] - Hasan
[3] -Lo et al
[4] - Ajina et al

طریق بدهی تامین شده است. همچنین آماره‌های توصیفی مربوط به احتمالات تخمین زده شده وقوع زیان نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت $\Pr(I_{i,t+1}=1)$ و دستیابی به سود نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت $\Pr(I_{i,t+1}=3)$ نشان می‌دهد.

جدول(۲) – آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای کمی						
متغیرها	تعداد (سال- شرکت)	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
گزارشگری مالی متهورانه(AFR)	۷۶۸	۰/۰۴۲	۰/۰۶۵	۰/۶۸۴	-۱/۳۲۸	۰/۱۶۴
احتمال سوددهی (PPROF) $\Pr(=3I_{i,t+1})$	۷۶۸	۰/۶۷۲	۰/۵۶۳	۱/۰۰۰	۰/۳۸۲	۰/۳۲۵
احتمال زیان دهی (PLOSS) $\Pr(=1I_{i,t+1})$	۷۶۸	۰/۳۷۳	۰/۳۴۱	۰/۶۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۹۴
اندازه شرکت (SIZE)	۷۶۸	۶/۲۴۵	۶/۱۴۲	۷/۸۱۸	۵/۲۸۳	۰/۷۱۲
سن شرکت (AGE)	۷۶۸	۳۱/۵۴۶	۲۷/۳۲۱	۴۹	۱۵	۰/۵۳۲
اهرم مالی(LEV)	۷۶۸	۰/۷۶۱	۰/۶۹۵	۱/۱۵۱	۰/۲۶۱	۰/۲۱۵

منبع: یافته های پژوهشگر

۵-۲- آزمون فرضیه‌های تحقیق

۵-۲-۱- نتایج آزمون فرضیۀهای پژوهش

جدول ۲ نتیجۀ آزمون فرضیه‌های اول، دوم پژوهش را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج دو آزمون F لیمر و هاسمن در هر دو آزمون سطح معناداری کمتر از ۵ درصد بوده، بنابراین الگوی مناسب برای برازش مدل ۱ رگرسیون داده‌های پانلی با اثرات ثابت است. جهت بررسی هم‌خطی متغیرهای مستقل ازعامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است. از آنجایی‌که برای کلیه متغیرهای مستقل، عامل تورم واریانس کمتر از ۵ است لذا مشکل هم‌خطی در مدل وجود ندارد. سطح معناداری آمارهF (۰/۰۰۰) در مدل ۱ کمتر از سطح خطای مورد پذیرش (۵درصد) است، بنابراین می‌توان گفت شاخص نکویی برازش مدل ۱ معنادار است. آماره دوربین واتسون مدل در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین همبستگی اجزای خطای مدل وجود ندارد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها در جدول شماره ۳ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب، آماره z و معناداری مربوط به متغیر برآورد مدیریت از احتمال وقوع زیان نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت $\Pr(=1I_{i,t+1})$ بیانگر تأثیر مثبت و معنادار این متغیر بر گزارشگری متهورانه مالی است. از این رو، فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. ضریب، آماره z و معناداری مربوط به متغیر برآورد مدیریت از احتمال دستیابی به سود نسبت به میانگین عملکرد رقبا در صنعت $\Pr(=3I_{i,t+1})$ نیز بیانگر تأثیر منفی و معنادار این متغیر بر گزارشگری متهورانه مالی است. از این رو، فرضیه دوم پژوهش نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد

پذیرفته می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد ضریب متغیر برآورد مدیریت از احتمال وقوع زیان از قدرمطلق ضریب متغیر برآورد مدیریت از احتمال دستیابی به سود بیشتر است که بر ویژگی زیان‌گریزی تئوری چشم‌انداز تجمعی دلالت دارد.

جدول (۳) – نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها

متغیر	ضریب	آماره t	معناداری	آماره (VIF)
ضریب ثابت (β_0)	۰/۲۱۳	۳/۲۷۴	۰/۰۰۱	-
احتمال سوددهی (PPROF) $Pr(=3I_{i,t+1})$	-۰/۰۴۹	-۴/۱۰۹	۰/۰۰۰	۱/۷۵
احتمال زیان دهی (PLOSS) $Pr(=1I_{i,t+1})$	۰/۰۰۷	۳/۳۲۹	۰/۰۰۰	۱/۵۹
اندازه شرکت (SIZE)	-۰/۰۰۱	-۲/۷۲۰	۰/۰۱۴	۱/۹۵
سن شرکت (AGE)	-۰/۰۱۷	-۵/۵۹۵	۰/۰۰۰	۱/۹۲
اهرم مالی(LEV)	۰/۰۶۷	۴/۸۹۳	۰/۰۰۰	۱/۵۴
ضریب تعیین	۰/۵۲			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۹			
آماره دوربین- واتسون	۱/۷۹			
آماره F (سطح معناداری)	۲۲/۳۵ (۰/۰۰۰)			
آماره F لیمر (سطح معناداری)	۱۵/۲۶ (۰/۰۰۰)			
آماره آزمون هاسمن (سطح معناداری)	۲۱/۷۸ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته های پژوهشگر

تجزیه و تحلیل حساسیت

به منظور بررسی بیشتر موضوع و برای تحلیل حساسیت نتایج پژوهش، آزمون‌های دیگری اجرا شده است. در آزمون اول، نتایج مربوط به مدل با توجه به اندازه شرکت‌ها به‌طور دقیق‌تر مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور شرکت‌ها بر اساس اندازه به شرکتهای بزرگ (با اندازه بیشتر از میانهٔ کل نمونه) و شرکت‌های کوچک (با اندازه کمتر از میانهٔ کل نمونه) تفکیک و به شرکت‌های بزرگ عدد ۱ و شرکت‌های کوچک عدد ۰ اختصاص داده شد. سپس اثر تعدیل‌کنندگی اندازه شرکت بر رابطهٔ مربوطه مورد بررسی قرار گرفت که نتایج مربوط به الگوی برازش شده در جدول شماره ۴ ارائه شده است. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود در سطح خطای ۵ درصد، ضریب برآوردی و آمارهٔ t مربوط به متغیرهای تعاملی (PPROF*SIZE) منفی و (PLOSS*SIZE) مثبت معنادار است. یعنی می‌توان گفت که در شرکت‌های بزرگ‌تر، رابطه مربوطه قوی‌تر است.

جدول (۴) – نتایج حاصل از برازش مدل با توجه به اندازهٔ شرکت‌ها

متغیر	ضریب	آماره t	معناداری	آماره (VIF)
ضریب ثابت (β_0)	۰/۲۷۵	۳/۷۱۴	۰/۰۰۱	-
احتمال سوددهی (PPROF) $Pr(=3I_{i,t+1})$	-۰/۰۵۱	-۴/۶۲۷	۰/۰۰۰	۱/۷۵
احتمال زیان دهی (PLOSS) $Pr(=1I_{i,t+1})$	۰/۰۰۸	۳/۸۵۲	۰/۰۰۰	۱/۵۹
احتمال سوددهی*اندازه شرکت (PPROF*SIZE)	-۰/۰۰۹	-۴/۸۵۹	۰/۰۰۰	۱/۶۱
احتمال زیان دهی*اندازه شرکت (PLOSS*SIZE)	۰/۰۱۲	۲/۴۵۱	۰/۰۱۲	۱/۷۴
اندازه شرکت (SIZE)	-۰/۰۰۲	-۳/۷۲۰	۰/۰۰۹	۱/۹۵
سن شرکت (AGE)	-۰/۰۱۹	-۵/۵۹۵	۰/۰۰۰	۱/۹۲
اهرم مالی(LEV)	۰/۰۷۱	۱۵/۸۹۳	۰/۰۰۰	۱/۵۴
ضریب تعیین	۰/۵۴			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۱			
آماره دوربین- واتسون	۱/۸۵			
آماره F (سطح معناداری)	۲۳/۱۲ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته های پژوهشگر

نتیجه گیری و پیشنهادات

هسته اصلی بازارهای سرمایه اعتماد به صحت اطلاعات آن است، اما اگر گزارشگری متهورانه مالی ارائه گردد اعتماد کلیه سرمایه‌گذاران به بازار خدشه‌دار می‌شود. به همین دلیل با مطالعه تحقیقات گذشته برخی از انگیزه‌های خاص مدیران کـه امکان وقوع گزارشگری متهورانه مالی را فراهم می‌کنند شناسایی شـده اسـت. در پـژوهش حاضـر سـعی شـده تـا وقـوع گزارشگری متهورانه مالی از نظر الگوی نگرش چهارگانه به ریسک که مرتبط با تئوری تجمعی چشـم‌انـداز اسـت، مـورد بحث و بررسی قرار گیرد؛ به‌طور مثال انگیزه مدیران برای ارائه گزارشگری متهورانه این است کـه آنهـا تمایـل دارنـد تـا اوضاع مالی شرکت را به گونه‌ای نمایش دهند که از یک طرف به انتظارات سرمایه‌گذاران پاسخ داده شود و از طرف دیگر نشان دهند که عملکرد به حدی قوی بوده که به اهداف تعیین شده در شرکت دسـت یافتـه‌انـد، بنـابراین وضـعیت مـالی شرکت را بهتر از آنچه که در واقعیت هست ارائه می‌نمایند. به این منظور دو فرضیه مطرح شده که احتمال گزارشگری متهورانه مالی را با استفاده از وضعیت سود و زیان مرجـع تدوین کرده‌اند، که نقطه مرجع به‌عنوان انحراف مثبت یا منفی عملکرد شرکت نسبت بـه متوسـط عملکـرد رقبـا تعیـین گردیده است. آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که گزارشگری متهورانه مالی از چهار الگـوی نگـرش نسـبت بـه ریسک پیروی می‌کند، به بیان دیگر زمانی که احتمال سود مرجع کم یا احتمال زیان مرجع زیاد باشد احتمال گزارشگری متهورانه مالی افزایش می‌یابد اما اگر احتمال سود مرجع زیاد یا احتمال زیان مرجع کـم باشـد احتمـال گزارشـگری متهورانه مـالی کاهش می‌یابد. این یافته‌ها با نتایج پژوهش فانگ(۲۰۱۵)، پترو و پروکوپیو(۲۰۱۶)، ثقفی و حسن زاده دیوا(۱۴۰۰) و ابراهیمی و همکاران(۱۴۰۰) مطابقت داشته و با نتایج

پژوهش رهروی دستجردی و همکاران(۱۳۹۸) و دهقان و همکاران(۱۳۹۷) مغایرت دارد. یافته‌ها نشان داد بر خلاف تئوری نمایندگی که عموماً مدیر را شخصی ریسک‌گریز فرض می‌کند و یک تابع مقعر را برای مطلوبیت مورد انتظار مدیران در نظر می‌گیرد، ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری مدیران در رفتار مبتنی بر ریسک گزارشگری متهورانه مالی بستگی به برآورد مدیریت از احتمال دستیابی به سود یا وقوع زیان نسبت به عملکرد مرجع، یعنی میانگین عملکرد صنعت دارد. این بدین معنا است که در صورتی که مدیر احتمال اینکه عملکرد پایین‌تری نسبت به میانگین عملکرد صنعت داشته باشد را بالا برآورد کند احتمال گزارشگری متهورانه مالی و متحمل شدن ریسک ناشی از آن بالا خواهد بود. همچنین در صورتی که مدیر این احتمال را پایین برآورد کند احتمال گزارشگری متهورانه مالی پایین خواهد بود و مدیر ریسک گریز خواهد بود. افزون بر این، در صورتی که مدیر احتمال اینکه عملکرد بالاتری نسبت به میانگین عملکرد صنعت داشته باشد را پایین برآورد کند احتمال گزارشگری متهورانه مالی و متحمل شدن ریسک ناشی از آن بالا خواهد بود و در صورتی که مدیر این احتمال را بالا برآورد کند احتمال گزارشگری متهورانه مالی پایین خواهد بود و مدیر ریسک گریز خواهد بود. همچنین نتایج این پژوهش حاکی از زیان‌گریزی مدیران در رفتار گزارشگری متهورانه مالی است. از این رو، می‌توان استدلال نمود که مدیران بیش از اینکه ریسک‌گریز باشند زیان‌گریز هستند. نتایج این پژوهش بر این امر دلالت دارد که استفاده از نظریه‌های روان‌شناسی می‌تواند در تبیین تصمیم‌گیری‌های مدیران مفید و مؤثر واقع گردد. از این رو، استفاده از تئوری‌های بر پایه علم روان‌شناسی که چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روان‌شناختی افراد را بر شیوه تصمیم‌گیری آنها مورد بررسی قرار می‌دهد در بسیاری از مباحث حسابداری راه‌گشا است. از این رو، نتایج این پژوهش منجر به گسترش دانش در حوزه پژوهش‌های رفتاری در حسابداری می‌گردد و از لحاظ کاربردی می‌تواند نگرش خوبی نسبت به رفتار مدیران در حسابرسان، سهامداران و سایر افراد ذینفع در شرکت‌ها و قانون‌گذاران فراهم آورد.

با توجه به نتایج پژوهش، به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود که بصورت مستقل و نه با اتکا به حسابرسان، رسیدگی‌هایی مبنی بر یافتن نواقص و خطرات گزارش‌گری در شرکت‌ها را در دستورکار قرار داده و در صورت نیاز به ارائه‌ی تذکر به شرکت‌ها، لیست شرکت‌هایی که تذکر دریافت کرده‌اند را به صورت رسمی منتشر نماید تا پژوهشگران حوزه‌ی تقلّب و دستکاری صورت‌های مالی در آینده به لیست مذکور اتکا کنند. همچنین به سازمان بورس اوراق بهادار و کمیتهٔ تدوین استانداردهای حسابداری و حسابرسی پیشنهاد می‌شود در جهت تدوین آیین‌نامه‌ها و ایجاد استانداردها و بسترهای قانونی، برای تشویق شرکت‌ها به توجه بیشتر و بهتر به گزارشگری و کیفیت آن و نیز اقدامات سخت‌گیرانه علیه گزارشگری مالی متهورانه اقدام کنند و اطلاعات مربوط به این مقوله را به طور کارآمد سازماندهی کنند.

فهرست منابع

ابراهیمی، فهیمه، ستایش، محمدحسین، زارعی فرد، حمیدرضا (۱۴۰۰) تبیین انگیزه رفتاری مدیران در دستکاری سود از منظر تئوری چشم‌انداز تجمعی، مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۱۸، شماره ۷۰، صص ۵۱-۷۷.

احمدی، سعیدعلی، سروش یار، افسانه (۱۳۹۵) ارزیابی نقش رویکردهای تدوین استانداردهای حسابداری و تخصص کاری حسابرس بر گزارشگری مالی متهورانه، فصلنامه حسابداری مالی، ۸ (۳)، صص۱۴۳-۱۶۱.

پمپین، میشل ام (۱۳۸۸) دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی. (احمد بدری) تهران: شرکت انتشارات کیهان (۱۹۶۳).

ثقفی، علی، حسن زاده دیوا، سید مصطفی(۱۴۰۰) انگیزه مدیریتی در گزارشگری مالی متهورانه با توجه به تئوری چشم انداز تجمعی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۸(۴)، صص۵۹۸-۶۱۵.

حمیدیان، نرگس(۱۴۰۱) هم حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود با در نظر گرفتن رقابت بازار محصول، پیشرفتهای حسابداری دانشگاه شیراز، دوره ۱۴، شماره ۲، صص۶۵-۹۷.

خلیل زاده، محمد، حیدر پور، فرزانه، توانگر، افسانه، جهانشاد، آزیتا(۱۴۰۱) تاثیر ویژگیهای روانشناختی مدیر عامل بر احتمال دستکاری سود با استفاده از مدل بنیش و واکنش حسابرس به آن، بورس اوراق بهادار، شماره ۵۷، صص۳۵۷-۴۰۲.

دهقان، سحر، موسوی جهرمی، یگانه، عبدلی، قهرمان (۱۳۹۷) تئوری چشم انداز؛ ره‌یافتی نوین در توضیح پدیده فرار مالیاتی، تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۳(۱)، صص۱-۲۵۲.

ربیع بیگی، حامد، محمدی پور، رحمت اله، نوروش، ایرج، صالحی، رضا (۱۴۰۲) ارائه الگوی روحیه مالیاتی با رویکرد تئوری زمینه بنیان، اقتصاد مالی، دوره ۱۷، شماره ۲، صص۱۹۳-۲۲۶.

رهروی دستجردی، علیرضا، فروغی، داریوش، کیانی، غلامحسین(۱۳۹۸) انطباق انگیزه‌های تقلّب در مدیران با الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی از طریق تجزیه و تحلیل متن. پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۹(۲)، صص۷۳-۱۰۲.

فخاری، حسین، رجب دری، حسین، خانی ذلان، امیررضا (۱۳۹۷) مطالعه نقش ارتباط اجتماعی و حرفه‌ای اعضای کمیته حسابرسی با ارزیابی ریسک گزارشگری متقلبانه شرکت، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، صص۲۳۳-۲۵۰.

کریمی، زهرا، یعقوب نژاد، احمد، صمدی لرگانی، محمود، پورعلی، محمدرضا(۱۴۰۲) تأثیر مؤلفه‌های پنج‌گانه شخصیت حسابرسان بر مدیریت سود، قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، دوره ۲، شماره ۶، صص ۹۵-۱۱۴.

مصلح شیرازی، علی نقی، نمازی، محمد، محمدی، علی و رجبی، احمد (۱۳۹۲) تئوری چشم‌انداز و مدلسازی الگوی تصمیم‌گیری مدیران در بخش صنعت، چشم‌انداز مدیریت صنعتی، ۳(۲)، صص ۹-۳۳.

مهدوی، غلامحسین و رضالویی، عباس (۱۳۹۵) بررسی مدیریت سود برای جلوگیری از گزارش زیان و کاهش سود و کاربرد نظریه چشم‌انداز برای تشریح انگیزه‌های آن، پیشرفت‌های حسابداری، ۸(۲)، صص۱۹۱-۲۲۳.

میرزائی، سعیده، عبدلی، محمدرضا، کوشکی جهرمی، علیرضا (۱۳۹۹) بررسی تاثیر لحن بدبینانه گزارشگری مالی بر گزارشگری مالی متهورانه: حفاظت از حقوق سهامداران، مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۶(۶۵)، صص ۱۳-۱۰۹.

مولائی ایل ذوله، علی، نوراله زاده، نوروز، جعفری، سیده محبوبه، دارابی، رویا (۱۳۹۹) بررسی رابطه مسئولیت اجتماعی شرکت و پاداش مدیران با گزارشگری متهورانه مالیاتی، اقتصاد مالی، سال ۱۴، شماره ۵۲، صص۱۰۱-۱۲۷.

ملاسمعیلی دهشیری، حسن، پژویان، جمشید، غفاری، فرهاد، حسینی، سید شمس الدین(۱۴۰۱) تحلیل اثر سیاست مالی(مالیات بر مجموع درآمد) بر توزیع درآمد کشورهای منتخب OECD، اقتصاد مالی، دوره ۱۶، شماره ۱، صص۹۳-۱۰۸.

نمازی، محمد(۱۳۸۴) بررسی کاربردهای تئوری نمایندگی در حسابداری مدیریت، پیشرفت‌های حسابداری، ۲۲ (۲)، صص۱۶۴-۱۴۷.

Ajina, A., Laouiti, M., Msolli, B. (2016). Guiding through the fog: Does annual report readability reveal earnings management? Research in International Business and Finance, 38, 509-516.

Barberis, N. C. (2013). Thirty Years of Prospect Theory in Economics: A Review and Assessment. Journal of Economic Perspectives, 27(1), 96- 96-173.

Beneish, M. D. (1999). Incentives and Penalties Related to Earnings Overstatements that Violate GAAP. The Accounting Review, 74(4), 425-457. https://doi.org/10.2308/accr.1999.74.4.425

Cho, C. H., Huang, Z., Liu, S., & Yang, D. (2021). Contaminated Heart: Does Air Pollution Harm Business Ethics? Evidence from Earnings Manipulation. Journal of Business Ethics, 1-22. https://doi.org/10.1007/ s10551-021-04762-y

Chu, J., Dechow, P. M., Hui, K. W., & Wang, A. Y. (2019). Maintaining a Reputation for Consistently Beating Earnings Expectations and the Slippery Slope to Earnings Manipulation. Contemporary Accounting Research, 36(4), 1966-1998. https://doi.org/10.1111/1911-3846.12492

Fung, M.K. (2015). Cumulative prospect theory and managerial incentives for fraudulent financial reporting. Contemporary Accounting Research, 32 (1), 55–75.

Hong, N.T.H., Anh, N.T., Hoang, N.T.V. et al. Corporate governance, external financing, and earnings management: new evidence from an emerging market. Futur Bus J 9, 27 (2023). https://doi.org/10.1186/s43093-023-00206-3.

Hasan, M. M. (2017). Managerial ability, annual report readability and disclosure tone (April 23, 2017). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2957135

Heltzer, W., Mindak, M, P., Shelton, S, W. (2012). The relation between aggressive financial reporting and aggressive tax reporting: Evidence from ex-Arthur Andersen clients, Research in Accounting Regulation, 24(2): 96-104

Jin, L., & Myers, S. C. (2006). R2 around the world: new theory and new tests. Journal of Financial Economics 79(2):PP. 257–292

Kothari, S. P., Leone, A., Wasley, C. (2005). Performance Matched Discretionary Accrual Measures", Journal of Accounting and Economics, 39(1): 163-197

Lo, K., Ramos, F., Rogo, R. (2017). Earnings management and annual report readability. Journal of Accounting and Economics, 63(1), 1-25

Nelson, M, W. (2003). Behavioral Evidence on the Effects of Principles and Rules-Based Standards", Accounting Horizons, 17(1): 91-104.

Petrou, A. P., & Procopiou, A. (2016). CEO Shareholdings and Earnings Manipulation: A Behavioral Explanation. European Management Review, 13(2), 137-148. https://doi.org/10.1111/emre.12073

Shapira, Z. (1995). Risk taking. New York: Russell Sage.

Thu, L, (2023) Impact of earning management and business strategy on financial distress risk of Vietnamese companies, Cogent Economics & Finance (2023), 11: 2183657https://doi.org/10.1080/23322039.2023.21836

Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. Journal of Risk and Uncertainty, 5 (4), 297–323.

Watts, R. L. (2003) b, Conservatism in accounting, Part I, explanations and implications. Accounting Horizons 17(3): 207- 221.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Managerial Motivations in aggressiveness Financial Reporting According to Cumulative Perspective Theory

Ali Molaiy Eial Zoleh[1]
Kaveh Parandin[2]

Received: 2025/March/30 Accepted: 2025/June/04

Abstract

Objective: aggressiveness financial reporting as a risk-based managerial behavior occurs when managers use their personal judgments in financial reporting and manipulate the structure of transactions to change financial reporting. On the other hand, perspective theory seeks to explain how people's emotions and psychological preferences affect their decision making. Therefore, the aim of the research is to investigate the effect of managerial motivation in aggressiveness financial reporting according to the cumulative perspective theory.

Methods: In order to test the research hypotheses, 128 companies listed in Tehran Stock Exchange during 2016-2021 were investigated. In this research, correlation and multivariate regression methods with combined data model and generalized least squares estimation method are used.

Results: Overall, the findings of this study show that aggressiveness financial reporting follows four patterns of risk attitude, in other words, when the probability of reference profit or the probability of reference loss is high, the probability of aggressiveness financial reporting increases, but if the probability of reference profit is high or The lower the probability of reference losses, the lower the likelihood of aggressiveness financial reporting.

Conclusion: If the probability of change in profit or loss is small, the manager's attitude towards risk can change direction. In other words, if the probability of profitability increases, the manager reduces his risk-taking slightly instead of changing his attitude from risk-taking to risk-aversion. Therefore, it can be argued that the likelihood of aggressiveness financial reporting can change without changing the manager's attitude towards risk from risk-taking to risk-aversion. Also, the results of additional analysis indicate that the above relationship is stronger in larger companies.

Keywords: Managerial Motivations, aggressiveness Financial Reporting, Cumulative Perspective Theory
JEL: H26, C13, H16

1.Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), molaiyali@pnu.ac.ir
2 .Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran, kparandin@pnu.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۲۷۷ تا ۳۰۲

تاثیر عوامل شخصیتی و هوش هیجانی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران

عبداله ثقفیان[۱]
سید علی پایتختی اسکوئی[۲]✉
علی اصغرمتقی[۳]
یونس بادآور نهندی[۴]
ناصر فقهی فرهمند[۵]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۵

چکیده

شناخت عوامل تاثیر گذار برتصمیمات سرمایه گذاری نقش بسزایی در تجزیه و تحلیل رفتار سرمایه گذاران در بازار سرمایه دارد. هدف از پژوهش حاضر بررسی تاثیر عوامل شخصیتی و هوش هیجانی در تصمیم‌گیری سرمایه-گذار ان است.

روش‌ها: پژوهش حاضر از نظر روش، همبستگی و علی، و بر اساس هدف، یک پژوهش کاربردی است. جامعه آماری تحقیق شامل سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. تعداد نمونه آماری مطابق با فرمول کوکران از میان اعضای جامعه به تعداد ۵۰ نفر و به صورت روش تصادفی ساده انتخاب شده است. داده‌ها از طریق پرسشنامه-های استاندارد عوامل شخصیتی، هوش هیجانی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار گردآوری شده است. روایی پرسشنامه از طریق رویکرد محتوایی و پایایی آن با استفاده از معیار آلفای کرونباخ بررسی و مورد تایید واقع شده است.

یافته‌ها: یافته‌های تحقیق بر اساس معادلات ساختاری نشان می‌دهد که عوامل شخصیتی و هوش هیجانی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تاثیر دارد.

نتیجه‌گیری: سرمایه‌گذاران می‌توانند با آگاهی از ویژگی‌های شخصیتی خود تصمیم‌گیری‌های مالی بهتری در شرایط مختلف بازار سهام داشته باشند

واژه‌های کلیدی: عوامل شخصیتی، هوش هیجانی، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار

طبقه بندی JEL: G41, G53, G4

۱ گروه مهندسی مالی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. a.saghafian@iau.ac.ir
۲ گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران (نویسنده مسئول). oskooe@iau.ac.ir
۳ گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران aliasghar.mottaghi@iau.ac.ir
۴ گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. badavarnahandi@iau.ac.ir
۵ گروه مدیریت، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران farahmand@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

چگونگی اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری در بازارهای مالی یکی از مسائل مورد بحث در مطالعات نظری و تجربی مالی و اقتصادی بوده است. مردم در تصمیم‌گیری‌ها یا تا حدی منطقی یا غیرمنطقی هستند. این نظریه نشان می دهد که افراد دارای سوگیری‌ها و محدودیت‌های شناختی هستند که آنها را از دستیابی به عقلانیت کامل در زمان تصمیم‌گیری منع می‌کند (احمد[۱] و همکاران، ۲۰۱۸). به عبارت دیگر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سوگیری‌های خاصی است که در ادبیات گزارش شده است (قاسم[۲] و همکاران، ۲۰۱۹). وقتی صحبت از تصمیم-گیری سرمایه‌گذاری فردی می‌شود، باید در نظر گرفت که درجه خاصی از عدم اطمینان و ریسک با هر تصمیم سرمایه‌گذاری مرتبط است (مدن و سینگ[۳]، ۲۰۱۹). شواهد کافی وجود دارد که به دلیل بروز ناهنجاری های‌بازار، بازارها نسبت به رفتار یک انسان منطقی واکنش متفاوتی نشان می‌دهند. سوگیری‌های شناختی مختلف اغلب افراد را از تفکر منطقی باز می‌دارد. افراد دارای عقلانیت هستند که به آنها امکان می‌دهد تمام اطلاعات موجود را در نظر بگیرند. از این رو، آنها پیش‌بینی‌های بی‌طرفانه‌ای در مورد رویدادهای آینده ایجاد می‌کنند که به آنها امکان می‌دهد بهترین تصمیمات مالی را بگیرند (فاما[۴]، ۱۹۷۰؛ مایکل سی جنسن[۵]، ۱۹۷۸).

سرمایه‌گذاری تعهدی برای قرار دادن وجوه یا سایر منابع برای مدت معینی به امید کسب منافع در آینده است. سرمایه‌گذاری‌ها مربوط به سرمایه‌گذاری وجوه در جایگزین‌های مختلف دارایی‌ها، هم دارایی‌های واقعی و هم دارایی‌های مالی است (بودی[۶] و همکاران، ۲۰۱۸). شکل دارایی‌های واقعی که می‌تواند به عنوان هدف قرار دادن وجوه مورد استفاده قرار گیرد، زمین، ساختمان، ماشین آلات و حتی کالاهایی مانند طلا است. شکل سرمایه-گذاری در دارایی‌های مالی، حساب‌های بانکی (پس‌انداز و سپرده)، اوراق قرضه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و سهام است. در مورد اندونزی، ترجیح داده‌شده‌ترین سرمایه‌گذاری دارایی مالی، قرار دادن وجوه در حساب بانکی است که ۶۳.۶ درصد در سال ۲۰۱۶ (مرجع خدمات مالی) است. این رقم به مراتب بیشتر از سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه در قالب سهام، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و اوراق بهادار به ترتیب ۱.۲ درصد، ۰.۲ درصد و ۰.۱ درصد و طلا ۰.۵ درصد برای همان سال است (آینیا و لوطفی[۷]، ۲۰۱۹). مسئولیت اصلی تصمیم‌گیرنده سرمایه‌گذاری، تعهد وجوه برای برنامه یا پروژه است (کو[۸] و همکاران، ۲۰۲۱). اکثر نظریه‌های مالی اقتصادی بر این فرض استوارند که سرمایه‌گذاران در زمان تصمیم‌گیری به صورت کاملا عقلایی عمل می‌کنند که با نظریه انسان اقتصادی عقلایی کاملا منطبق است سرمایه‌گذاران به هنگام سرمایه‌گذاری تمامی جوانب را در نظر می‌گیرند و عقلایی‌ترین تصمیم را اتخاذ می‌کنند. ولی در برخی مواقع عواملی باعث بروز رفتار غیر عقلایی می‌شود و نحوه تصمیم‌گیری آنها را

[1] Ahmad
[2] Qasim
[3] Madaan & Singh
[4] Fama
[5] Michael
[6] Bodie
[7] Ainia & Lutfi
[8] Kou

تحت تاثیر قرار می‌دهد که ناشی از ناکارایی بازارهای مالی است. بنابراین نداشتن اطلاعات صحیح منجر به بروز خطاهای ادراکی می‌شود و می‌توان از طریق شناسایی ویژگی‌های شخصیتی و انحرافات رفتاری سرمایه‌گذاران و ارائه برنامه‌هایی که تاثیر این انحرافات را در مالی رفتاری کاهش می‌دهد. میزان انحراف از تصمیمات بلند مدت را نیز کاهش داد و به سرمایه گذاران برای دستیابی به اهداف مالی بلندمدت خود کمک نمود (فرینو[۱] و همکاران، ۲۰۱۴).

تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تحت تأثیر عوامل شخصیتی قرار می‌گیرد (آرن و هممسی[۲]، ۲۰۲۱). بر اساس مطالعات انجام شده، ویژگی‌های شخصیتی سرمایه‌گذاران می‌تواند بر رفتار معاملاتی و عملکرد سرمایه‌گذاری آنان تأثیرگذار باشد (دی بورتولی[۳] و همکاران، ۲۰۱۹؛ ساتار[۴] و همکاران، ۲۰۲۰؛ رات[۵]، ۲۰۲۰). عامل مالی رفتاری کاملاً منطقی نیست، بلکه انسانی عادی است که تحت تأثیر احساسات و خطاهای شناختی عمل می‌کند و تصمیم می‌گیرد (اوپ[۶]، ۲۰۱۹). تأیید چنین شواهدی در نتایج راگری[۷] و همکاران (۲۰۲۰) پدیدار شد، که از آنجا عناصر میان رشته‌ای (به ویژه از روانشناسی) در تئوری‌های رفتاری مالی در تلاش برای درک فرآیند تصمیم‌گیری گنجانده شدند.

پس از آن، تلاش‌های زیادی برای درک اینکه کدام عوامل می‌توانند بر رفتار عوامل اقتصادی تأثیر بگذارند، انجام شد (دی بورتولی و همکاران، ۲۰۱۹). بر اساس نتایج کاماث و شنوی[۸] (۲۰۲۳) ویژگی‌های شخصیتی، جنبه‌ای از این تحقیق است، زیرا می‌تواند تعیین کند که هر فرد چگونه اطلاعات را در بازار پردازش می‌کند و در نتیجه رابطه خود را با ریسک تغییر می‌دهد. مک کری و کوستا در سال ۱۹۸۵ پنج عامل اصلی شخصیت را شناسایی کردند که عبارتنداز روان نژندی، برون‌گرایی، انعطاف‌پذیری، دلپذیر بودن، مسئولیت‌پذیری و باوجدان بودن. نظریه‌های شخصیت بیانگر این مطلب هستند که شخصیت افراد، رفتار آنها را پیش بینی می‌کند (افخمی اردکانی و خلیلی صدرآباد، ۱۳۹۱). درک رابطه بین شخصیت و تصمیمات مالی، (بادلی[۹] و همکاران، ۲۰۱۰؛ ناطق و زینبی، ۱۴۰۰) در ویژگی‌های شخصیتی مورد مطالعه آنها گنجانده شد. نویسندگان نشان دادند که افراد برون‌گرا و/یا همدل تمایل بیشتری به پیروی از رفتار دیگران در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، یعنی ارائه رفتار گله‌ای دارند. رزسزوتک[۱۰] و همکاران (۲۰۱۵) گزارش داد که افراد برون‌گرا، ماجراجو، و برای تجربیات جدید تمایل به اتخاذ تصمیمات مالی منطقی‌تری در مواجهه با سوگیری‌هایی مانند اثر قطعیت، مغالطه هزینه کاهش یافته و

[1] Frino
[2] Aren & Hamamci
[3] De Bortoli
[4] Sattar
[5] Raut
[6] Opp
[7] Ruggeri
[8] Kamath & Shenoy
[9] Baddeley
[10] Rzeszutek

حسابداری ذهنی دارند. نتایج متضاد نیز نشان می‌دهد که شخصیت ممکن است برای تصمیم‌گیری‌های مالی مهم نباشد (کاماث و شنوی، ۲۰۲۳).

سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری مالی با مسئله‌هایی مواجه هستند. افرادی که کنترل احساسات خود را ندارند دست به تصمیمات غیرمنطقی می‌زنند، از طرف دیگر خلق‌وخوهای روزانه هم تأثیر بسیاری بر تصمیم‌گیری مالی دارد (صمدی و همکاران، ۱۴۰۱). در مباحث روان شناسی یکی از موضوع‌های که بدان توجه می‌گردد هوش هیجانی است. هوش هیجانی به مجموعه‌ای از مهارت‌های روان‌شناختی گفته می‌شود که شامل توانایی درک و مدیریت احساسات، تشخیص و تفسیر عواطف دیگران و توانایی ارتباط برقرار کردن با دیگران است. هوش هیجانی نقش مهمی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند و از این رو به عنوان یک ویژگی شخصی در نظر گرفته می‌شود (ساشیکالا و چیترامانی ، ۲۰۱۷). بررسی مقالات نشان می‌دهد که هوش هیجانی تأثیر مستقیمی بر کیفیت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران دارد (صمدی و همکاران، ۱۴۰۱؛ منتظری، ۱۳۹۹). افرادی که هوش هیجانی بیشتری دارند می‌توانند انگیزه خود را حفظ کنند و در مقابل ناملایمات پایداری کنند تکانش‌های خود را کنترل کرده حالات روحی خود را تنظیم کنند و نگذارد پریشانی خاطر، قدرت تفکرشان را خدشه‌دار سازد و در نهایت قدرت تصمیم‌گیری بهتری خواهند داشت (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۳). کسانی که از هوش هیجانی بیشتری برخوردار هستند می‌توانند از روحیه و احساسات خود به طور مؤثر استفاده کنند و برعکس افراد با هوش هیجانی کمتر ممکن است نتوانند از مزایای احتمالی اوضاع ایجاد شده بهره ببرند (موتاث و مناخری، ۲۰۱۶). همچنین، سواد مالی نیز می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های صحیح سرمایه‌گذار نقش اصلی را داشته و از هیجانات جلوگیری نماید (صمدی و همکاران، ۱۴۰۱). بر اساس نتایج مطالعات، هوش هیجانی سرمایه‌گذاران می‌تواند باعث بهبود کیفیت تصمیم‌گیری‌های آن‌ها شود (منتظری، ۱۳۹۹).

با مرور ادبیات موضوع به این نتیجه می‌رسیم که اگرچه در بسیاری از مطالعات صورت گرفته، به صورت جداگانه به بررسی روابط میان متغیرها پرداخته شده است؛ اما در هیچ یک از مطالعات به بررسی همزمان تاثیر هوش هیجانی، عوامل شخصیتی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و بررسی آثار آنها بر یکدیگر و تبیین نقش هر یک در این رابطه، توجه نشده است؛ لذا جای خالی پژوهشی که نقش تأثیر عوامل شخصیتی و هوش هیجانی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار را بسنجد احساس می‌شود. بر این اساس و با تأکید بر این شکاف تحقیقاتی، پژوهش حاضر در پی پاسخگویی به این سوالات است: نخست: عوامل شخصیتی په تاثیری بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار دارد؟ دوم: هوش هیجانی چه تتاثیری بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار دارد؟

۲. مبانی نظری

۱.۲. عوامل شخصیتی

نظریه ویژگی‌های شخصیت یکی از مهمترین محدوده های نظری در مطالعه شخصیت است. بر اساس این نظریه، شخصیت افراد از خصوصیات و صفات گسترده ای ترکیب یافته است. منظور از ویژگی یک خصوصیت نسبتاً پایدار است که باعث می شود افراد به شیوه های خاصی رفتار کنند نظریه ویژگیهای شخصیت بر خلاف سایر نظریه های

شخصیت مانند نظریه های روان کاوانه و انسان گرایانه بر تفاوتهای بین افراد تمرکز دارد ترکیب و تعامل ویژگیهای مختلف است که شخصیت یک فرد را تشکیل میدهد و این برای هر شخص یگانه و منحصر به فرد است. نظریه ویژگیهای شخصیت بر تعیین و اندازه گیری این خصوصیات فردی شخصیت تمرکز دارد (صمدی و همکاران، ۱۴۰۱).

هانس آیزنک (۱۹۸۷)، روان شناس انگلیسی مدلی برای شخصیت تنها بر پایه سه ویژگی عمومی بنا کرد:

برون گرا: شخص برون گرا انرژی حیات را به خارج از خود و به سوی رویدادهای خارجی اشخاص و موقعیتها معطوف میکند و سنخ برونگرا به شدت زیر نفوذ نیروهای محیطی قرار دارد و در گستره وسیعی از موقعیتها مردم آمیز و دارای اعتماد به نفس است.

درون گرا: شخص درون گرا جریانها را به سوی درون سوق میدهد درون گرا بیشتر مال اندیش است و در برابر نفوذهای بیرون مقاوم میباشد در ارتباط با اشخاص دیگر و جهان خارج اعتماد به نفس کمتر دارد و کمتر از برون گرا، مردم آمیز است. افراد درون گرا، به این علت که سریعتر و بیش از حد شرطی میشوند، افرادی هستند همرنگ با جماعت و پایبند به قواعد و مقررات در حالی که برونگراها به استقبال خطر میروند و به پیامدهای آن بی اعتنا هستند چنین افرادی از نظر اجتماعی آن قدرها شرطی نشده اند و پایبند به مقررات در حد افراد درونگرا نمی باشند.

تهییج پذیری / پایداری هیجانی: این بعد از نظریه ویژگیهای شخصیت آیزنک به دمدمی مزاجی در مقابل خونسردی و آرامی مربوط است فرد تهییج پذیر زود ناراحت یا هیجان زده میشود در حالی که منظور از پایداری هیجانی یعنی از نظر هیجانی، ثابت و یکنواخت باقی ماندن. روان پریشی گرایی کسانی که این ویژگی در آنها برجسته است در برخورد با واقعیت ها مشکل دارند جامعه ستیز و معمولا مخالف، غیر همدل و عوام فریب هستند.

۲.۲. هوش هیجانی

هوش هیجانی متغیر نسبتاً جدیدی هست که محققان بسیاری به کاربرد آن در امور مختلف علاقه‌مندند. تئوری‌های هوش هیجانی دیدگاه نوینی را درباره عوامل و وقایع مختلف در زندگی کاری فراهم می‌آورد (رحیمی آشتیانی و همکاران، ۱۴۰۰). جان مایر مجموعه‌ای از توانایی‌های ذهنی که به شما کمک میکند احساسات خود و دیگران را درک کنید و در نهایت به توانایی تنظیم احساسات خویش نایل گردید. هوش هیجانی عبارت است از توانایی مهار عواطف و تعادل برقرار کردن. استیوهینگ: "بین احساسات و منطق به طوری که ما را به حداکثر خوشبختی برساند هوش هیجانی همان توانایی شناخت درک و تنظیم". تراویس برادبری و جین گریوز: هیجانها و استفاده از آنها در زندگی است. مفهوم هوش هیجانی نشان می‌دهد که چرا دو نفر با هوش یکسان، ممکن است به درجات بسیار متفاوتی از موفقیت در زندگی دست یابند. برای دستکاری و افزایش هوش هیجانی نیز برنامه‌های آموزشی زیادی تهیه شده است (ناصری و همکاران، ۱۴۰۱). پژوهش‌های متعددی نشان داده است که هوش هیجانی می‌تواند سبب افزایش سلامتی، رفاه، ثروت موفقیت و قدرت تصمیم گیری و اراده و انتخاب و اعتماد به نفس شود. بنا به گفته منتظری (۱۳۹۹) هوش هیجانی در اثر تعاملات فرد با محیط اجتماع به دست می‌آید اما چه کس میتواند با

محیط خود ارتباط بیشتری برقرار کرده و هوش هیجانی خود را تقویت کند. متون روانشناسی ادعا شده است که هوش هیجانی به افراد کمک می‌کند در زمینه رهبری تصمیم گیری فروشندگی و حتی پس گرفتن بدهی موفق تر باشند. برای اتخاذ هر تصمیم سرمایه گذاری سرمایه گذار بایستی قضاوت‌هایی را انجام دهد. شواهد نشان میدهد که سرمایه گذاران هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری و تصمیم گیری در مورد نگهداری پرتفوی با تورش‌های سرمایه گذاری شخصی روبه رو هستند. شواهد نشان میدهد که سرمایه گذاران ممکن است با برخی تعصبات رفتاری خاص هنگام تصمیم گذاری های سرمایه گذاری دست به گریبان باشند افراد در تصمیمات مالی خود برای ارزیابی هر تصمیم حسابی جداگانه در ذهن باز می‌کنند و سعی می‌کنند عواقب هر تصمیم (مثبت یا منفی) را به تنهایی بررسی کنند. به این ترتیب از یک نگاه کلی به مجموعه تصمیمات خود (شبیه پرتفوی) باز می‌مانند و ممکن است تصمیماتی بگیرند که منجر به حداکثرسازی ثروتشان نشود.

۳.۲. تصمیم‌گیری سرمایه گذار

تصمیمات سرمایه گذاری فرآیند انتخاب سرمایه گذاری از بین گزینه های مختلف است که معمولاً تحت تأثیر بازده سرمایه گذاری گذشته و بازده مورد انتظار در آینده قرار میگیرند (زینی وند و همکاران، ۱۴۰۰). در تصمیم گیری برای سرمایه گذاری دو نوع سرمایه گذار وجود دارد یک سرمایه گذار منطقی و یک سرمایه گذار غیر منطقی سرمایه گذاران منطقی کسانی هستند که صرفاً بر اساس تفکر منطقی و اطلاعات مربوط به چشم انداز سرمایه گذاری تصمیم میگیرند در حالی که سرمایه گذاران غیر منطقی بر اساس جنبه روانشناختی خود تصمیم گیری کنند که باعث ایجاد تعصب در تصمیمات سرمایه گذاری میشود (فرنسیدی، ۲۰۱۶).

۳. پیشینه تجربی

۳.۱. پیشینه داخلی

خسروانی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله ای با عنوان ارائه الگویی جهت شناسایی عوامل انسانی و اجتماعی موثر بر رفتار سرمایه گذاران در بازار سرمایه ایران چنین بیان کردند که با توجه به اهمیت بازار سرمایه به عنوان منبع تامین مالی صنایع کشور در این پژوهش سعی شده با بهره گیری از روش تحقیق کیفی داده بنیاد, عوامل انسانی و اجتماعی موثر بر رفتار سرمایه گذاران در بازار سرمایه ایران شناسایی, دسته بندی و مدلسازی شود. بر این اساس, با انجام مصاحبه با سی نفر از کارشناسان ارشد در استخدام شرکت های سرمایه گذاری تهران, تعداد ۱۶ مقوله اصلی براساس مدل پارادایمی شناسایی شده که در قالب شش بعد ساختاردهی شده است: انگیزش, شخصیت و نگرش به عنوان «شرایط علی», رسانه به عنوان «شرایط مداخله گر», اعتماد بنفس, منزلت اجتماعی و سواد مالی به عنوان «شرایط زمینه ای», تعاملات اجتماعی, حسابداری ذهنی, هوش تجاری, هوش هیجانی, آینده نگری و تحمل مخاطره به عنوان «بعد تعاملی», رفتار سرمایه گذاران به عنوان «پدیده محوری» و میزان سرمایه گذاری در بازار و عملکرد بازار سرمایه به عنوان «بعد پیامدی». در بخش کمی با توزیع ۳۸۴ پرسشنامه مدل بدست آمده بوسیله مدلسازی معادلات ساختاری مورد آزمون قرار گرفت و وضعیت متغیرها بوسیله t تک نمونه آزمون گردید

که نتایج نشان داد وضعیت متغیرهای حسابداری ذهنی, هوش تجاری, هوش هیجانی و میزان سرمایه گذاری در بازار در حد متوسط و وضعیت متغیر عملکرد بازار سرمایه نامناسب است. همچنین در رتبه بندی عوامل موثر بر رفتار سرمایه گذاران مشخص شد سواد مالی, هوش تجاری و آینده نگری بیشترین اهمیت را دارند.

براری و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله ای با عنوان مدل سازی رفتار سرمایه گذاران با استفاده از متغیرهای روانشناختی با رویکرد مدلسازی ساختاری تفسیری به منظور شناخت خطاهای تصمیم گیری در سرمایه گذاری چنین بیان کردند که مدل سازی ساختاری تفسیری یکی از روش های طراحی سیستم ها, به ویژه سیستم های مدیریتی و حسابداری است و به عنوان ابزاری مهم برای نظم بخشیدن و جهت دادن به پیچیدگی روابط بین متغیرها عمل می کند. این تکنیک با شناسایی متغیرها, آغاز و سپس روابط زمینه ای بین متغیرها را با استفاده از تجربه ها و دانش خبرگان مشخص و درنهایت مدل ساختاری چند سطحی ایجاد می کند. در این پژوهش با استفاده از این رویکرد, متغیرهای روان شناختی مؤثر بر تصمیم گیری سرمایه گذاران حقیقی فعال در بازار بورس اوراق بهادار ساختاربندی گردیدند. بدین منظور از خبرگان متخصص در این زمینه استفاده گردید و ۱۲ متغیر روان شناختی مؤثر بر رفتار/تصمیم گیری سرمایه گذاران شناسایی و سپس بوسیله ماتریس دسترسی اولیه, میزان تأثیرگذاری آن ها در مدل رفتار/ تصمیم سرمایه گذاران بر روی همدیگر کدگذاری گردیدند. درنهایت با استفاده از ماتریس نهایی, سطح بندی گردیدند. نتایج مدل سازی ساختاری تفسیری نشان داد که متغیرهای روان شناختی مؤثر بر تصمیم گیری سرمایه گذاران در ۶ شش سطح مدل سازی شدند و متغیر توان پنداری در بالاترین سطح و دارای تأثیرپذیری بیشتری از سایر متغیرهای روان شناختی و متغیر دیر پذیری نیز در پایین ترین سطح قرار دارد.

موسوی و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله ای با عنوان ارائه مدلی برای اندازه گیری تاثیرات رسانه اجتماعی و هوش هیجانی بر تصمیم گیری رفتار خرید مصرف کننده چنین بیان کردند که ضرورت شناخت و استفاده از هوش هیجانی در رسانه اجتماعی در شرایط پیچیده محیطی در حصول تصمیم گیری رفتار منطقی خرید ضروری است؛ بنابراین تحقیق حاضر با شناسایی و اندازه گیری مولفه ها, و شاخص های رسانه اجتماعی و هوش هیجانی اثرگذار بر تصمیم گیری رفتار خرید, به ارایه مدل می پردازد. روش تحقیق آمیخته/ترکیبی با رویکرد اکتشافی زنجیره ای همزمان/متوالی با طرح نظریه زمینه ای می باشد. جامعه آماری ۳۰ نفر از خبرگان دانشگاهی و صاحب نظران داخلی و خارجی بودند و حجم نمونه انتخابی کمی ۴۰۰ نفر بود. نتایج مدل سنجش روایی سازه و روایی همگرا, و برای برآورد میزان ضرایب پایایی مفاهیم ابزار اندازه گیری از آلفای کرونباخ با استفاده از نرم افزار spss و همچنین برای تهیه گزارشات آماری با نرم افزار فوق از لیزرل استفاده گردید. در داده های کیفی از مصاحبه های عمیق ساخت نیافته هدفمند مجازی با ۳۰ نفر از صاحب نظران با اشباع نظری و کدگذاری باز با ۸۱ مقوله, کدگذاری محوری ۷ شاخص و کدگذاری گزینشی با ۲ مقوله از عوامل, مولفه ها یا شاخص هایی که در اندازه گیری رسانه اجتماعی و هوش هیجانی بر تصمیم گیری رفتار خرید تاثیرگذار بودند, استخراج گردید. مطالعات کمی با استفاده از سه مطالعه آزمونی در فواصل معین زمانی, از گرد آوری داده های پیمایشی/کاربردی از هوش هیجانی با پنج مولفه (۱۵ خرده مقیاس), رسانه اجتماعی با ۷ مولفه و تصمیم گیری رفتار خرید با ۲ مولفه (پنج خرده مقیاس) صورت

گرفت. نتیجه گیری: با توجه به نتایج تحقیق می توان گفت که بخش کیفی داده ها با اشباع نظری و بخش کمی با استفاده از تبدیل داده های کیفی به کمی, ارتباط میان مولفه ها, شناسایی و ارایه مدل و اندازه گیری تاثیرات متغیرها تایید گردید.

۳.۲. پیشینه خارجی

نارانگ و تری ودی (۲۰۲۱) در مقاله ای با عنوان تاثیر هوش هیجانی بر برنامه ریزی و تصمیم گیری سرمایه گذاری چنین بیان کردند که سرمایه‌گذاری پول یک چالش بزرگ برای سرمایه گذاران در کشوری مانند هند است، دلیل این است که به دلیل تاثیرات متفاوت احساسات و احساسات رفتاری، در مورد سرمایه‌گذاری فکر و تجدید نظر کنیم. به منظور بررسی این موضوع، این نویسنده ادبیات وسیعی از مطالعات تحقیقاتی مختلف را در همان حوزه مورد مطالعه قرار داده و دریافت که بی‌سوادی سرمایه‌گذار در مورد محصولات مالی موجود نقش مهمی در مدیریت احساسات و ویژگی‌های شخصیتی در حین اتخاذ هر گونه تصمیم سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. مقاله حاضر به بررسی و بررسی چگونگی تاثیر هوش هیجانی و سواد مالی بر برنامه‌ریزی سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیری برای راه‌های مختلف سرمایه‌گذاری موجود در بازار مالی می‌پردازد. نتایج این تحقیق به موسسات مالی، مشاوران شرکت کمک خواهد کرد تا تمایل واقعی سرمایه گذاران را بدانند و همچنین به سرمایه گذاران کمک خواهد کرد تا احساسات خود را مدیریت کنند و تصمیمات سرمایه‌گذاری را به طور موثر اتخاذ کنند.

راحجا و دیمان (۲۰۲۰) در مقاله ای با عنوان هوش هیجانی و سوگیری های رفتاری سرمایه گذاران چگونه تصمیمات سرمایه گذاری آنها را تعیین می کند؟ چنین بیان کردند که در مطالعات قبلی، تحقیقات نشان داده است که هوش هیجانی تنها عنصری است که بر روش‌های رشد افراد در زندگی، شغل و مهارت‌های اجتماعی کنترل احساسات خود و کنار آمدن با افراد دیگر تأثیر می‌گذارد. این هوش هیجانی است که نحوه برخورد افراد با یکدیگر و درک احساسات را دیکته می کند. شکاف تحقیق بررسی تأثیر عوامل رفتاری و روانشناسی سرمایه گذاران بر تصمیم گیری سرمایه گذاری آنها است. اطلاعات از ۵۰۰ متخصص مالی جمع آوری شد. منطقه تحقیق متخصصان مالی بودند که از طریق LSC Securities Ltd. در ایالت پنجاب مشارکت داشتند. در این آزمون از سیستم تست هدفمند استفاده شد. بررسی نشان داد که ارتباط مثبت بین استعدادهای رفتاری متخصصان مالی و انتخاب های سرمایه گذاری سفته بازان و ارتباط مثبت بین بینش مشتاقانه متخصصان مالی و انتخاب های سرمایه گذاری آنها وجود دارد. با این حال، نویسندگان دریافتند که بینش مشتاقانه، انتخاب‌های سرمایه‌گذاری متخصصان مالی را بهتر از تمایلات رفتاری سفته‌بازان پیش‌بینی می‌کند. در میان عناصر مختلف رفتار، تمایلات ناله و بی احتیاطی سفته بازان با انتخاب های سرمایه گذاری متخصص مالی مشخص می شود. در میان برآوردهای مختلف درک مشتاق - مراقبت، برخورد با احساسات، انگیزه، همدلی و استعدادهای اجتماعی به تصمیمات فرضی متخصصان پولی مرتبط است. انتخاب نمونه بر اساس نمونه گیری هدفمند، به جای نمونه احتمالی تصادفی بود. نمونه یک منطقه خاص بود و فقط محدود به بورس اوراق بهادار Ludhiana در ایالت پنجاب بود. بنابراین، نتایج مطالعه را نمی توان با قطعیت به همه سرمایه گذارانی که از طریق بورس های دیگر در سایر کشورها سرمایه گذاری می کنند تعمیم داد. استنباط ها بر اساس این فرض است که داده های ارائه شده توسط سرمایه گذاران

درست و صحیح است. یافته ها ممکن است برای سایر بورس ها مانند بورس اوراق بهادار لودیانا مرتبط باشد. با این حال، نویسندگان ادعای تعمیم نتایج را ندارند. این مطالعه همچنین به درک رابطه بین تصمیم گیری سرمایه گذاری و تحمل ریسک سرمایه گذاران کمک می کند. دانستن سوگیری های رفتاری سرمایه گذاران در حین تصمیم گیری سرمایه گذاری برای مشاوران مالی مفید خواهد بود و بنابراین می توانند به سرمایه گذاران به درستی برای کاهش این سوگیری ها توصیه کنند. ممکن است به سرمایه گذاران در درک بخش ذهنی رفتار خود و کنترل احساسات خود در هنگام تصمیم گیری برای سرمایه گذاری خود در گزینه های بازار سهام کمک کند. این تحقیق به مشاوران سرمایه گذاری و متخصصان امور مالی کمک می کند تا نگرش سرمایه گذاران نسبت به ریسک را به روشی بهتر قضاوت کنند که منجر به تصمیم گیری های سرمایه گذاری بهتر می شود.

جانسی و سونیتا (۲۰۱۹) در مقاله ای با عنوان تاثیر شخصیت و هوش هیجانی بر رفتار سرمایه گذار چنین بیان کردند که هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر شخصیت و هوش هیجانی بر رفتار سرمایه گذار است. مطالعه به داده های اولیه بستگی دارد و برای این منظور از یک پرسشنامه با ساختار مناسب استفاده می شود. برای تعیین نمونه مورد مطالعه از روش نمونه گیری طبقه ای استفاده شده است. ۱۲۰ سرمایه گذار که در NSE یا BSE سرمایه گذاری می کنند شناسایی و داده ها از آنها جمع آوری می شود. این پرسشنامه از سه بخش تشکیل شده است: ۱. پرسشنامه شخصیت که اندازه‌گیری می‌کند (باز بودن، وظیفه‌شناسی، برون‌گرایی، توافق‌پذیری و روان رنجورخویی)، ۲. پرسش‌نامه هوش هیجانی که اندازه‌گیری می‌کند (خودآگاهی، خودتنظیمی، انگیزه، همدلی و مهارت‌های اجتماعی). و ۳. پرسشنامه رفتار سرمایه گذار که سوگیری های رفتاری (هردینگ، از دست دادن گریزی، اعتماد بیش از حد، لنگر انداختن، اطلاعات نامتقارن، ناهماهنگی شناختی، حسابداری ذهنی، سوگیری وضعیت موجود، احساس طلبی، نمایندگی، ریسک گریزی و منبع کنترل) را اندازه گیری می کند. پنج ویژگی اصلی شخصیت و گولمن (۱۹۹۶) پنج حوزه هوش هیجانی با سوگیری های رفتاری انتخاب شده همبستگی دارند. به منظور تجزیه و تحلیل فرضیه، تحلیل رگرسیون لجستیک انجام شد. این مطالعه نشان داده است که سوگیری های روانی با ویژگی های شخصیتی و شایستگی های عاطفی مرتبط است.

۴. روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر شیوه استدلال از نوع استقرایی؛ از نظر هدف یک پژوهش کاربردی؛ از لحاظ نحوه گردآوری اطلاعات از نوع تحقیق توصیفی و سرانجام از لحاظ روش و ابزار گردآوری اطلاعات هم از نوع کتابخانه‌ای و هم از نوع میدانی است. جامعه آماری تحقیق شامل سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. تعداد نمونه آماری مطابق با فرمول کوکران از میان اعضای جامعه به تعداد ۵۰ نفر و بصورت روش تصادفی ساده انتخاب شده است. داده‌ها از طریق پرسشنامه‌های استاندارد عوامل شخصیتی، هوش هیجانی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار گردآوری شده است. روایی پرسشنامه از طریق رویکرد محتوایی و پایایی آن با استفاده از معیار آلفای کرونباخ بررسی و مورد تایید واقع شده است. بعد از جمع‌آوری اطلاعات با استفاده از روش الگوی معادلات ساختاری و کاربرد نرم افزارهای spss23 و pls3 ، روابط تعیین گردیده در مدل مفهومی کمی سازی می شود. با استفاده از

تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی عوامل تثیر گذار شناسایی و مشخص شده؛ سپس بااستفاده از معادلات ساختاری راوابط کمی بین متغیرها مشخص می شود.

در تحلیل عاملی اکتشافی پژوهشگر به دنبال بررسی داده های تجربی به منظور کشف و شناسایی شاخص ها و نیز روابط بین آن هاست و این کار را بدون تحمیل هرگونه مدل معینی انجام می دهد. به بیان دیگر، تحلیل اکتشافی علاوه بر آن که ارزش تجسسی یا پیشنهادی دارد، می تواند ساختار ساز، مدل ساز یا فرضیه ساز باشد. درتحلیل عاملی تاییدی ، پژوهشگر به دنبال تهیه مدلی است که فرض می شود داده های تجربی را بر پایه چند پارامتر نسبتاً اندک، توصیف، تبیین یا توجیه می کند. این مدل مبتنی بر اطلاعات پیش تجربی درباره ساختار داده هاست که می تواند به شرح:۱)یک تئوری یا فرضیه۲) یک طرح طبقه بندی کننده معین برای گویه ها یا پاره تست ها در انطباق با ویژگی های عینی شکل و محتوا ۳)شرایط معلوم تجربی و یا۴) دانش حاصل از مطالعات قبلی درباره ی داده های وسیع باشد.

مدل معادلات ساختاری یا یک ساختار علی خاص بین مجموعه ای از سازه های غیرقابل مشاهده است. یک مدل معادلات ساختاری از دو مؤلفه تشکیل شده است :یک مدل ساختاری که ساختار علی بین متغیرهای پنهان را مشخص می کند و یک مدل اندازه گیری که روابطی بین متغیرهای پنهان و متغیرهای مشاهده شده را تعریف می کند. گام‌های انجام تحقیق با تکنیک مدل یابی معادلات ساختاری به شرح زیر می باشد:

۱) شناسایی عوامل اصلی مدل.
۲) تهیه ی پرسشنامه برای سنجش عوامل: تعیین زیر عوامل سنجش هر متغیر اصلی.
۳) تعیین روابط میان عوامل اصلی مدل.
۴) طراحی مدل مفهومی بر اساس عوامل پژوهشی.
۵) توزیع پرسشنامه ها و گردآوری داده ها.
۶) طراحی مدل ساختاری و اجرای مدل

۵. یافته‌های پژوهش

۱.۵. آمار توصیفی

پیش از آزمون فرضیه‌های تحقیق، آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق مورد بررسی قرار گرفت. میانگین به عنوان یکی از پارامترهای مرکزی، نشان دهنده‌ی مرکز ثقل جامعه بوده و به عبارتی مبین این امر است که اگر به جای تمامی مشاهدات جامعه میانگین آن قرار داده شود، هیچ تغییری در جمع کل داده های جامعه ایجاد نمی گردد. نتایج آمار توصیفی در جدول۱ارائه شده است.

با توجه به جدول ۱ ملاحظه می شود بالاترین میانگین پاسخ افراد به بعد تصمیم گیری سرمایه گذار با میانگین ۳/۵ و انحراف معیار ۰/۷۵۴۹۴ می باشد.

جدول شماره(۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

ابعاد	میانگین	انحراف معیار
تصمیم گیری سرمایه گذار	۳/۵۰۰۰	۰/۷۵۴۹۴
هوش هیجانی	۳/۳۳۱۳	۰/۶۷۵۳۳
عوامل شخصیتی	۳/۲۴۳۲	۰/۶۴۴۲۷

منبع: یافته های پژوهشگر

۲.۵. آمار استنباطی

۱.۲.۵. آزمون کفایت حجم نمونه

برای آزمون کفایت حجم نمونه از آزمون های کایسر و بارتلت استفاده شد که نتایج آن در زیر ارائه شده است در صورتی که مقدارKMO بزرگ تر از۰/۷باشد، همبستگی های موجود در بین داده ها برای تحلیل مدل مناسب خواهد بود. خروجی این آزمون در جدول۲قابل مشاهده است.

جدول(۲): اندازه گیری کفایت نمونه

آزمون		آماره
کایسر-میر- اولکین[1] KMO	اندازه گیری کفایت نمونه	۰/۶۳۶
آزمون کرویت بارتلت	تقریب کای دو	۲۹۷/۷۳۸
	درجه آزادی	۶
	معناداری	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

۲.۲.۵. بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها

قبل از تعیین ارتباط میان متغیرهای تحقیق و تشریح و تجزیه و تحلیل داده ها می بایست نرمال بودن این داده ها نیز مورد سنجش قرارگرفته و سپس بر اساس نرمال بودن یا نبودن داده ها بقیه ی فرایندهای تجزیه و تحلیل صورت می پذیرد. جهت بررسی نوع توزیع داده ها از ضریب چولگی و کشیدگی و نمودارهای هیستوگرام استفاده شده است. در صورتی که ضریب چولگی و کشیدگی متغیرها در بازه منفی۳و۳ قرار داشته باشد، گوییم که آن متغیر از توزیع آماری نرمال پیروی می کند. نتایج این بررسی ها در جدول۵ آورده شده است.

همان طور که در جدول ۳ مشاهده می شود، ضرایب چولگی و کشیدگی تمامی متغیرها در بازه امن و قابل قبول(۳+و۳-)می باشد. لذا این گونه استنباط می شود که توزیع داده های متغیرها از توزیع آماری نرمال پیروی می کند.

[1] Kaiser-Mayer-Olkin

جدول شماره(۳): آزمون نرمال بودن متغیرهای موردبررسی

ابعاد	چولگی	کشیدگی	وضعیت
تصمیم گیری سرمایه گذار	-۰/۴۴۸	-۰/۵۴۲	نرمال است
هوش هیجانی	-۰/۲۸۸	۰/۶۴۸	نرمال است
عوامل شخصیتی	-۰/۲۶۸	۰/۴۹۸	نرمال است

منبع: یافته های پژوهشگر

۳.۲.۵.برآورد مدل

در این تحقیق از روش مدلسازی معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS- SEM) استفاده گردید. روش حداقل مربعات جزئی (PLS)از دو مرحله‌ی اصلی تشکیل شده است: ۱)بررسی برازش مدل‌های اندازه گیری، مدل ساختاری و مدل کلی ۲)آزمودن روابط میان سازه ها.

۴.۲.۵.بررسی برازش مدل‌های اندازه‌گیری

در این قسمت از صحت روابط موجود در مدل های اندازه گیری با استفاده از معیارهای پایایی و روایی اطمینان حاصل می شود.

۵.۲.۵.پایایی سنجش بارهای عاملی

بارهای عاملی از طریق محاسبه مقدار همبستگی شاخص های یک سازه با آن سازه محاسبه می شوند، که اگر این مقدار برابر یا بیشتر از مقدار۰/۴شود مؤید این مطلب است که واریانس بین سازه و شاخص های آن از واریانس خطای اندازه گیری آن سازه بیشتر بوده و پایایی در مورد آن مدل اندازه گیری قابل قبول است. البته برخی از نویسندگان مانند هیر و همکاران (۲۰۱۰) عدد ۰/۵ را به عنوان مقدار ملاک بارهای عاملی ذکر نموده‌اند. شکل۱ بارهای عاملی سنجه های(سؤالات) متغیرهای پنهان مرتبه اول را نشان می دهد. همان طور که مشاهده می شود بار عاملی همگی سنجه ها بیش از۰/۴و قابل قبول هستند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در شکل۱ نشان می دهد که مدل بالا بهترین مدل برازش شده برای تبیین داده های حاضر است.

۶.۲.۵.پایایی ترکیبی

برای تعیین پایایی سازه از روش پایایی ترکیبی استفاده شد. مدرن تری نسبت به آلفای کرونباخ به نام پایایی ترکیبی[1] CR را به کار می برد. در این روش پایایی سازه ها نه به صورت مطلق بلکه با توجه به همبستگی سازه هایشان با یکدیگر محاسبه می گردد. در صورتی که مقدارCR برای هر سازه بالای۰/۷ شود، نشان از پایداری درونی

[1] Composite Reliability

مناسب برای مدلهای اندازه گیری دارد. در جدول شماره ۴ مقادیر پایایی ترکیبی متغیرهای تحقیق را نشان می دهد که همگی بالای۰/۷هستند.

۷.۲.۵.روایی همگرا[1]

روایی همگرا دومین معیاری است که برای برازش مدلهای اندازه گیری در روش پی ال اس به کاربرده می شود. معیارAVE (میانگین واریانس استخراج شده[2])نشان دهنده ی میانگین واریانس به اشتراک گذاشته شده بین هر سازه با شاخص های خود است. همان گونه که در جدول شمار۶ مشاهده می شود مقدار AVEبالای ۰/۵ روایی همگرای قابل قبول را نشان می دهند. در مورد سازه ها مشاهده می گردد که مقدار میانگین واریانس استخراج شده(AVE) همواره بزرگ تر از۰/۵ است و مقدار پایایی ترکیبی نیز در تمام موارد مقداری بیشتر از۰/۷ به دست آمده که از مقدار میانگین واریانس استخراج شده(AVE) نیز بزرگ تر است، بنابراین روایی همگرا نیز تأیید می شود.

جدول(۴): مقادیر پایایی ترکیبی وAVE

ابعاد	AVE	Composite Reliability
تصمیم گیری سرمایه گذار	۰/۶۸۱	۰/۹۲۹
هوش هیجانی	۰/۶۹۷	۰/۹۴۵
عوامل شخصیتی	۰/۸۱۱	۰/۹۱۹

منبع: یافته های پژوهشگر

۸.۲.۵.روایی واگرا[3]

روایی واگرا به بررسی رابطه یک سازه با شاخص هایش در مقایسه رابطه آن سازه با سایر سازه ها مربوط می شود. به طوری که روایی واگرای قابل قبول یک مدل حاکی از آن است که یک سازه در مدل تعامل بیشتری با شاخص های خود دارد تا با سازه های دیگر. از نظر فورنل و لارکر[4] (۱۹۸۱) روایی واگرا وقتی در سطح قابل قبول است که میزانAVE برای هر سازه بیشتر از واریانس اشتراکی بین آن سازه و سازه های دیگر(یعنی مربع مقدار ضریب همبستگی بین سازه ها)در مدل باشد. مدل تحقیق در صورتی روایی واگرای قابل قبولی دارد که اعداد مندرج در قطر اصلی ماتریس از مقادیر زیرین خود بیشتر باشند(داوری و رضازاده،۱۳۹۶). همان طور که در جدول زیر مشاهده میشود، روایی واگرای مدل قابل قبول است.

[1] Convergent validity
[2] Average Variance Extracted
[3] Discriminant Validity
[4] Fornell & Larcker

جدول(۵): روایی واگرا(روش فورنل و لارکر)

ابعاد	تصمیم گیری سرمایه گذار	هوش هیجانی	عوامل شخصیتی
تصمیم گیری سرمایه گذار	۰/۶۳۴		
هوش هیجانی	۰/۹۰۰	۰/۹۰۰	
عوامل شخصیتی	۰/۷۷۱	۰/۹۴۶	۰/۸۳۵

منبع: یافته های پژوهشگر

۹.۲.۵.اعداد معنی داریt

ابتدایی ترین معیار برای سنجش رابطه ی بین سازه ها در مدل(بخش ساختاری)، اعداد معناداریt است. در صورتی که مقدار این اعداد از۱/۹۶ بیشتر شود، نشان از صحت رابطه‌ی بین سازه ها و در نتیجه تأیید فرضیه های پژوهش است. البته اعدادt فقط صحت رابطه ها را نشان می دهند و شدت رابطه ی بین سازه ها را نمی توان با آنها سنجید(داوری و رضازاده،۱۳۹۶).

۱۰.۲.۵.معیار R Squares یا R 2

R2 معیاری است که برای متصل کردن بخش اندازه گیری و بخش ساختاری مدل سازی معادلات ساختاری به کار می رود و نشان از تأثیری دارد که یک متغیر برون زا بر یک متغیر درون زا می گذارد. این مقدار برای متغیرهای برون زا صفر است و تنها برای متغیرهای درون زای مدل گزارش می گردد. هرچه مقدار R 2 مربوط به سازه های درون زای یک مدل بیشتر باشد، نشان از برازش بهتر مدل است. داوری و رضازاده(۱۳۹۶)به نقل از چین(۱۹۹۸)سه مقدار ۰/۱۹، ۰/۳۳و۰/۶۷ را به عنوان مقدار ملاک برای مقادیر ضعیف، متوسط و قویR2 معرفی نموده اند. همان طور که در جدول زیر مشاهده می شود تمام مقادیر در سطح مناسبی قرار دارند.

جدول (۶): مقادیرR2مربوط به متغیرهای درون زای مدل

ابعاد	R Square
تصمیم گیری سرمایه گذار	۰/۸۷۱
هوش هیجانی	-
عوامل شخصیتی	-

منبع: یافته های پژوهشگر

۱۱.۲.۵ .معیار Q Squares یا Q2[1]

این معیار، قدرت پیش بینی مدل را مشخص می سازد. براین اساس مدل هایی که دارای برازش ساختاری قابل قبول هستند باید قابلیت پیش بینی شاخص های مربوط به سازه های درون زای مدل را داشته باشند. بدین معنی که اگر در یک مدل، روابط بین سازه ها به درستی تعریف شده باشند، سازه ها قادر خواهند بود تا تأثیر کافی بر شاخص های یکدیگر گذاشته و این راه فرضیه ها به درستی تأیید شوند. مقدارQ2 باید در مورد تمامی سازه های درون زای مدل محاسبه شود. در صورتی که مقدار Q2 در مورد یک سازه ی درون زا ، صفر و یا کمتر از صفر شود، نشان از آن دارد که روابط بین سازه های دیگر مدل و آن سازه درون زا به خوبی تبیین نشده است و در نتیجه مدل احتیاج به اصلاح دارد. هنسلر و همکاران(۲۰۰۹) سه مقدار ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ را برای این معیار تعیین نمودهاند که به ترتیب قدرت پیش بینی ضعیف، متوسط و قوی مدل در مورد شاخص های سازه درون ساز را نشان می دهد. جدول7 مقادیرQ2 مربوط به سازه های درون زای مدل را نشان می دهد که حاکی از برازش قابل قبول مدل ساختاری است.

جدول(۷): مقادیرQ2 مربوط به متغیرهای درونزای مدل

ابعاد	Q2
تصمیم گیری سرمایه گذار	۰/۳۱۷
هوش هیجانی	۰/۶۲۴
عوامل شخصیتی	۰/۵۲۲

منبع: یافته های پژوهشگر

۱۲.۲.۵ .معیار افزونگی[2]

این معیار از حاصل ضرب مقادیر اشتراکی سازه ها در مقادیرR2 مربوط به آنها به دست می آید و نشانگر مقدار تغییرپذیری شاخص های یک سازه ی درون زا است که از یک یا چند شاخص برون زا تأثیر می پذیرد.

یک معیار مناسب برای سنجش برازش بخش ساختاری مدلهای معادلات ساختاری، مقدار میانگین Redundancy های مربوط به سازه های درون زا در یک مدل است. این معیار با $\overline{Red}$ نشان داده می شود و هرچه بیشتر باشد، نشان از برازش مناسب تر بخش ساختاری مدل در یک پژوهش دارد (داوری و رضازاده،۱۳۹۶). جدول۸ مقادیر Red مربوط به متغیرهای درون زا را نشان می دهد.

[1] STONE-GEISSER CRITERION
[2] Redundancy

جدول(۸): مقادیرRedundancyمربوط به متغیرهای درون زا

ابعاد	Communality	Composite Reliability	Redundancy
تصمیم گیری سرمایه گذار	۰/۶۸۱	۰/۹۲۹	۰/۵۱۱۰۴۴۸۰۸
هوش هیجانی	۰/۶۹۷	۰/۹۴۵	۰/۴۵۵۶۴۴۷۸۶
عوامل شخصیتی	۰/۸۱۱	۰/۹۱۹	۰/۴۶۴۱۱۰۵۷۵

منبع: یافته های پژوهشگر

براین اساس میزان شاخص$\overline{Red}$برابر با۰/۴۵ بوده و در سطح مناسبی قرار دارد.

۱۳.۲.۵.برازش کلی مدل

برای بررسی برازش مدل کلی که هر دو بخش مدل اندازه گیری و ساختاری را کنترل می کند، از معیار GOF[1] استفاده می شود. این معیار توسط تننهاوس و همکاران(۲۰۰۴) ابداع گردیده و طبق فرمول زیر محاسبه می شود.

$$GOF = \sqrt{\overline{communalities} \times \overline{R^2}}$$

که در آن $\overline{Communalities}$ نشانه میانگین مقادیر اشتراکی هر سازه می باشد و $\overline{R^2}$نیز مقدار میانگین مقادیر R Squares سازه های درون زای مدل است. وتزلس و همکاران(۲۰۰۹) سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵و ۰/۳۶ را به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF معرفی نموده اند. جدول۱۱ میانگین مقادیر اشتراکی و میانگین مقادیرR2 را نشان می دهد که بر این اساس مقدار GOF برابر است با ۰/۷۰ که برازش قوی را نشان می دهد.

جدول(۹): میانگین مقادیر اشتراکی و میانگین مقادیر R2

متغیر	Communality	R2	$\overline{Communalities}$	$\overline{R^2}$
تصمیم گیری سرمایه گذار	۰/۶۸۱	۰/۸۷۱	۰/۷۲۹	۰/۸۷۱
هوش هیجانی	۰/۶۹۷	-		
عوامل شخصیتی	۰/۸۱۱	-		

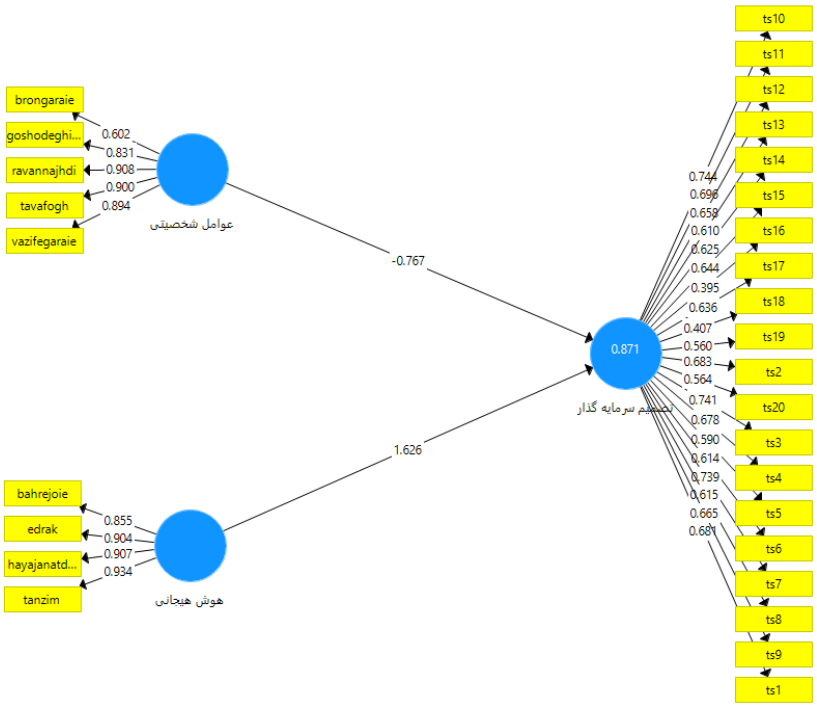
منبع: یافته های پژوهشگر

[1] Goodness of Fit

۱۴.۲.۵.بررسی روابط بین متغیرها

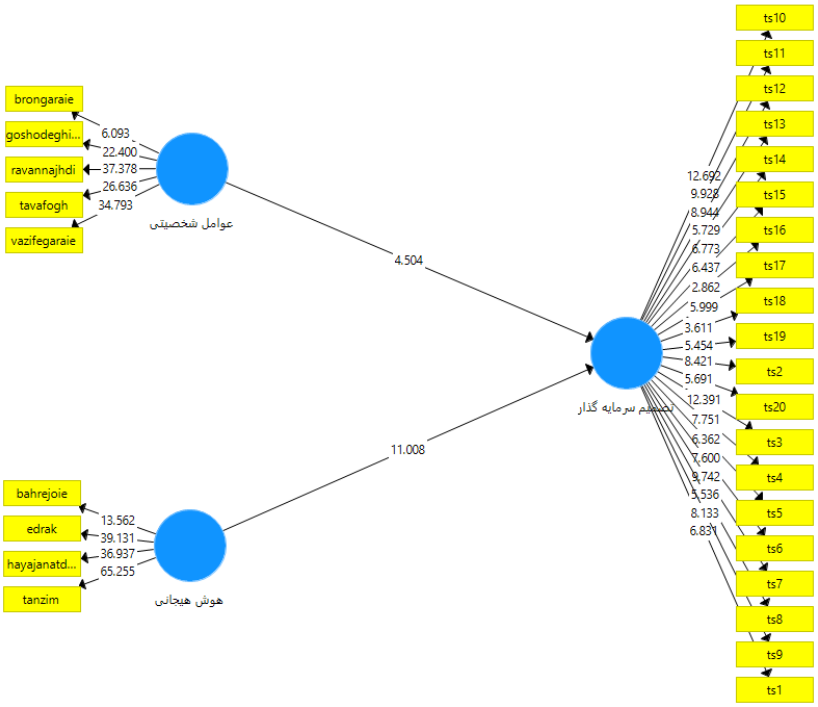
پس از بررسی برازش مدل های اندازه گیری، مدل ساختاری و مدل کلی، مطابق با الگوریتم تحلیل داده ها در روش PLS؛ ،محقق اجازه می یابد که به بررسی و آزمون روابط بین متغیرهای خود بپردازد. در این قسمت ضرایب استاندارد شده مسیرهای مربوط به فرضیه ها و مقادیر tبررسی می شود. برای تأیید یا رد فرضیه ها مقدارt باید بیشتر از۱/۹۶یا کمتر از ۱/۹۶- باشد. مقادیر بین این دو مقدار حاکی از عدم وجود تفاوت معنادار مقدار محاسبه شده برای وزن های رگرسیونی با مقدار صفر در سطح۹۵ درصد است.

روابط بین عوامل شخصیتی و هوش هیجانی با تصمیم گیری سرمایه گذار چگونه می باشد.



شکل(۱): مدل تحقیق همراه با ضرایب استاندارد شده

منبع: یافته های پژوهشگر



شکل(۲): مدل تحقیق همراه با مقادیر t-values

منبع: یافته های پژوهشگر

اعتبار مدل ارزیابی تصمیم گیری سرمایه گذار در بورس اوراق بهادار چگونه می باشد؟

شاخص عوامل شخصیتی بر تصمیم گیری سرمایه گذار تاثیر مثبت و معناداری دارد.

با توجه به شکل۱و۲ ضریب همبستگی برابر ۰/۷۶۷- به دست آمده است، بنابراین رابطه منفی و مستقیم می باشد. معنی داری رابطه نیز ۴/۵۰۴ به دست آمده است که بزرگ تر از۱/۹۶بوده و نشان می دهد که شاخص عوامل شخصیتی بر تصمیم گیری سرمایه گذار تاثیر مثبت و معناداری دارد.

شاخص هوش هیجانی بر تصمیم گیری سرمایه گذارتاثیر مثبت و معناداری دارد.

با توجه به شکل۱و۲ ضریب همبستگی برابر ۱/۶۲۶ به دست آمده است، بنابراین رابطه مثبت و مستقیم می باشد. معنی داری رابطه نیز۱۱/۰۰۸ دست آمده است که بزرگ تر از۱/۹۶بوده و نشان می دهد که شاخص هوش هیجانی بر تصمیم گیری سرمایه گذار تاثیر مثبت و معناداری دارد.

جدول(۱۰): خلاصه نتایج

ردیف	اعتبار مدل ارزیابی تصمیم گیری سرمایه گذار	ضریب مسیر	آماره آزمون	وضعیت
۱	شاخص عوامل شخصیتی بر تصمیم گیری سرمایه گذار رابطه ی مثبت و معناداری دارد.	-۰/۷۶۷	۴/۵۰۴	تایید در سطح ۹۵درصد
۲	شاخص هوش هیجانی بر تصمیم گیری سرمایه گذار رابطه ی مثبت و معناداری دارد.	۱/۶۲۶	۱۱/۰۰۸	تایید در سطح ۹۵درصد

منبع: یافته های پژوهشگر

۶. نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف از پژوهش حاضر بررسی تاثیر عوامل شخصیتی و هوش هیجانی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار است. داده‌ها از طریق پرسشنامه‌های استاندارد عوامل شخصیتی، هوش هیجانی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار گردآوری شد و روایی پرسشنامه از طریق رویکرد محتوایی و پایایی آن با استفاده از معیار آلفای کرونباخ بررسی و مورد تایید واقع شد.

نتایج فرضیه اول تحقیق حاکی از آن است که عوامل شخصیتی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار تاثیر دارد که نتایج این پژوهش همسو با نتایج فاطیما و رایزوی (۲۰۱۵)؛ روغنی زاده (۱۳۹۵) است.

در تبیین این یافته می‌توان عنوان کرد که با توجه به اینکه انسان‌ها غیر قابل پیش‌بینی و دارای ترکیبی از صفات مختلف می‌باشند این امر باعث می گردد نتوانیم درک کاملی از چگونگی اتخاذ تصمیمات رفتاری توسط آنها داشته باشیم استفاده از یک فرآیند منظم جهت توصیف مسائل، جمع آوری طبقه بندی اطلاعات ارزیابی تصمیم‌ها و دلایل اتخاذ آنها مقایسه بین آنها و در نهایت انتخاب بهترین گزینه راهکار مناسبی برای کاهش خطاهای تصمیم گیری سرمایه گذار می باشد. اگر عوامل روانشناختی ویژگی ها و تیپ شخصیتی سرمایه گذار که بر نحوه تصمیم گیری سرمایه گذار مؤثر می باشد مشخص گردد. در هنگام تصمیم گیری سرمایه گذار رفتار غیر عقلایی منحصر به فرد خویش را شناسایی و بر این رفتار مسلط گردد و در نهایت با تصمیم گیری صحیح و منطقی به اهداف مالی مورد نظر خود دست می یابد. همچنین با شناسایی انواع رفتارهای بالقوه و بالفعل سرمایه گذاران امکان اصلاح و تعدیل آنها در جهت بهبود پیامدهای اقتصادی مفید در بورس بهادار فراهم می گردد (روغنی زاده، ۱۳۹۵). شخصیت مجموع کیفیت‌های موروثی و اکتسابی است که او را منحصر به فرد می‌کند. شخصیت بیانگر آن دسته از ویژگی‌های فرد یا افراد است که شامل الگوهای ثابت فکری، عاطفی و رفتاری آنها است. از طرفی دیگر مطالعات مختلفی نشان می‌دهد که شخصیت انسان تعیین‌کننده کلیدی رفتار و عملکردش است (هیدایا و کوستینا، ۲۰۲۰). بنابراین می‌تواند به توصیف تفاوت‌های بین افراد در ارتباط با مستعد بودن برای بروز سوگیری‌ها و در ارتباط با سبک و رفتار معاملاتی و متعاقب آن، عملکرد معاملاتی کمک کند. افراد با ویژگی‌های شخصیتی مختلف، احتمالاً رفتار و استراتژی‌های معاملاتی مختلفی را ترجیح داده و از خود بروز می‌دهند و این موجب عملکرد متفاوت آنها در مقایسه با یکدیگر می‌شود. به نظر می‌رسد، در سطح خرد رفتاری ویژگی‌های شخصیتی می‌توانند مکمل

یکدیگر باشند و نادیده گرفتن هر یک از آنها به ایجاد درک ناقصی از واقعیت رفتار سرمایه گذاران منجر خواهد شد (جمشیدی و قالیباف اصل، ۱۳۹۹). در نظریه رفتاری فرض بر این است که رفتار افراد به طور کامل عقلانی نیست و امکان بروز رفتار غیر منطقی در تصمیم‌گیری افراد وجود دارد. یکی از این تورش‌های رفتاری به عنوان رفتار توده‌وار شناخته شده است. رفتار توده وار زمانی در بازار سرمایه رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران به گونه‌ای عمل کنند که اقدام‌های خود را از دیگران تقلید نمایند (کندی و نویتا، ۲۰۲۱). به اعتقاد کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) رفتار توده‌وار هنگامی رخ می‌دهد که فرد عقاید خود را نادیده گرفته و مبنای اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را تنها بر اساس رفتار جمعی قرار داده و در رفتار توده‌وار مشارکت نمایند (سروشیار و علی احمدی، ۱۳۹۵). با وجود رفتارهای توده‌وار، افراد باورهای خود را نادیده گرفته و تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را صرفاً بر اساس حرکات گروهی بازار می‌گیرند. بنابراین رفتار بازده سهام به نحوی هدایت می‌شود که از بازده کل بازار انحراف پیدا نکند (زب و همکاران، ۲۰۲۰). اگرچه در پژوهش‌های انجام شده مکرراً به بررسی وجود رابطه بین عوامل شخصیت و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار وجود دارد. خان و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر ویژگی‌های شخصیتی سرمایه-گذاران بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری آنها با نقش میانجی خودکارآمدی مالی و سوگیری‌های عاطفی و نقش تعدیل کننده نیاز به شناخت و خلق و خوی فردی در بورس اوراق بهادار پاکستان پرداختند. نتایج نشان داد که ویژگی‌های شخصیتی فردی به طور قابل توجهی خودکارآمدی‌های مالی و سوگیری‌های عاطفی مدیران را پیش‌بینی می‌کند. همچنین ویژگی‌های شخصیتی نیز با رفتار مالی مدیران ارتباط معنی‌دار چشم‌گیری دارد. همانطور که کندی و ندیتا (۲۰۲۱) در پژوهشی با عندان رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران اندونزی نقش ویژگی‌های شخصیتی و عوامل انگیزشی به بررسی رابطه بین ویژگی‌های شخصیتی و عوامل انگیزشی که باعث رفتار توده‌وار در بین سرمایه‌گذاران فردی در اندونزی می‌شود، پرداختند. در پژوهش فاطیما و رایزوی (۲۰۱۵) بررسی و دریافتند که خصوصیات شخصیتی سرمایه گذار مانند برونگرایی، موافقت، وجدان بودن، عصبی بودن و باز بودن با رفتار سرمایه گذار رابطه دارد.

در مورد فرضیه بعدی نتایج حاکی از آن است که هوش هیجانی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار تاثیر دارد که نتایج این پژوهش همسو با نتایج اینگرام و همکاران (۲۰۱۷)؛ ناکامورا و همکاران (۲۰۱۷)؛ وکولا و همکاران (۲۰۱۷) و موسوی شیری و همکاران (۱۳۹۴) است.

در تبیین این یافته می‌توان عنوان کرد که درک این حقیقت که بین میزان هوش هیجانی و تمایل فرد به استفاده از راهبردهای متمرکز در حل مساله ارتباط وجود دارد و برخی افراد نسبت به دیگران در تصمیم گیری موفق ترند طی سال های اخیر ، توجه قابل ملاحظه ای نسبت به متغیرهای مؤثر بر تصمیمات افراد ایجاد کرده است.این متغیرها در طیفی از متغیرهای فیزیولوژیکی تا متغیرهای روان شناختی قرار دارند توجه به تفاوت های فردی، بر مبنای مدل رابطه متقابل ویژگی‌های موضوع مورد تصمیم‌گیری و ویژگی‌های فردی تصمیم گیرنده باعث شکل گیری رفتار تصمیم گیری شده است در واقع تصمیم گیری انتخاب از میان گزینه‌های مختلف می باشد و این عمل ساده نیست. بلکه یک فرآیند می باشد از جنبه ی تئوریک میزان و نحوه ی دسترسی فعالان بازار به اطلاعات مورد نیاز جهت تصمیم گیری تاثیر مستقیمی بر شکل گیری فعل و انفعالات بازار دارد (موسوی شیری

و همکاران، ۱۳۹۴). هوش هیجانی نقش مهمی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند و از این رو به عنوان یک ویژگی شخصی در نظر گرفته می‌شود (ساشیکالا و چیترامانی، ۲۰۱۷). افرادی که هوش هیجانی بیشتری دارند می‌توانند انگیزهٔ خود را حفظ کنند و در مقابل ناملایمات پایداری کنند، تکانش‌های خود را کنترل کرده حالات روحی خود را تنظیم کنند و نگذارد پریشانی خاطر، قدرت تفکرشان را خدشه‌دار سازد و در نهایت قدرت تصمیم-گیری بهتری خواهند داشت (جلیلی و همکاران ۱۳۹۳). کسانی که از هوش هیجانی بیشتری برخوردار هستند می‌توانند از روحیه و احساسات خود به طور مؤثر استفاده کنند و برعکس افراد با هوش هیجانی کمتر ممکن است نتوانند از مزایای احتمالی اوضاع ایجاد شده بهره ببرند (موتاث و مناخری، ۲۰۱۶). همانطور که پژوهش صمدی و همکاران (۱۴۰۲) همسو با نتایج این پژوهش است که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری مالی با مسئله‌هایی مواجه هستند. افرادی که کنترل احساسات خود را ندارند دست به تصمیمات غیرمنطقی می‌زنند از طرف دیگر خلق‌وخوهای روزانه هم تأثیر بسیاری بر تصمیم‌گیری مالی دارد. در این پژوهش به تأثیر متغیرهای روانشناختی هوش هیجانی با میانجی‌گیری خلق‌وخو بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران پرداخته شده است. نتیجه به دست آمد که رابطه بین هوش هیجانی و تصمیم‌گیری مالی وجود دارد. طبق تحقیق جیمز دی هس (۲۰۱۱) هوش هیجانی باعث بروز نتایج بهتر در تصمیم‌های فردی و گروهی می گردد که در تحقیق حاضر این امر مشاهده نشده است. هم چنین مدیریت رابطه تاثیر منفی و معناداری بر کیفیت تصمیم های سرمایه گذاران داشته که این فرضیه با تحقیق اسلاسکی و کاترایت (۲۰۰۲) مطابقت ندارد. همچنین اینگرام و همکاران (۲۰۱۷) در بررسی‌های خود به نتیجه رابطه میان اقدامات هوش هیجانی و اقدامات تصمیم گیری سرمایه گذاری رسیدند. ناکامورا و همکاران (۲۰۱۷) در تحقیقات خود رابطه تصمیمات سرمایه گذاری و جنبه‌های هوش هیجانی را آشکار کردند به همین ترتیب، وکولا و همکاران (۲۰۱۷) در مورد پیوند بین تصمیمات بلند مدت سرمایه گذاری و اقدامات هوش هیجانی بحث و تبادل نظر کردند. همچنین در پژوهش دیگری جلیلی و همکاران (۱۳۹۳) با عنوان تأثیر هوش هیجانی بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران انفرادی فعال در بورس اوراق بهادار تهران نتیجه‌گیری کردند که بین متغیرهای اصلی پژوهش (هوش هیجانی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران) رابطه مستقیم وجود دارد. میلادیان و ضیایی‌پور (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان تأثیر هوش هیجانی و سواد مالی بر رفتار مالی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی تأثیر متغیرهای هوش هیجانی و سواد مالی بر رفتار مالی سرمایه‌گذاران را که به عنوان سوگیری شناخته می‌شود، سنجیدند. نتایج حاکی از آن است که در سطح خطای ۴/۲ به صورت همزمان متغیرهای هوش هیجانی و سواد مالی بر رفتار مالی سرمایه‌گذاران تأثیر داشته‌اند.

با توجه به اینکه عوامل شخصیتی و هوش هیجانی در تصمیم گیری سرمایه گذار تاثیر معنادار دارند لذا پیشنهاد می شود: سیاست‌گذاران بازار سرمایه از سیاست‌های ترویج سواد مالی پشتیبانی کرده و بر ماهیت تاثیرگذاری چنین سیاست‌هایی در موفقیت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأکید کنند. همچنین سرمایه‌گذاران به صورت شخصی نیز می‌توانند با آگاهی از ویژگی‌های شخصیتی خود تصمیم‌گیری‌های مالی بهتری در شرایط مختلف بازار سهام داشته باشند؛ سرمایه‌گذاران حتما با روان‌شناسان خبره در جهت کنترل احساسات و عواطف و مسائل روحی و روانی و شخصیتی در ارتباط باشند؛ سرمایه گذاران با یک سری برنامه‌ریزی‌های خاص، استرس و

فعالیت‌های استرس‌زا را به خصوص در زمان اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری تحت کنترل داشته باشند؛ سرمایه گذران زیر نظر روانشناس خبره و با یک سری برنامه های مدون و منظم سعی در اصلاح رفتارها و عکس العمل های خود در شرایط تصمیم گیری کنند.

فهرست منابع

افخمی اردکانی، مهدی؛ خلیلی صدر آباد، افسر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین عوامل شخصیتی و سکوت سازمانی دانشی، *پژوهش‌های مدیریت عمومی*، ۵(۱۸)، ۸۳-۶۵.

براری، شیروان؛ طالب نیا، قدرت اله؛ وکیلی فرد، حمیدرضا؛ و ایزدی، حسین. (۱۳۹۹). مدل سازی رفتار سرمایه گذاران با استفاده از متغیرهای روانشناختی با رویکرد مدلسازی ساختاری تفسیری به منظور شناخت خطاهای تصمیم گیری در سرمایه گذاری. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۱۱(۴۴)، ۱۳۳-۱۵۳. SID. https://sid.ir/paper/406697/fa

جلیلی، صابر؛ پیرایش، رضا؛ قاسم زاده، لیلی. (۱۳۹۳). تاثیر هوش هیجانی بر تصمیم گیری های سرمایه گذاران انفرادی فعال در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش حسابداری*، دوره چهارم، شماره ۲، پیاپی (۱۴)، ۱۰۳-۸۱.

خسروانی، آرزو؛ طالب نیا، قدرت اله؛ و صراف، فاطمه. (۱۴۰۰). ارائه الگویی جهت شناسایی عوامل انسانی و اجتماعی موثر بر رفتار سرمایه گذاران در بازار سرمایه ایران. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۱۰(۳۹)، ۲۴۹-۲۶۶. SID. https://sid.ir/paper/1047007/fa

داوری، علی؛ رضازاده، آرش. (۱۳۹۶). *مدل‌سازی معادلات ساختاری با نرم افزارpls*،چاپ چهارم، تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی.

رحیمی آشتیانی، امیر؛ آقایی، مهران؛ عسکریان، مهناز؛ صمدی لرگانی، محمود. (۱۴۰۰). تاثیر هوش هیجانی و مالی بر عملکرد حسابرس (رویکرد ضریب همبستگی کانونی)، *اقتصاد مالی*، ۱۵(۵۵)، ۲۱۷-۲۳۰.

روغنی زاده، مرجان. (۱۳۹۵). عوامل، ویژگی‌های رفتاری و تیپ شخصیتی مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار در بورس اوراق بهادار، *مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری*، دوره دوم - شماره ۳، ۱۰۳-۹۲.

زینی وند، محمد؛ جنانی، محمد حسن؛ همت فر، محمود؛ ستایش، محمدرضا. (۱۴۰۰). سوگیری‌های رفتاری و تصمیمات سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی مبتنی بر اطلاعات تکنیکال در بورس اوراق بهادار تهران، *اقتصاد مالی*، ۱۵(۵۷)، ۲۵۸-۲۳۳.

صمدی، عباس؛ سهرابی، روح الله؛ رضائی، الهام؛ مقصود، نگین. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر هوش هیجانی بر تصمیم‌گیری مالی با نقش میانجی‌گری خلق‌وخو سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار. *پژوهش های مالی و رفتاری در حسابداری*، ۲(۱)، ۱-۲۲.

منتظری، بابک. (۱۳۹۹). تاثیر هوش هیجانی بر تصمیمات سرمایه‌گذار در بازار سرمایه، *پژوهش‌های معاصر در علوم مدیریت و حسابداری*، دوره دوم، شماره ۶، ۱۱۰-۱۰۱.

منتظری، بابک. (۱۳۹۹). تاثیر هوش هیجانی بر تصمیمات سرمایه‌گذار در بازار سرمایه، *پژوهش‌های معاصر در علوم مدیریت و حسابداری*، دوره دوم، شماره ۶، ۱۱۰-۱۰۱.

موسوی، سیدمحمدحسین؛ حمدی، کریم؛ و وظیفه دوست، حسین. (۱۳۹۹). ارائه مدلی برای اندازه گیری تاثیرات رسانه اجتماعی و هوش هیجانی بر تصمیم گیری رفتار خرید مصرف کننده. مجله دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی مشهد، ۶۳(۶)، ۳۰۹۵-۳۱۱۲. SID. https://sid.ir/paper/1024243/fa

موسوی شیری، سید محمود؛ بخشیان، عسل؛ براتی، هدی. (۱۳۹۴). تاثیر هوش هیجانی بر کیفیت تصمیم‌گیری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۵(۱۷)، ۹۹-۱۱۲.

ناصری، سیامک؛ آرائی، وحید؛ جمشیدی اوانکی، مینا. (۱۴۰۱). شناسایی الگوی بازاریابی حسی با رویکرد هوش هیجانی به منظور تحقق حکمرانی خوب: مورد مطالعه مشتریان بانک سپه شعب شمال تهران. *اقتصاد مالی*، ۱۶(۶۰)، ۳۰۵-۳۲۴.

ناطق، احمد؛ زینبی، ناصر. (۱۴۰۰). تاثیر ویژگی‌های شخصیتی بر ادراک ریسک سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار؛ تحلیل نقش میانجی تمایل به ریسک. *پیشرفت‌های مالی و سرمایه گذاری*، ۲(۴)، ۵۴-۳۳.

Ahmad, M., Shah, S. Z. A., & Mahmood, F. (2018). Qualitative Research in Financial Markets. *Asian Review of Accounting*, 18(1). https://doi.org/10.1108/ara.2010.34118aaa.002

Ainia, N. S. N., & Lutfi, L. (2019). The influence of risk perception, risk tolerance, overconfidence, and loss aversion towards investment decision making. *Journal of Economics, Business, & Accountancy Ventura*, 21(3), 401-413.

Aren, S., & Hamamci, H. N. (2020). Relationship between risk aversion, risky investment intention, investment choices: Impact of personality traits and emotion. *Kybernetes*, 49(11), 2651-2682.

Baddeley, M., Burke, C., Schultz, W., & Tobler, T. (2010). *Impacts of personality on herding in financial decision-making*.

Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2018). *Investments* (SIE): McGraw-Hill Education.

Candy, C., & Novita, I. (2021). Herding Behavior of Indonesia Investor: Role of Personality Traits and Motivation Factors. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research*, 5(2). 296-303.

Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: Do individual returns herd around the market? *Financial Analysts Journal*, 51(4), 31-37.

De Bortoli, D., da Costa Jr, N., Goulart, M., & Campara, J. (2019). Personality traits and investor profile analysis: A behavioral finance study. *PloS one*, 14(3), e0214062.

Eysenck, H. J. (1987). Personality theory and the problem of criminality.

Fama, E. F. (1970). American Finance Association Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 28-30. https://doi.org/10.2307/2325486.

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of marketing research*, 382-388.

Frensidy, B. (2016). Agile and tactical in the capital market: Armed with behavioral finance. Jakarta: Salemba Empat.

Frino, A., S. Jones., A. Lepone and J. Wong, (2014). Market Behavior of Institutional Investors around Bankruptcy Announcements, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 41, No. 1, pp. 270–295.

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sinkovics, R. R. (2009). *The use of partial least squares path modeling in international marketing.* In New challenges to international marketing (pp. 277-319). Emerald Group Publishing Limited.

Hidayah, T. N., & Kustina, L. (2020). Impact of Personality Traits on the Investor Sentiment. *International Journal of Business Economics*, 2(1), 60-75.

Jamshidi, N., Ghalibaf Asl, H. (2020). Analysis on trading behavior of individual and institutional investors in Tehran Stock Exchange From the perspective of behavioral bias and factors affecting it. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 13 (46), 159-178. (In Persian).

Johnsi, S., Sunitha, K. (2019). Impact of Personality and Emotional Intelligence on Investor Behaviour. SDMIMD Journal of Management . Mar2019, Vol. 10 Issue 1, p21-29. 9p.

Kamath, A. N., & Shenoy, S. S. (2023). IMPACT OF PERSONALITY TRAITS ON INVESTMENT DECISION-MAKING: MEDIATING ROLE OF INVESTOR SENTIMENT IN INDIA. *Innovations*, 20(3), 200-211.

Khan, N., & Abid Usman, M. F. J. (2021). The Impact of Investor's Personality Traits Over Their Investment Decisions with The Mediating Role Of Financial Self Efficacy And Emotional Biases And The Moderating Role Of Need For Cognition And The Individual Mood In Pakistan Stock Exchange. *Multicultural Education*, 7 (8).766-775.

Kou, G., Olgu Akdeniz, Ö., Dinçer, H., & Yüksel, S. (2021). Fintech investments in European banks: a hybrid IT2 fuzzy multidimensional decision-making approach. *Financial innovation*, 7(1), 39.

Madaan, G., & Singh, S. (2019). An analysis of behavioral biases in investment decision-making. *International Journal of Financial Research*, 10(4), 55-67.

Michael C. Jensen. (1978). Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6, 95-101.

Muttath, B. T., & Menachery, D. A. (2016). Investor Expectations on 'Return'and 'Trust'on IPO Grading: An Empirical Analysis. *International Journal of Management*, 7(3).

Narang, Rekha., Trivedi, Ankit. (2021). IMPACT OF EMOTIONAL INTELLIGENCE ON INVESTMENT PLANNING AND DECISION MAKING. Qualitative and Quantitative Research Review, Vol 6, Issue 1, 2021, ISSN No: 2462-1978, eISSNNo: 2462-2117.

Opp, K. D. (2019). Karl-Dieter Opp Recommends "Nudge: Improving Decisions About Health, Wealth, and Happiness" by Richard H. Thaler and Cass R. Sunstein. *21st Century Economics: Economic Ideas You Should Read and Remember*, 95-96.

Qasim, M., Hussain, R., Mehboob, I., & Arshad, M. (2019). Impact of herding behavior and overconfidence bias on investors' decision-making in Pakistan. *Accounting*, 5(2), 81-90.

Raheja, S., and Dhiman, B. (2020). "How do emotional intelligence and behavioral biases of investors determine their investment decisions?", Rajagiri Management Journal, Vol. 14 No. 1, pp. 35-47. https://doi.org/10.1108/RAMJ-12-2019-0027

Raut, R. K. (2020). Past behaviour, financial literacy and investment decision-making process of individual investors. *International Journal of Emerging Markets*, 15(6), 1243-1263.

Ruggeri, K., Alí, S., Berge, M. L., Bertoldo, G., Bjørndal, L. D., Cortijos-Bernabeu, A., ... & Folke, T. (2020). Replicating patterns of prospect theory for decision under risk. *Nature human behaviour*, 4(6), 622-633.

Rzeszutek, M., Szyszka, A., & Czerwonka, M. (2015). Investors' expertise, personality traits and susceptibility to behavioral biases in the decision making process. *Contemporary Economics*, 9(3), 237-352.

Sashikala, V., & Chitramani, P. (2017). A review on emotional intelligence and investment behavior. *International Journal of Management* (IJM), 8(3), 1.

Sattar, M. A., Toseef, M., & Sattar, M. F. (2020). Behavioral finance biases in investment decision making. *International Journal of Accounting, Finance and Risk Management*, 5(2), 69.

Soroushyar, A., Ali Ahmadi, S. (2016). The Investigation of the Role of Momentum and Investors' Sentiments on the Herding Behavior in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 5 (18), 147-159. (In Persian).

Zeb, N., Iqbal, Z., Zeb, A. A., & Khan, M. M. (2020). Impact of Personality Traits on Investment Decision with Moderating Role of Financial Literacy. *Elementary Education Online*, 19 (3), 2730- 2737.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

The effect of personality factors and emotional intelligence on investors' decision making

Abdollah Saghafian[1]
Seyyed Ali Paytakhti Oskooe[2]
Aliasghar Mottaghi[3]
Younes Badavar Nahandi[4]
Nasser Feghhi Farahmand[5]

Received: 2025/March/31 Accepted: 2025/June/04

Abstract

Intoduction: Identifying the influencing factors on investment decisions plays a significant role in analyzing the behavior of investors in the capital market. The purpose of this research is to investigate the influence of personality factors and emotional intelligence in the decision making of investors.

Methology: The current research is applied research in terms of method, correlation and causality, based on the goal. The statistical population of the research included investors in the Tehran Stock Exchange. According to Cochran's formula, the number of statistical sample is 50 people among the community members and selected by simple random method. The data was collected through standard questionnaires of personality factors, emotional intelligence and investor decision-making. The validity of the questionnaire has been checked and confirmed through the content approach and its reliability using Cronbach's alpha criterion.

Findings: The findings of the research based on structural equations show that personality factors and emotional intelligence have an effect on the decision-making of investors.

Conclusion: Investors can make better financial decisions in different conditions of the stock market by knowing their personality traits.

Keywords: Personality Factors, Emotional Intelligence, Decision Making of Investors
JEL Clasification: G41, G53, G4

[1]Department of Financial Engineering, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran. a.saghafian@iau.ac.ir
[2]Department of Economics, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran (corresponding author). oskooe@iau.ac.ir
[3] Accounting Department, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran . aliasghar.mottaghi@iau.ac.ir
[4] Department of Accounting, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran. badavarnahandi@iau.ac.ir
[5] Department of Management, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran farahmand@iaut.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۳۰۳ تا ۳۲٦

بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی در ادوار تجاری ایران

نگین رحیمی[۱]
رویا آل عمران[۲]✉
حسین پناهی[۳]
حسین اصغرپور[۴]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۵

چکیده

چگونگی اثرگذاری نوسانات اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی در سیاست‌گذاری حائز اهمیت است. هدف پژوهش حاضر بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی در ادوار تجاری در کشور منتخب مورد بررسی ایران با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه طی دوره زمانی (۱۳۶۰- ۱۳۹۸) و در چارچوب مدل اقتصادسنجی با بهره‌گیری از تکنیک هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس است.

یافته‌های تجربی تحقیق نشان می‌دهد دلالت بر وجود اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی در دوران رونق و رکود اقتصادی است. به‌طوری‌که اثرات نرخ ارز در دوران رونق از رکود اقتصادی بیشتر است.

با توجه به اهمیت موضوع در سیاست‌گذاری‌ها و امکان اثرگذاری بر تولید از طریق نرخ ارز، بنابراین لازم است دولت در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی به شرایط رکود و رونق اقتصادی کشور و نظارت بیشتر بر بازار پول و کاهش سطح نوسانات و شوک‌های ارزی ناشی از سفته‌بازی به منظور افزایش ثبات و پایداری کشور را مدنظر قرار دهد.

واژه‌های کلیدی: اثرات نامتقارن، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، چرخه‌های تجاری، هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس، ایران.

طبقه بندی JEL : E23,C50,D51

۱ گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران negin.rahimi7072@iau.ac.ir
۲ گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز،ایران .(نویسنده مسئول) Roya.aleemran@iau.ac.ir
۳ گروه اقتصاد ، دانشکده علوم اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. dr.h.panahi@gmail.com
۴ گروه اقتصاد ، دانشکده علوم اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.asgharpurh@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

نرخ ارز یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی است و به‌عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورهاست. آشفتگی و نوسانات در عملکرد این متغیر، از یک طرف مبین عدم تعادل در اقتصاد و از طرفی دیگر، علت بی‌ثباتی بیشتر است (امامی و ملکی،۱۳۹۳). سیاست‌گذاری‌های ارزی متغیرهای کلان اقتصادی را متاثر می‌سازد؛ از این‌رو در بین عوامل تاثیرگذار بر اقتصاد غیرنفتی، سیاست‌های ارزی همواره جایگاه مهمی داشته است (دائی‌کریم‌زاده و همکاران،۱۳۹۳).

تکانه‌های نرخ ارز به دلیل تاثیرات نامطلوب بر عملکرد متغیرهای اقتصادی و ثبات اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند زیرا سبب ایجاد عدم قطعیت در روند قیمت‌های نسبی، رشد هزینه‌های تولید، کاهش سود، افزایش ریسک در تولید، اخلال در فرآیندهای تصمیم‌گیری و سلب توان برنامه‌ریزی وکاهش انگیزه سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد و به دلیل ارتباطات داده ستانده‌ای در فعالیت‌های اقتصادی، تولید در همه فعالیت‌های اقتصاد، هم‌جهت و یا درجات متفاوت تحت تاثیرات منفی تکانه نرخ ارز قرار می‌گیرد که مصداق شکل‌گیری چرخه‌های تجاری در اقتصاد است.

از آن‌جا که سیاست‌گذاری اقتصادی وابسته به وضعیت رونق یا رکود اقتصاد است و سیاستی که در زمان رکود (رونق) مناسب است، لزوما مناسب دوره رونق (رکود) نیست، سیاست‌گذار ناگریز است از وضعیت حال و آینده چرخه‌های تجاری آگاه باشد. طبق تعریف برنز و میچل[1]«چرخه‌های تجاری نوعی از نوسانات هستند که در سطح کلان فعالیت اقتصادی کشورها رخ می‌دهند. یک چرخه حاوی رونقی است که تقریبا همزمان در بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی رخ می‌دهد و پس از آن رکود تقریبا مشابهی در عموم فعالیت‌های اقتصادی دیده می‌شود. این ترتیب تغییرات مکرر ولی بی‌نظم است» (نظریان و همکاران،۱۳۹۶).

به‌طورکلی، در بازار کالاها شوک‌های مثبت نرخ ارز، سبب گران شدن کالاهای وارداتی و ارزان‌تر شدن کالاهای صادراتی خواهد شد و در نتیجه، افزایش تقاضا برای کالاهای داخلی را در برخواهد داشت. از سوی دیگر، با کاهش ارزش پول ملی، تقاضای نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی افزایش یافته و این امر موجب افزایش تقاضای پول نیز می‌شود. در طرف عرضه می‌توان استدلال کرد که در کشورهای در حال توسعه شوک‌های مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی)، سبب افزایش هزینه وارداتی کالاهای واسطه‌ای و در نتیجه، گران‌تر شدن واردات کالاهای واسطه‌ای (نهاده تولید) می‌شود و بدین ترتیب موجبات افزایش هزینه‌های تولید را نیز فراهم می‌آورد (سامتی و همکاران، ۱۳۸۹).

شناسایی روابط میان این دو متغیر مهم اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن از موضوعاتی است که همواره توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده و نظریه‌های مختلف و گاهی متناقص نیز ارائه شده است. با توجه به هدف مطرح

[1]A.f.Borns and W.Mitchell

شده پرسش اصلی پژوهش این است که نرخ ارز چه رابطه‌ای با تولید ناخالص‌داخلی در ادوار تجاری دارد؟ و یا این‌که، تولید ناخالص‌داخلی در برابر تکانه‌های وارده بر نرخ ارز چه عکس‌العملی را نشان می‌دهند؟

از این‌رو، این مقاله شامل پنج بخش خواهد بود که اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی در ادوار تجاری کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰- ۱۳۹۸ را مورد بررسی قرار می‌دهد. بخش اول به مقدمه اختصاص یافته است بخش دوم به مروری بر ادبیات موضوع شامل مبانی نظری تحقیق و پیشینه پژوهش می‌پردازد. در بخش سوم، مدل مورد استفاده، متغیرهای حاضر در آن و تکنیک اقتصادسنجی معرفی می‌شود. در بخش چهارم نتایج تخمین و یافته‌های تجربی صورت می‌گیرد و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مبانی نظری موضوع

نرخ ارز به‌عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی، همواره مورد توجه جامعه اقتصادی و مالی قرار داشته است. در واقع این نرخ، بیانگر شرایط اقتصادی کشور بوده و عاملی جهت مقایسه اقتصاد ملی با اقتصاد سایر ملل می‌باشد. نوسانات نرخ ارز بر رشد تولید و تقاضای کشور و برخی متغیرهای دیگر مؤثر است؛ به صورتی‌که امروزه بحث بر سر میزان مطلوب و بهینه نوسانات صورت می‌گیرد. از این‌رو، انتخاب سیاست‌های ارزی با توجه به شرایط اقتصادی، به‌گونه‌ای که منجر به استقرار سیستم مناسب نرخ ارز گردد نه می‌تواند راهی در سمت‌گیری رشد و توسعه باشد، بلکه به نوبه خود بر عوامل کلان دیگر نیز اثرگذار خواهد بود (لعل خضری و جعفری صمیمی، ۱۳۹۹). همچنین هرگونه تغییر در قیمت ارز از طریق تغییر در قیمت نسبی کالاهای داخلی در مقایسه با کالاهای خارجی سبب تغییر در قدرت رقابت‌پذیری محصولات تولید شده داخلی و افزایش یا کاهش در میزان صادرات و واردات و درآمدهای ارزی کشور می‌گردد. به‌عبارت دیگر، نرخ ارز تعیین‌کننده حجم و ترکیب مراودات بین‌المللی یک کشور است (ورتابیان کاشانی،۱۳۹۲).

اعتقاد بر این است که اگر نرخ ارز بتواند کاملاً آزاد تغییر کند، ممکن است قیمت‌ها در اقتصاد با سرعت بیشتری تغییر کنند و در ادبیات موجود نیز در اغلب موارد، نوسان گریبان‌گیر نرخ ارز بوده است. نوسان به‌عنوان بی‌ثباتی، ناپایداری یا عدم‌اطمینان تعریف شده و معیاری از ریسک محسوب می‌شود. نوسان نرخ ارز، نااطمینانی در معاملات بین‌المللی کالاها و دارایی‌های مالی را به تصویر می‌کشد. نرخ مذکور به‌عنوان پیش‌بینی آتی قیمت‌های نسبی دارایی‌ها درنظر گرفته می‌شود تا تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در عرضه و تقاضای پول ملی و خارجی را منعکس کند. بنابراین نوسان نرخ ارز، انتظارات عوامل را در مورد تغییرات در اندازه و حجم عرضه پول، نرخ‌های سود و درآمد منعکس می‌کند (آزید ، جمیل و کوثر[1]، ۲۰۰۵).

نااطمینانی نرخ ارز در شرایط عدم‌اطمینان، عرضه و تقاضای محصولات و خدمات تولید شده را در این بخش‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا بررسی اثرات آن بر تولید و قیمت محصولات و خدمات و به تبع آن، ارزش افزوده،

[1] Azid , Jamil and Kousar

حائز اهمیت بوده و می‌تواند توصیه‌های سیاستی مناسبی برای مدیریت عرضه و تقاضای محصولات را در این بخش‌ها ارائه نماید. در این راستا، نکته قابل توجه این است که نحوه میزان تأثیرگذاری نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی بر ارزش افزوده، تا حد زیادی تحت تأثیر شرایط اولیه تولید در این بخش‌ها قرار دارد و به همین دلیل می‌تواند اثرات متفاوتی از خود برجای بگذارد (بهار و مالیک[1]، ۲۰۱۰).

تغییر نرخ ارز از مسیرهای متفاوت، اثرات متضادی بر تولید باقی می‌گذارد که برآیند این اثرات، بیانگر اثر خالص تغییر نرخ ارز بر تولید است. اثر تغییر نرخ واقعی ارز بر تولید، از دو مسیر آشکار می‌شود:

الف) از مسیر میزان استفاده از ظرفیت تولیدی موجود.

ب) از مسیر میزان سرمایه‌گذاری و ایجاد ظرفیت‌های تولیدی جدید.

کاهش نرخ واقعی ارز، از طریق افزایش قیمت کالاهای صادراتی و کاهش قیمت کالاهای وارداتی، تقاضای کل اقتصاد را به سمت تقاضا برای کالاها و خدمات خارجی انتقال می‌دهد. در واقع کاهش نرخ ارز، تقاضای کالاهای تولید داخل را، چه در بازار داخلی، و چه در بازار خارجی، کاهش می‌دهد. کاهش تقاضا برای تولیدات داخلی، منجر به عدم استفاده کامل از ظرفیت تولیدی موجود خواهد شد. بنابراین تولید داخلی از مسیر کاهش نرخ واقعی ارز و باطل ماندن بخشی از ظرفیت تولید، تحت تأثیر منفی قرار گرفته و تضعیف می‌شود. روشن است که به تبع کاهش تولید، اشتغال را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد و کاهش خواهد یافت. در مقابل، افزایش نرخ ارز، موجب افزایش تقاضای تولیدات داخلی، هم در بازار داخلی و هم در بازار خارجی، و به تبع آن افزایش بهره‌برداری از ظرفیت‌های تولید موجود می‌شود و در نتیجه، بر میزان تولید و اشتغال اثر مثبت خواهد داشت (کازرونی و رستمی، ۱۳۸۶).

علاوه بر استفاده از ظرفیت تولیدی موجود، ایجاد ظرفیت‌های جدید از طریق سرمایه‌گذاری نیز یک مسیر مهم در اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تولید است؛ بنابراین سؤال مهم در این زمینه آن است که تغییر نرخ ارز چه تأثیری بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت؟ تغییرات نرخ ارز دو اثر متضاد بر بازدهی سرمایه‌گذاری (به‌طور عمومی سود تولیدکنندگان داخلی) از مسیر تغییر قیمت‌های بازار داخلی، قیمت‌های بازارهای صادراتی و قیمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی بر جای می‌گذارد. کاهش نرخ ارز از طریق کاهش قیمت کالاهای وارداتی و افزایش قیمت کالاهای صادراتی، قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی را در بازارهای داخلی و خارجی، کاهش داده و در نتیجه، اثر منفی بر میزان درآمد و بازدهی سرمایه‌گذاری در داخل بر جای می‌گذارد. در مقابل، کاهش نرخ ارز، قیمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی را به طور مستقیم کاهش داده، و با کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری، موجبات افزایش بازدهی سرمایه‌گذاری و به دنبال آن، افزایش سرمایه‌گذاری را فراهم خواهد کرد. بنابراین در مجموع، برآیند این دو اثر متضاد، اثر خالص تغییر نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری را روشن خواهد نمود. با وجود اینکه میزان تأثیر پذیری صنایع مختلف از تغییر نرخ ارز متفاوت است، اما به نظر می‌رسد که در مجموع در کوتاه‌مدت، اثر مثبت کاهش نرخ ارز بر اثر منفی آن بر سرمایه‌گذاری غالب باشد، اما در بلندمدت احتمالاً اثر منفی کاهش نرخ ارز غالب خواهد شد (یحیی آبادی و همکاران، ۱۳۹۲).

[1] Bhar, R., & Mallik, G

بنابراین در مجموع، کاهش نرخ واقعی ارز در کوتاه‌مدت، از مسیر کاهش استفاده از ظرفیت‌های موجود بر تولید اثر منفی داشته، اما از مسیر افزایش ایجاد ظرفیت‌های جدید تولید، اثر مثبتی به جا می‌گذارد. اما در بلندمدت، کاهش نرخ واقعی ارز، هم از مسیر کاهش استفاده از ظرفیت‌های موجود و هم، از طریق کاهش ایجاد ظرفیت‌های جدید تولید، موجب تضعیف تولید و اشتغال داخلی می‌شود.

کاهش قابل توجه نرخ واقعی ارز، رویدادی است که در دهه هشتاد به صورت آشکاری اتفاق افتاده است و در نتیجه آن، تولیدکنندگان داخلی قدرت رقابتی خود نسبت به رقبای خارجی را در بازارهای داخلی و خارجی از دست داده و بر اثر آن تولید ملی تضعیف شده است. از آنجا که تغییرات اشتغال، تابعی مستقیم از تغییرات تولید است، اثر تغییر نرخ ارز بر تولید، به طور مستقیم، بر اشتغال نیز به‌روز می‌یابد. در دهه اخیر به دلیل کاهش مداوم نرخ واقعی ارز، تولید و اشتغال کشور به طور مداوم تضعیف شده است (یحیی آبادی و همکاران، ۱۳۹۲).

۲-۲- پیشینه پژوهش

از اهم مطالعات صورت پذیرفته در ارتباط با موضوع پژوهش پیش‌رو، به ترتیب داخلی و خارجی می توان به موارد ذیل اشاره نمود:

۲-۲-۱- پیشینه داخلی

بررسی‌های به‌عمل آمده نشان می‌دهد مطالعات متعددی در ایران، در رابطه با اثرات نرخ ارز بر تولید انجام شده است. لیکن مطالعاتی که به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید در ادوار تجاری بپردازد، وجود ندارد. در این ارتباط با این موضوع می‌توان به مطالعات فرجی تبریزی و همکاران (۱۴۰۰)، ناظمی و همکاران (۱۳۹۹)، شقاقی و همکاران(۱۳۹۳)، فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)، کازرونی و همکاران(۱۳۹۱)، محمدپور(۱۳۹۰)، سامتی و همکاران(۱۳۸۹)، کازرونی و رستمی (۱۳۸۶) اشاره کرد.

همان‌طور که ملاحظه شد در مطالعات مذکور اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید به‌دست آمده است. وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات انجام شده در روش تخمین و قلمرو دوره زمانی و مکانی و در شرایط رکود و رونق اقتصادی می‌باشد. همان‌طور که در ابتدا ذکر شد مطالعات بسیاری به بررسی اثرات نرخ ارز بر تولید در ایران بدون توجه به عدم تقارن انجام شده است. به دلیل ارتباط موضوع با مطالعات، در جدول زیر به اختصار برخی از اهم مطالعات انجام شده اشاره شده است:

جدول ۱- مطالعات تجربی منتخب در زمینه اثرات نرخ ارز بر تولید

مورد مطالعه	دوره زمانی	تکنیک مورد استفاده	خلاصه نتایج و یافته ها
طهرانچیان و همکاران(۱۳۹۷)	۱۳۵۳-۱۳۹۴	گارچ[1] و خودرگرسیون آستانه‌ای	نوسانات نرخ ارز در مقادیر قبل آستانه، اثر خنثی و مقادیر بیش از سطح آستانه، اثر منفی بر تولید این بخش داشته است. تکانه‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز اثر منفی و معنادار بر بخش صنعت داشته و باعث کاهش تولید این بخش شده است.
مطهری و همکاران (۱۳۹۶)	۱۳۵۴-۱۳۹۴	مارکوف-سوئیچینگ	میزان نرخ ارز آستانه‌ای محاسبه شده است به‌طوری‌که وقتی نرخ ارز واقعی کمتر از این نرخ است؛ ارتباط مثبتی بین نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی وجود دارد اما پس از عبور از این آستانه و قرار گرفتن در رژیم بالای نرخ ارز واقعی، بین نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی ارتباطی منفی و معنی‌دار وجود دارد.
عزیزنژاد و کمیجانی(۱۳۹۶)	۱۳۸۰-۱۳۹۱	دن مولا[2]	نوسانات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران، بیشترین تأثیر را روی تغییرات نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت داشته است .همچنین بعد از نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت، بیشترین تغییرات نرخ تورم تولید کننده نیز توسط تغییرات نرخ حقیقی ارز توضیح داده شده است. رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور مثبت و در میان‌مدت به طور منفی از تغییرات نرخ ارز اثر می‌پذیرد. از سوی دیگر، تراز تجاری کشور نیز با وقفه‌ای کوتاه، از شوک و نوسان نرخ ارز آسیب می‌بیند.
معیری و همکاران (۱۳۹۶)	۱۳۶۸-۱۳۹۵	فیلترینگ هادریک پرسکات[3]	نتایج نشان می‌دهد که جهش پولی نرخ ارز می‌تواند عامل پیشرو در شکل‌گیری تکانه‌های تولید در اقتصاد باشند.
معیری و همکاران (۱۳۹۵)	۱۳۶۸-۱۳۹۱	روش تجربی لوکاس	به بررسی رابطه تکانه‌های اقتصادی با تکانه‌های ارزی در فاصله زمانی هر یک از چهار چرخه ارزی پرداخته شد و معلوم گردید که در هر چهار چرخه ارزی، تکانه‌های ارزی متغیر پیشرو در وقوع تکانه‌های GDP بوده‌اند.

[1] Garch
[2] Danmola
[3] Hodrick Prescotts Filter

مورد مطالعه	دوره زمانی	تکنیک مورد استفاده	خلاصه نتایج و یافته ها
الهی و همکاران(۱۳۹۵)	۱۳۶۹-۱۳۹۱	الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی	نتایج تخمین حاکی از تاثیرپذیری تورم رشد اقتصادی از نرخ ارز حقیقی، شکاف قانون قیمت‌های واحد و نرخ ارز اسمی خواهد بود. همچنین براساس شبیه‌سازی انجام شده، علاوه بر شوک‌های ساختاری، نوسان‌های ارزی باعث تغییر در مسیر تعادلی نرخ تورم و تولید می‌شوند.
توکلی و همکاران (۱۳۹۴)	۱۳۴۰-۱۳۸۸	روش سیستم معادلات شبه مرتبط و روش گارچ	نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نوسان‌های نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر تولید در کشور داشته است. در حقیقت افزایش ناگهانی نرخ ارز می‌تواند منجر به رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی و در نهایت افزایش صادرات گردد که این امر تولید در کشور را افزایش خواهد داد.
میرانی و همکاران(۱۳۹۴)	۱۳۵۰-۱۳۹۱	هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس	نتایج تخمین نشان می‌دهد که در بلندمدت، نوسانات قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز، دارای اثر منفی بر تولید ناخالص‌داخلی، و همگرا می‌باشد.
نجارزاده و همکاران (۱۳۹۴)	۱۳۵۵-۱۳۸۹	رگرسیون به ظاهر نامرتبط [1]	نوسانات پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز از طریق تاثیری که بر صادرات, واردات و تقاضا برای پول داخلی می‌گذارند اجزای تقاضای کل را تحت تاثیر قرار می‌دهند, همچنین از طریق تاثیر بر هزینه کالاهای وارد شده, واسطه‌ای و غیره, بر طرف عرضه اقتصاد موثر واقع می‌شوند. افزایش در مخارج دولت رشد تولید حقیقی و تقاضا برای مصرف و سرمایه‌گذاری را تقویت می‌کند. افزایش در نقدینگی، رشد تولید و سرمایه‌گذاری و مصرف را افزایش می‌دهد افزایش رشد قیمت نفت تورم‌زاست و علیرغم افزایش رشد مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج مطالعات انجام شده در زمینه اثرات نرخ ارز بر تولید نشان می‌دهد اثر نرخ ارز بر تولید مبهم بوده است به‌طوری‌که در مطالعات معیری و همکاران، توکلی و همکاران اثر نرخ ارز بر تولید مثبت و در مطالعه طهرانچیان و همکاران، میرانی و همکاران، مطهری و همکاران این اثر منفی بوده است.

فرجی تبریزی و همکاران (۱۴۰۰) به‌بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی ایران- رویکرد NARDL طی دوره زمانی ۱۳۷۰- ۱۳۹۸پرداخته‌اند. در کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز حقیقی منجر به افزایش تولید

[1] Sur

ناخالص‌داخلی و افزایش نرخ ارز اثرات منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص‌داخلی دارد و همچنین در بلندمدت شدت اثرگذاری شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت بیشتر بوده است این اثرگذاری مثبت و نامتقارن بوده است.

ناظمی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تولیدناخالص‌داخلی کشورهای منتخب: رویکرد PMG-NARDL پرداخته‌اند. برای این منظور از اطلاعات آماری کشوری منتخب برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۰ استفاده گردیده است. نتایج به‌دست آمده بیان‌گر این بود که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز اثرات نامتقارن و متفاوتی بر تولیدناخالص‌داخلی کشورها داشته است. نتایج نشان داد که شوک‌های مثبت نرخ ارز و افزایش در آن به کاهش در تولیدناخالص‌داخلی و نیز شوک‌های منفی و کاهش در نرخ ارز به افزایش در تولید ناخالص‌داخلی کشورها منجر شده است.

شقاقی و همکاران (۱۳۹۳) به‌بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید بخش صنعت در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۲ پرداخته‌اند. برای بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز، با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات[1]، شوک‌ها را به‌صورت شوک‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده تبدیل و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز را به شوک‌های مثبت و منفی تبدیل می‌کنیم و نهایتاً آن‌ها روی تولید ناخالص‌داخلی بخش صنعت رگرس می‌کنیم. نتایج حاکی از این است که اثرات شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی بخش صنعت متفاوت نیست.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات دلار و یورو بر تولید و قیمت در ایران: رهیافت غیرخطی مارکف- سوئیچینگ پرداخته‌اند. در این مطالعه تلاش شده است تا اثر نوسانات دلار و یورو بر تولید و قیمت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶- ۱۳۷۹ مورد بررسی قرار گیرد. براساس نتایج به‌دست آمده، اثر نوسان نرخ ارز دلار بر هر دو شاخص تولید و قیمت و صادرات غیرنفتی نامتقارن بوده است. همچنین اثر نوسان نرخ ارز یورو بر تولید متقارن بوده، اما بر شاخص قیمت اثر نامتقارن داشته است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) به مطالعه اثرات نامتقارن نوسان نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی۱۳۵۲- ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. لذا ابتدا شوک‌های مثبت و منفی نرخ واقعی ارز با روش خود توضیح‌برداری استخراج شده و سپس تاثیر این شوک‌ها با استفاده از روش مارکوف- سوئیچینگ بر رشد اقتصادی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت نرخ واقعی ارز سبب افزایش رشد تولید ناخالص‌داخلی و شوک‌های منفی منجر به کاهش رشد تولید ناخالص‌داخلی می‌شوند.

محمدپور (۱۳۹۰) در مطالعه خود به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران با استفاده از رهیافت مارکوف– سوئیچینگ پرداخته است. نتایج نشان داد که شوک‌های مثبت نرخ ارز واقعی سبب افزایش رشد تولید ناخالص‌داخلی و رشد قیمت‌ها شده و شوک‌های منفی منجر به کاهش تولید ناخالص‌داخلی و افزایش قیمت رشد قیمت‌ها می‌شود.

[1] Cointegration Vector

سامتی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی فرضیه وجود اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز بر سطح تولید و قیمت (مطالعه موردی:کشور ایران) پرداخته‌اند. برای این منظور از فیلتر هودریک- پرسکات جهت تجزیه شوک‌ها و بررسی اثر آن‌ها بر روی متغیرهای سطح محصول و سطح قیمت‌ها در دوره زمانی۱۳۵۲- ۱۳۸۶ استفاده شده است. براساس نتایج این مطالعه، فرضیه متقارن بودن اثرات شوک‌های نرخ ارز روی سطح تولید پذیرفته می‌شود؛ در حالی‌که این فرضیه برای سطح قیمت ها پذیرفته نخواهد شد.

کازرونی و رستمی (۱۳۸۶) به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران طی دوره زمانی۱۳۴۰-۱۳۸۱ با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه در مورد اثرات شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر روی تولید واقعی و قیمت به این واقعیت منتهی می‌شود که شوک‌های منفی نرخ ارز، تولید واقعی را بیشتر از شوک‌های مثبت آن تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ در حالی‌که شوک‌های مثبت نرخ ارز روی قیمت بیشتر، تأثیرگذار است.

۲-۲-۲- پیشینه خارجی

شرف و شاهین[1] (۲۰۲۲) در مطالعه خود به بازبینی تاثیر نامتقارن تغییرات نرخ ارز واقعی بر تولید داخلی: مطالعه موردی کشور مصر پرداخته‌اند. در این مطالعه داده‌ها سال‌های۱۹۶۰-۲۰۲۰ با استفاده از مدل تاخیر توزیع شده خودرگرسیون غیرخطیNARDL بررسی شده است. نتایج شواهدی از عدم تقارن بلندمدت در اثر تولید تغییرات نرخ ارز نشان می‌دهد که در آن تنها کاهش ارزش پول واقعی تاثیر انقباضی بر تولید دارد، در حالی‌که نرخ ارز هیچ تاثیری بر تولید در کوتاه‌مدت ندارد. مقام پولی مصر نمی‌تواند به کاهش ارزش پول داخلی به عنوان ابزاری برای تقویت تولید داخلی تکیه کند.

نصیر[2] (۲۰۲۱) به‌بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز واقعی بر تولید داخلی: کشورهای منتخب آسیایی پرداخته است. در این مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه۱۹۷۳-۲۰۱۸، شواهدی از عدم‌تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت در اثرات تغییرات واقعی مبادله بر تولید داخلی همه کشورها پیدا می‌کنیم و از مدل تاخیر توزیع شده اتورگرسیو غیرخطیNARDL استفاده می‌کنیم. این بدان معنا است که افزایش ارزش پول تاثیرات متفاوتی از کاهش ارزش پول بر تولید کشورها دارد. به‌طور کلی نتایج نشان می‌دهد که هم افزایش ارزش و هم کاهش ارزش پول در بیشتر موارد انقباضی هستند.

اوزاتا[3] (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی در کشور ترکیه پرداخته است. در این مطالعه از اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۹۸۰- ۲۰۱۹ براساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شد. در این مطالعه نوسانات نرخ ارز با استفاده از مدل خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی GARCH مدل‌سازی شد سپس تاثیر آن با

[1] Sharaf, M & Shahen, A
[2] Nusair, S
[3] Ozata, E

استفاده از مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعیARDL بر رشد اقتصادی بررسی شد. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که نوسانات نرخ ارز تاثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

مورینا و همکاران[1] (۲۰۲۰) به‌بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی: مورد مطالعه کشورهایCEE پرداخته‌اند. هدف این مقاله بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز موثر واقعی بر رشد اقتصادی در کشورهای اروپای مرکزی و شرقی است. علاوه بر این، از طریق سه کانال تأثیر بر رشد اقتصادی که بر اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز متفاوت است، بررسی می‌شود. این مطالعه از داده‌های سالانه چهارده کشور CEE برای دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۸ استفاده می‌کند تا ماهیت را بررسی کند و تأثیر چنین حرکاتی را بر رشد گسترش دهد. یافته‌های تجربی با استفاده از برآورد اثرات ثابت برای داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز اثر منفی معناداری بر رشد واقعی اقتصادی دارد.

ملمبو[2] (۲۰۲۰) به‌بررسی نرخ ارز و عملکرد بخش تولید در ایالات SACU پرداخته‌اند. بخش تولید یک راهی برای گسترش تجارت و منبع حیاتی نوآوری و رقابت است. این مطالعه از داده‌های پانل FMOLS و رویکردهایPMG برای دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۶ استفاده کرده است. نتایج نشان داد که نرخ ارز، واردات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه منفی با عملکرد تولید داشته و صادرات و تورم رابطه مثبتی با عملکرد تولید داشت. براساس یافته‌های این مطالعه، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران باید میزان تأثیر نرخ ارز بر روی متغیر تولید را بدانند تا بتوانند تصمیمات آگاهانه ایجاد کنند.

حسین و همکاران[3] (۲۰۱۹) به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی(GDP) کشور پاکستان با استفاده از رویکرد NARDL پرداخته‌اند. برای این منظور از اطلاعات سالانه دوره زمانی۲۰۱۴-۱۹۷۲ استفاده شد. نتایج به‌دست آمده بیانگر این بود که رابطه بلندمدتی بین نرخ ارز و تولید ناخالص‌داخلی در کشور پاکستان وجود داشته است. هم‌چنین نتایج بیانگر این است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه غیرخطی و معنی‌داری بین نرخ ارز و تولید ناخالص‌داخلی در این کشور وجود داشته است.

اوریجی و همکاران[4] (۲۰۱۹) به بررسی تأثیرات تغییر نرخ ارز (EXCH) بر تولید ناخالص‌داخلی در کشور نیجریه پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های سری‌زمانی در فاصله زمانی۱۹۸۱-۲۰۱۶ و تکنیک تخمین حداقل مربع معمولی (OLS) برای دستیابی به هدف مشخص شده استفاده شد. به‌طور مشخص، یافته‌ها نشان داد که تغییرات نرخ ارز، مخارج سرمایه‌ای دولت (GCEXP)، واردات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(FDI) ارتباط مثبتی با تولید ناخالص‌داخلی دارد.

آلاجیدد و ابراهیم[5] (۲۰۱۸) به ارزیابی تاثیر نوسانات نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی در کشور غنا پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است در حالی‌که شوک‌های نرخ ارز به میانگین خود باز می‌گردند اما انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی به کندی به سمت تعادل حرکت کرده است که این مسئله در کوتاه‌مدت باعث بازبینی مجدد انتخاب‌های

[1] Morina, F., Hysa, E., Ergun, U., Panait, M., & Catalin Voica, M
[2] Mlambo, C
[3] Hussain, I., Jawad Hussain, A. A. K., & Yahya, K
[4] Oriji et al
[5] Alagidede, P., & Ibrahim, M

مصرف و سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی شده است. سه چهارم شوک‌های نرخ ارز به صورت خودکار به‌وجود آمده‌اند و یک چهارم باقی‌مانده به عواملی هم‌چون هزینه‌های دولتی و رشد عرضه پول، رابطه مبادله و شوک‌های تولید مربوط می‌شود. نوسانات نرخ ارز موجب کاهش رشد اقتصاد شده است.

نیشی یاما[1] (۲۰۱۷) به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر تخصیص منابع تولیدی در بخش صنایع تولیدی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته است. در این مطالعه از روش داده‌های پانلی برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۱۰ استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که کاهش نرخ ارز داخلی ژاپن منجر به افزایش در بهره‌وری و تولید بخش صنایع تولیدی در ژاپن شده است.

بهمنی‌اسکویی و همکاران[2] (۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی کشور ترکیه با استفاده از روش خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده غیرخطیNARDL پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که اثرات تغییرات در ارزش واقعی موثر لیره، اثرات نامتقارنی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارد. در حقیقت در بلندمدت ارزش لیره دارای اثرات گسترده‌ای بر تولید داخلی ترکیه می‌باشد.

اوکرکه[3] (۲۰۱۷) به بررسی پویایی‌های نرخ ارز و عملکرد تولیدات صنعتی در کشور نیجریه پرداخته است. در این مطالعه براساس اطلاعات دوره زمانی۱۹۸۶-۲۰۱۶ و روش حداقل‌مربعات‌معمولی رابطه بین متغیرها بررسی شد. نتایج آزمون یوهانسون در این مطالعه نشان داد که رابطه بلندمدتی بین نوسانات نرخ ارز سودآوری تولیدات بخش صنعتی وجود دارد.

بهمنی‌اسکویی و بهمنی‌اسکویی[4] (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز بر تولید داخلی استرالیا با استفاده از روش NARDL پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در واقع اثرات تغییرات نرخ واقعی موثر دلار استرالیا در کوتاه‌مدت و همچنین در بلندمدت نامتقارن هستند. در حالی‌که در کوتاه‌مدت هر دو ارزش‌گذاری و تخفیف بر تولید داخلی استرالیا تاثیر می‌گذارند، تنها تاثیرات در طولانی‌مدت، یک نتیجه منحصر به فرد است.

گامس و تاسپینار[5] (۲۰۱۵) اثر نوسانات نرخ ارز حقیقی را بر چرخه‌های تجاری در اقتصادهای بازار نوظهور مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد نرخ ارز حقیقی از طریق هزینه‌های معین بدهی در واحدهای کالاهای خارجی، روی تولید اثر می‌گذارد. به این ترتیب نوسانات تولید هنگامی که تمام بدهی‌ها مربوط به واحدهای کالای خارجی است، به میزان ۲۲ درصد افزایش می‌یابند.

کاندیل[6] (۲۰۰۸) مهم‌ترین مطالعه‌ای که در زمینه بررسی اثرات نامتقارن نرخ واقعی مؤثر ارز بر تولید و قیمت صورت گرفته است. وی در این مطالعه با بررسی۵۰ کشور در حال توسعه برای بازه زمانی۱۹۶۰-۲۰۰۰ به این نتیجه می‌رسد که نوسانات نرخ ارز دارای اثرات نامتقارن بر تولید و قیمت داخلی در کشورهای مورد نظر می‌باشند به این معنا که شوک‌های مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) از کانال هزینه کالاهای واسطه‌ای وارداتی تولید

[1] Nishiyama, H
[2] Bahmani-Oskooee, M., & Aftab,M
[3] Okereke
[4] Bahmani-Oskooee, M. & Bahmani-Oskooee, A
[5] Gumus, I., & Taspinar, Z.T
[6] Candle

واقعی را کاهش و سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد، در حالی‌که شوک‌های منفی نرخ ارز (افزایش ارزش پول داخلی) بدون این‌که موجب کاهش تورم قیمت‌ها گردد سبب کاهش تولید واقعی گردیده است.

بررسی مطالعات خارجی نشان می‌دهد در برخی از مطالعات از جمله: شرف و شاهین (۲۰۲۲)، نصیر(۲۰۲۱)، حسین و همکاران (۲۰۱۹)، بهمنی‌اسکویی و همکاران (۲۰۱۷)، بهمنی‌اسکویی و بهمنی‌اسکویی(۲۰۱۶)، کاندیل (۲۰۰۸) اثرات افزایش و کاهش نرخ ارز بر تولید نامتقارن بوده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود مطالعات متعددی در زمینه اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید کار شده است ولی عمده این مطالعات روی اثرات افزایش و کاهش نرخ ارز روی تولید متمرکز شده است و مطالعه‌ای در زمینه اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید در ادوار تجاری کار نشده است.

۳- معرفی روش تحقیق، ساختار مدل و داده ها

در این مطالعه به منظور بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی در ادوار تجاری کشور ایران از روش یوهانسون- جوسیلیوس[1] به کمک نرم افزار اویوز[2] استفاده می‌شود.

روش انگل-گرنجر، در نمونه‌های کوچک دارای تورش بوده و بر پیش فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی استوار است. تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد.

برای برطرف کردن این اشکالات، یوهانسون-یوسیلیوس روش برآورد حداکثراستنمایی را برای آزمون همجمعی و استخراج بردارهای هم‌انباشتگی پیشنهاد می‌کنند (یوهانسون یوسیلیوس،۱۹۹۲). روش هم‌انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس معمولا زمانی مورد استفاده واقع می‌شود که همه متغیرهای مدل دارای درجه هم‌انباشتگی یکسانی باشند (محمدی و همکاران،۱۳۹۴).

قبل از برآورد الگوهای سری زمانی به منظور اجتناب از پدیده رگرسیون جعلی، لازم است تا نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. بدین منظور از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولرتعمیم‌یافته(ADF) به عنوان آزمون بسیار رایج در بررسی مانایی متغیرهای سری زمانی استفاده شد.

فرض کنیم مجموعه‌ای از g متغیر($g\geq 2$) داریم که حداکثر I(1) هستند و احتمال می‌رود هم انباشته باشند. یک سیستم VAR با k وقفه شامل متغیرهایی است که به صورت زیر باشد:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \ldots + \beta_k y_{t-k} + u_t \qquad (1)$$

$g\times 1 \quad g\times g \quad g\times 1 \quad g\times g \quad g\times 1 \quad g\times g \quad g\times 1 \quad g\times 1$

به‌منظور استفاده از آزمون یوهانسون، لازم است که سیستم VAR فوق به شکل مدل تصحیح خطای برداری(VECM) زیر درآید:

[1] Johansen-Juselius
[2] Eviews10

در این روش پس از مشخص شدن وقفه بهینه الگوی تصحیح خطای برداری(VECM)، با استفاده از دو آمارهλ اثر وλ حداکثر مقادیر ویژه پیرامون وجود روابط بلندمدت و تعداد بردارهای هم انباشتگی قابل استخراج قضاوت می شود:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (۲)$$

که در آن:

$$\Pi = (\sum_{i=1}^{k} \beta_i) - I_g \quad (۳)$$

$$\Gamma_i = (\sum_{j=1}^{I} \beta) - I_g \quad (۴)$$

VAR شامل g متغیر اولین تفاضل در سمت چپ و$k-1$ وقفه از تفاضلات متغیر وابسته در سمت راست که به هر کدام ماتریسΓ ضمیمه شده است. در واقع آزمون یوهانسون می‌تواند از طول وقفه‌ی به کار رفته در VECM تاثیر بپذیرد. بنابراین، تعیین طول وقفه‌ی بهینه در این حالت امری ضروری است.

آزمون یوهانسون، روی بررسی ماتریس Π تمرکز یافته است. Π می‌تواند به عنوان ماتریس ضرایب بلندمدت تعبیر شود، زیرا در حالت تعادل، تمام Δy_{t-i} برابر صفر خواهند بود و با قرار دادن ارزش مورد انتظار جملات خطای $\hat{u}_t$ (یعنی صفر) در معادله، نتیجه می‌دهد$\Pi y_{t-k} = 0$. آزمون هم‌انباشتگی بین‌yها، با بررسی رتبه‌ی ماتریسΠ در مقابل مقادیر ویژه‌ی آن محاسبه می‌شود. رتبه‌ی یک ماتریس برابر تعداد ریشه‌های غیرصفر معادله‌ی مشخصه (مقادیر ویژه) آن است. مقادیر ویژه که با λ_i نشان داده می‌شوند ریشه‌های معادله‌ی مشخصه هستند و به ترتیب $\lambda_1 > \lambda_2 > \ldots > \lambda_g$ چیده می‌شوند. مقدار ویژه‌ی λ_1 بزرگ‌ترین (یعنی نزدیک به یک) و λ_g کوچک‌ترین (یعنی نزدیک به صفر) است. اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، رتبه‌ی ماتریسΠ به‌طور معناداری از صفر فاصله نخواهند داشت (بنابراین برای هرi، $\lambda_i = 0$). آماره‌ی آزمون، λ_i نیست بلکه $\ln(1-\lambda_i)$ است ولی باز هم نتایج یکسان خواهد بود زیرا اگر$\lambda_i = 0$ باشد، $\ln(1-\lambda_i) = 0$ خواهد بود. حال فرض کنید رتبه‌یΠ برابر یک باشد، آن‌گاه مقدار $\ln(1-\lambda_i)$ منفی خواهد بود و برای هر $i>1$ $\ln(1-\lambda_i) = 0$ می‌شود.

اگر مقدار ویژه‌ی i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i>1$,$\ln(1-\lambda_i) < 0$ می‌شود. یعنی برای این که ماتریسΠ رتبه‌ی یک داشته باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به‌صورت معناداری از صفر فاصله داشته باشد، در حالی‌که سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به‌صورت معناداری از صفر اختلاف داشته باشند.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{g} \ln(1 - \lambda_i) \quad (۵)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (۶)$$

که r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تحت فرضیه‌ی صفر و λ_i مقدار برآورد شده‌ی i امین مقدار ویژه (مرتب شده) از ماتریسΠ است. در واقع هر چه λ_i بزرگ‌تر باشد، $\ln(1-\lambda_i)$ منفی‌تر و بنابراین آماره‌ی آزمون منفی‌تر خواهد شد. هر مقدار ویژه به یک بردار هم‌انباشتگی منتسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به‌صورت معناداری از صفر اختلاف دارد، بیان‌گر یک بردار هم‌انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه‌ی صفر بیان‌گر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه‌ی مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. این آزمون با p مقدار ویژه شروع می‌کند و سپس پی‌درپی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود.

وقتی برای تمام $\lambda_i = 0 , i=1,2,\ldots,g$ باشد، داریم $\lambda_{trace}=0$

λ_{max} آزمون جداگانه‌ای برای هر مقدار ویژه انجام می‌دهد. فرضیه‌ی صفر این آزمون برابری تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با r است و فرضیه‌ی مقابل این است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی r+1 است.

یوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۰) برای دو آزمون مذکور، مقادیر بحرانی محاسبه نموده‌اند. توزیع آماره‌ی آزمون غیراستاندارد است و مقادیر بحرانی، به مقدار g-r، تعداد اجزای غیرپایا و این‌که آیا در هر یک از معادلات جمله‌ی ثابت وجود دارد یا نه، بستگی دارد. عرض از مبداها می‌توانند در بردارهای هم‌انباشتگی حضور داشته باشند و یا به‌عنوان جمله‌ی اضافی در VAR لحاظ گردند. وجود جمله‌ی ثابت در VAR، معادل وجود یک روند در فرآیند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است.

اگر آماره‌ی آزمون از مقادیر بحرانی جداول یوهانسون بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود r بردار هم‌انباشتگی را به نفع فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود r+1 بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{trace}) یا بیشتر از r بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{max})، رد می‌کنیم. تحت فرضیه‌ی صفر، آزمون به‌صورت پی‌درپی برای r=0,1,…, g-1 انجام می‌شود به‌طوری که برای λ_{max} داریم:

$H_0: r=0 \quad H_1: 0<r\leq g$ (۷)

$H_0: r=1 \quad H_1: 1<r\leq g$ (۸)

$H_0: r=2 \quad H_1: 2<r\leq g$ ۹)

. .
. .

$H_0: r=g-1 \quad H_1: r=g$ (۱۰)

در اولین مرحله‌ی آزمون، فرضیه‌ی صفر بیان‌گر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است (به این معنی که رتبه‌ی ماتریس Π صفر است). اگر این فرضیه صفر رد نشود، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌گونه بردار هم‌انباشتگی نداریم و آزمون به اتمام می‌رسد، در حالی‌که اگر فرضیه‌ی صفر $H_0:r=0$ رد شود، فرضیه‌ی صفر جدید $H_0: r=1$ در برابر فرضیه مقابل مبنی بر وجود تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی خواهد شد و به‌همین ترتیب ادامه خواهد یافت تا این‌که فرضیه‌ی صفر رد نگردد. بنابراین، مقدار r به‌صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی‌که فرضیه‌ی صفر دیگر رد نشود (افلاطونی و نیکبخت،۱۳۸۹).

با توجه به نظریات و تئوری‌های موجود اقتصادی و مطالعات انجام شده نظیر ناظمی و همکاران (۱۳۹۹) و بهمنی‌اسکویی و همکاران (۱۳۹۶)، الگوی اقتصادسنجی تحقیق به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 I/GDP_t + \beta_2 LEX_t + \beta_3 DULEX_t + \beta_4 Open_t + \beta_5 X_t + U_t \quad (۱۱)$$

که در آن:

$LGDP_t$ متغیر وابسته مدل بوده و بیانگر لگاریتم تولید ناخالص‌داخلی سرانه می‌باشد. متغیرهای مستقل مدل نیز عبارتند از: I/GDP_t نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص‌داخلی به تولید ناخالص‌داخلی در زمانt، LEX_t لگاریتم نرخ ارز اسمی بازار آزاد در زمانt، $Open_t$ درجه باز بودن اقتصاد (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص‌داخلی) در زمانt، X_t متغیر کنترل (نرخ تورم) و U_t جملات پسماند مدل. DU نیز متغیر مجازی مربوط به ادوار تجاری است. برای برآورد الگوی معرفی شده تحقیق، داده‌ها برای کشور ایران طی سال‌های۱۳۶۰-۱۳۹۸جمع‌آوری شده است. ماخذ داده های آماری بانک مرکزی ایران می‌باشد.

برای استخراج متغیر مجازی از فیلتر هودریک- پرسکات استفاده شده است. به‌طور تکنیکی، فیلتر هودریک-پرسکات یک فیلتر خطی دو طرفه است که مسیری هموار شده از حداقل کردن واریانس سری زمانی y_t نسبت به مجذورات جمع شده به دست می‌آورد. فیلتر هودریک-پرسکات ابتدا در سال۱۹۸۰ برای تجزیه و تحلیل ادوار تجاری توسط دو نفر مطرح شد. و به‌تدریج دامنه استفاده آن به منظور مقایسه ادوار تجاری میان کشورها گسترش یافت.

رابطه ۱۱، بدین صورت که در سال‌هایی که اجزای سیکلly مثبت بوده است، متغیر مجازی معادل یک اختیار کرده و برای سال‌هایی که اجزای سیکل ly منفی بوده است معادل صفر در نظر گرفته شده است. مقادیر این متغیرهای مجازی به شرح زیر است:

$$D_1 = \begin{cases} \text{رونق اقتصادی=}۱ \\ \text{رکود اقتصادی=}۰ \end{cases}$$

براساس مدل اقتصادسنجی۱۱ چنان‌چه ضرایب متغیر تقاطعی نرخ ارز و متغیر مجازی معنی‌دار باشد، در این صورت براساس اندازه و تفاوت ضرایب متغیرهای یاد شده می‌توان در مورد عدم‌تقارن اثرات نرخ ارز بر تولید در رکود و رونق اظهارنظر کرد. لیکن در مدل۱۱ براساس معنی‌داری ضریب متغیر تقاطعی D*LEX می‌توان در مورد متقارن یا نامتقارن بودن اثرات نرخ ارز در ادوار تجاری اظهارنظر کرد. به‌طوری‌که اگر این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار باشد اثرات نرخ ارز نامتقارن بوده و چنان‌چه این ضریب بی‌معنی باشد در این صورت نتیجه می‌گیریم اثرات نرخ ارز بر تولید در ادوار تجاری متقارن است. ضریب D*LEX شدت اختلاف اثر نرخ ارز بر تولید در ادوار تجاری محسوب می‌شود.

۴ – یافته های تجربی و تفسیر نتایج

۴-۱- بررسی پایایی متغیرها

با توجه به، به‌کارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این گونه داده‌ها رعایت شود، مقوله‌ی پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است تا معادله برآوردی رگرسیون کاذب (ساختگی) نباشد.

از این‌رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه‌ی واحد از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) استفاده شده است. برای این منظور از آزمون ریشه واحد استفاده شده و نتیجه در جدول۲ گزارش شده است.

جدول ۲- بررسی پایایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	آمار ADF (در سطح)	P-VALUE	آماره ADF (با یک مرتبه تفاضل گیری)	P-VALUE	درجه هم انباشتگی
LEX	۰.۰۶۹۷۲۲	۰.۹۵۹۱	- ۴.۷۷۹۴۵۳	۰.۰۰۰۴	I(1)
LOP	-۰.۶۹۱۴۷۶	۰.۸۳۶۹	۴.۹۰۸۳۵۹	۰.۰۰۰۰	I(1)
LI	-۱.۳۵۴۱۶۲	۰.۵۹۴۲	-۶.۱۷۷۳۱۳	۰.۰۰۰۰	I(1)
LY	-۱.۳۲۷۸۷۷	۰.۶۰۶۶	-۴.۷۰۲۱۳۹	۰.۰۰۰۰	I(1)

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

آن‌چه در جدول بالا گزارش شده نتایج آزمون‌های مانایی دیکی فولر تعمیم یافته است که نشان می‌دهد تمام متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا بوده و شرایط آزمون همجمعی یوهانسون- جوسیلیوس را دارا هستند.

۲-۴- آزمون هم‌انباشتگی و برآورد روابط بلندمدت

در این مرحله با استفاده از آماره آزمون ماتریس اثر[2] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[3] به بررسی وجود یا عدم وجود بردار یا بردارهای هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو پرداخته می‌شود. آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود r بردار هم‌انباشته را در برابر وجود r+۱ بردار هم‌انباشته کننده مورد آزمون قرار می‌دهد. r بردار هم‌انباشته‌کننده زمانی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن بزرگ‌تر باشد. آزمون اثر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشته را در مقابل وجود بیشتر از r بردار هم‌انباشته آزمون می‌نماید.

در ادامه به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز روی تولید از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس با استفاده از متغیر مجازی استفاده شده است. ابتدا آزمون‌های هم‌انباشتگی با استفاده از حداکثر مقادیر ویژه، آزمون ماتریس اثر انجام شده و نتایج به شرح جدول ذیل گزارش شده است.

[1] Augmented Dicky-Fuller Test
[2] Trace Matrix
[3] Maximum Eigen Value

جدول ۳- نتایج آزمون هم انباشتگی بین متغیرهای مدل با استفاده از متغیرهای مجازی

آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max})				آزمون ماتریس اثر (λ_{Trace})			
مقدار بحرانی آماره در ۵٪	مقدار آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر	مقدار بحرانی آماره در ۵٪	مقدار آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۳۴.۸۰۵	۲۷.۱۴۲	r =0	r =0	۷۶.۹۷	*۸۳.۸۹	r>0	r = 0
۲۸.۵۸۸	۲۴.۴۹۹	r =1	r <1	۵۴.۰۷	*۵۶.۷۵	r>1	r<1
۲۲.۲۹۹	۱۷.۵۰۳	r =2	r <2	۳۵.۱۹	۳۲.۲۵	r>2	r<2
۱۵.۸۹۲	۹.۶۸۱	r =3	r <3	۲۰.۲۶	۱۴.۷۴	r>3	r<3
۹.۱۶۴	۵.۰۶۶	r =4	r <4	۹.۱۶	۵.۰۶	r>4	r<4

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج جدول۳ نشان می‌دهد با استفاده از معیار آزمون حداکثر مقادیر ویژه دلالت بر صفر بردار هم‌انباشتگی و براساس آزمون اثر دلالت بر وجود دو بردار هم‌انباشتگی در بین متغیرهای مدل دارد. با توجه به نتایج آزمون اثر می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را به دست آورد. رابطه بلندمدت در جدول۳ ارایه شده است:

جدول ۴- نتایج رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از متغیرهای مجازی

نام متغیر	ضرایب	t
عرض از مبدا	۱۲.۱۶	۸۱
LI	۰.۲۰	۱.۶
LOP	۰.۲۸	۴.۱۴
LEX	۰.۱۹	۹.۵
DULEX	۰.۱۸	۴.۷۵

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

بر طبق یافته‌ها، ضرایب بردار تخمین‌زده شده نشان می‌دهد که ضریب سرمایه‌گذاری در مدل مثبت بوده و معادل ۰.۲۰ است. با توجه به ضریب به‌دست آمده، می‌توان استدلال کرد که در اثر افزایش ۱۰ درصد سرمایه‌گذاری، تولید در حدود ۲ درصد افزایش می‌یابد. درجه باز بودن اقتصاد نیز از یک علامت مثبت و معنی‌دار بر تولید برخوردار است. ضریب متغیر درجه باز بودن اقتصاد نشان می‌دهد ۱۰ درصد افزایش در درجه باز بودن اقتصاد، تولید را در حدود ۲.۸ درصد افزایش می‌دهد. افزایش در درجه باز بودن اقتصاد که می‌تواند ناشی از افزایش در میزان صادرات و واردات باشد. با ملاحظه ضریب نرخ ارز در مدل فوق می‌توان ملاحظه کرد که نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید داشته است. می‌توان استدلال کرد که با افزایش ۱۰ درصدی در نرخ ارز، تولید به اندازه ۱.۹ درصد افزایش خواهد داد که این نتیجه‌گیری مطابق انتظار تئوریک است. ضریب نرخ ارز بر تولید در سیکل‌های تجاری مثبت و

معنی‌دار حدود ۰.۱۸ است. این بدان معنی است که شدت اثرگذاری نرخ ارز بر تولید در دوره رونق به‌طور معنی‌دار بیشتر از شدت اثرگذاری نرخ ارز بر تولید در دوره رکود است. به‌عبارت دیگر اختلاف واکنش تولید به نرخ ارز در دوران رونق به اندازه ۰.۱۸ بیشتر از دوران رکود است. بنابراین در دوران رونق با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) تولید ناخالص‌داخلی به‌طور معنی‌دار بیشتر تحت تاثیر قرار می‌گیرد.

جدول ۵- نتایج آزمون هم انباشتگی بین متغیرهای مدل با لحاظ تورم

آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max})				آزمون ماتریس اثر (λ_{Trace})			
مقدار بحرانی آماره در ۵٪	مقدار آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر	مقدار بحرانی آماره در ۵٪	مقدار آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۴۰.۹۵	*۵۲.۲۳	r =0	r =0	۱۰۳.۸۴	*۱۲۹.۷۱	r>0	r = 0
۳۴.۸۰	۲۹.۲۶	r =1	r <1	۷۶.۹۷	*۷۷.۴۷	r>1	r<1
۲۸.۵۸	۲۳.۵۵	r =2	r <2	۵۴.۰۷	۴۸.۲۱	r>2	r<2
۲۲.۲۹	۱۳.۳۱	r =3	r <3	۳۵.۱۹	۲۴.۶۶	r>3	r<3
۱۵.۸۹	۶.۳۲	r =4	r <4	۲۰.۲۶	۱۱.۳۴	r>4	r<4
۹.۱۶	۵.۰۲	r =5	r <5	۹.۱۶	۵.۰۲	r>5	r<5

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول۵ می‌توان دریافت که براساس نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل با استفاده از معیار آزمون حداکثر مقادیر ویژه دلالت بر وجود یک بردار و براساس آزمون اثر دلالت بر وجود دو بردار هم‌انباشتگی در بین متغیرهای مدل دارد. از این‌رو، می‌توان استدلال کرد که حداقل یک بردار هم‌انباشتگی نرمال شده در بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول ۶- نتایج رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با لحاظ تورم

نام متغیر	ضرایب	t
عرض از مبدا	۱۱.۷۹	۸۲
LI	۰.۸۰	۱۱
LOP	۰.۲۰	۹
LEX	۰.۳۷	۲.۳
DULEX	۰.۰۳	۱۰.۲۲
LCPI	-۰.۱۰	۱۱.۵

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج به‌دست آمده با لحاظ تورم همانند نتایج قبلی است. به‌عبارتی، نتایج دلالت بر این دارد که ضرایب متغیرها به لحاظ آماری معنی‌دار و علامت ضرایب مورد انتظار بوده است. با توجه به ضریب متغیر سرمایه‌گذاری مثبت و معادل ۰.۸۰ بوده است و این بیانگر آن است در صورت افزایش ۱۰ درصدی در سرمایه‌گذاری، تولید به اندازه ۸ درصد افزایش می‌یابد. نتایج حاصل بر ضریب تخمین زده شده برای درجه باز بودن اقتصاد نیز دلالت بر تاثیر مثبت و معنی‌دار آن بر تولید است، چنان‌چه به ازای افزایش ۱۰ درصدی درجه باز بودن اقتصاد، مشاهده می‌شود که تولید در حدود ۲ درصد افزایش می‌یابد. از آن‌جایی که طبق تعریف، درجه باز بودن اقتصاد از نسبت مجموع صادرات و واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی می‌تواند منجر به افزایش در تولید شود. با ملاحظه ضریب نرخ ارز در مدل فوق می‌توان ملاحظه کرد که نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید داشته است. می‌توان استدلال کرد که با افزایش ۱۰ درصدی در نرخ ارز، تولید به اندازه ۳.۷ درصد افزایش خواهد داد. ضریب نرخ ارز بر تولید در سیکل‌های تجاری مثبت و معنی‌دار حدود ۰.۰۳ است. یعنی در دوره رونق نرخ ارز به اندازه ۰.۰۳ بیشتر از دوره رکود است.

همچنین ضریب شاخص قیمت مصرف‌کننده در مدل فوق نشان‌گر تاثیر منفی و معنی‌دار قیمت مصرف‌کننده بر تولید هست. با توجه به ضریب به‌دست آمده، می‌توان استدلال کرد که افزایش ۱۰ درصدی در شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید را در حدود ۱ درصد کاهش خواهد داد.

۵- نتیجه‌گیری

تغییرات نرخ ارز نقش مهمی در دوره‌های رونق و رکود اقتصاد ایفا نماید. انرژی‌بر بودن شدید و وابستگی نهاده‌های بخش تولید کشور به واردات کالاهای واسطه‌ای و اساسی خود دلیل دیگری است که نقش نرخ ارز در تعیین هزینه تولید و افت‌وخیز آن را نشان می‌دهد. در این مطالعه اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید در ادوار تجاری در کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۸ با تکنیک هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق دلالت بر وجود اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی در دوران رونق و رکود اقتصادی است. به‌طوری‌که اثرات نرخ ارز در دوران رونق از رکود بیشتر است.

اثرات شوک‌های ارزی مثبت و منفی نرخ ارز بر تولید ناخالص‌داخلی، نامتقارن بوده است؛ به‌طوری‌که در شرایط رکود و پایین بودن سطح قیمت‌ها، کاهش ارزش پول ملی می‌تواند با افزایش اندک سطح قیمت‌ها، اثرات مثبت قابل ملاحظه‌ای بر تولید حقیقی داشته باشد، اما به مرور زمان که سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد و یا رونق اقتصادی آغاز می‌شود، کاهش ارزش پول ملّی تنها اثرات ناچیزی بر تولید حقیقی خواهد داشت و تنزل ارزش پول داخلی بدون اثرگذاری قابل ملاحظه در تولید، موجب افزایش قابل ملاحظه سطح قیمت‌ها در اقتصاد خواهد شد.

در این شرایط، شوک مثبت ارزی در خلا تبعیت دولت از یک نظام قاعده‌مند در ذخیره آن، منجر به افزایش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و در حاشیه رانده شدن درآمدهای مالیاتی می‌شود. افزون بر این گرچه شوک مثبت ارزی در کوتاه‌مدت باعث افزایش قیمت نهاده‌های تولید و در مجموع هزینه‌های تولید می‌گردد و اثر منفی بر حجم تولید برجای خواهد گذاشت، اما در بلندمدت شوک مثبت ارزی در سایه نهادسازی مناسب اقتصادی،

باعث افزایش رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در مواجه با کالاهای مشابه خارجی شده و با تقویت تولید ملی، صادرات غیرنفتی کشور از رشد چشمگیری بهره‌مند خواهد شد.

۱-۵- پیشنهادات

- تحقق هرچه سریع‌تر سیاست‌های اقتصاد مقاومتی و کاهش سطح اثرپذیری نظام اقتصاد کشور از شوک‌های خارجی.
- نظارت بیشتر بر بازار پول و کاهش سطح نوسانات و شوک‌های ارزی ناشی از سفته‌بازی به منظور افزایش ثبات و پایداری نظام پولی ــ ارزی کشور.
- تقویت بازار سرمایه توامان با توسعه و گسترش فرهنگ سرمایه‌گذاری در این بازار به منظور هدایت نقدینگی سرگردان از بازار ارز به بازارهای مولد جهت کنترل شوک‌های ارزی.
- توصیه سیاستی مهم این است که سیاست‌گذاران اقتصادی کشور، به‌ویژه مسئولین بانک مرکزی برای اعمال شوک‌های تقاضا (سیاست‌های ارزی) باید مسئله غیرخطی بودن اثرات تغییر ارزش پول ملی را در نظر بگیرند و برای افزایش کارایی سیاست‌های ارزی شرایط اولیه اقتصادی کشور را به عنوان یک پارامتر مهم مدنظر قرار دهند.

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

فهرست منابع

افلاطونی، عباس و لیلی نکبخت (۱۳۸۹)، کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی، چاپ اول، تهران: انتشارات ترمه.

الهی، ناصر، فرزین‌وش، اسدالله، کیاالحسینی، سیدضیاء، خطیبی، مانوش و مهدی صارم (۱۳۹۵). نقش شوک های ساختاری و نوسان های ارزی بر پویایی متغیرهای کلان اقتصادی. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. دوره۵. شماره۱۸. ص۱۹۷-۲۱۹.

امامی، کریم و الهه ملکی (۱۳۹۳)، بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر اشتغال در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی. دوره۸، شماره ۲۶، ص۹۵-۱۱۲.

توکلی، اکبر، فیروزه، نگین و فرزاد کریمی (۱۳۹۴)، تاثیر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی و نرخ تورم ایران:۱۳۸۸-۱۳۴۰. دوفصلنامه علمی- تخصصی اقتصاد و توسعه و برنامه ریزی. سال چهارم. شماره اول. ص۱-۱۹.

دائی‌کریم‌زاده، سعید، امام‌وردی، قدرت‌الله و شایسته افسانه (۱۳۹۳). بررسی تاثیر نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران. فصلنامه اقتصاد مالی. دوره ۸، شماره۲۹. ص۱۵۱-۱۶۸.

سامتی، مرتضی، خانزادی، آزاد و مهدی یزدانی (۱۳۸۹)، بررسی فرضیه وجود اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز بر سطح تولید و قیمت (مطالعه موردی:کشور ایران). فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی. شماره۴، ص ۳۵-۵۸.

شقاقی، وحید، چهره گشا، مینا و نرگس ناظری (۱۳۹۳). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید بخش صنعت در ایران۱۳۵۲-۱۳۸۵. اولین کنفرانس ملی تحقیق و توسعه در هزاره سوم.

طهرانچیان، امیر منصور، راسخی، سعید و یلدا مصطفی پور (۱۳۹۷). اثرات آستانه ای نوسانات نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش های اقتصاد ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. شماره۲۸. دوره۷. ص۶۱-۸۵.

عزیزنژاد، صمد و اکبر کمیجانی(۱۳۹۶). تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). دوره ۱۷. شماره۱. ص۱۲۱-۱۴۳.

فرجی‌تبریزی، ارشیا، هژبرکیانی، کامبیز، معمارنژاد، عباس و فرهاد غفاری (۱۴۰۰)، بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی ایران : رویکرد NARDL. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۱۲، شماره ۴۸، شماره پیاپی۴۸.

فلاحی، فیروز، محمدزاده، پرویز، رضازاده، علی، محمدپور، سیاوش و محمدحسین شررخواه (۱۳۹۱)، بررسی اثرات نامتقارن نوسانات دلار و یورو بر تولید و قیمت در ایران: رهیافت غیرخطی مارکوف سوییچینگ. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی) ، دوره ۱۲، شماره ۲۶، ص ۱۱۷-۱۳۰.

کازرونی، علیرضا، اصغرپور، حسین، محمدپور، سیاوش و صابر بهاری (۱۳۹۱)، اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف- سوئیچینگ. مجله اقتصادی- دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، دوره۷، شماره۸، ص۵-۲۶.

کازرونی، علیرضا و نسرین رستمی (۱۳۸۶)، اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران دوره ۱۳۸۱-۱۳۴۰. پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۵، ص۱۷۷-۱۹۶.

لعل‌خضری، حمید و احمد جعفری‌صمیمی (۱۳۹۹)، تاثیر نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز بر توزیع درآمد در ایران: رویکردNARDL. فصلنامه اقتصاد مالی. سال چهاردهم. شماره۵۳. ص۴۵-۶۳.

محمدی، مسعود، پورصفر، زینب و عباس آزادی (۱۳۹۴). اندازه گیری رشد بهره وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی و ارزیابی نقش آن بر رشد ارزش افزوده و صادرات این بخش با استفاده از تکنیک هم انباشتگی یوهانسون. فصلنامه اقتصاد کاربردی. سال پنجم. ص۵۷-۶۷.

محمدپور،، سعید (۱۳۹۰). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز. دانشکده علوم انسانی و اجتماعی. گروه اقتصاد.

مطهری، محب‌اله، لطفعلی‌پور، محمدرضا و محمدطاهر احمدی‌شادمهری (۱۳۹۶)، اثرات نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی در ایران: یافته‌های جدید با رویکرد غیرخطی. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره۴، شماره۴، شماره پیاپی۱۵، ص۱۷۵-۱۹۸.

معیری، فرزاد، زاینده‌رودی، محسن، اسفندآبادی، سیدعبدالمجید و حسین مهرآبی‌بشرآبادی (۱۳۹۵)، بررسی تاثیر جهش پولی نرخ ارز بر وقوع چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاد از روش تجربی لوکاس. فصلنامه مدیریت صنعتی دانشگاه علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، دوره۱۱، شماره۳۷.

معیری، فرزاد، زاینده‌رودی، محسن، جلایی‌اسفندآبادی، سیدعبدالمجید و حسین مهرابی‌بشرآبادی (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر جهش پولی نرخ ارز بر وقوع چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران (با استفاده از روش تجربی لوکاس و مدل رگرسیون خودتوضیح برداری). فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی. دوره۲، شماره۳، ص۹-۳۱.

میرانی، نینا، برادران خانیان، زینب و محمدرضا سلمانی بیشک (۱۳۹۴). تحلیل تجربی نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز بر رشد اقتصادی در ایران. نشریه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران. سال سوم. شماره۱. پیاپی۶.

ناظمی، بهروز، شریفی‌رنانی، حسین و سعید دائی‌کریم‌زاده (۱۳۹۹)، بررسی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تولیدناخالص‌داخلی کشورهای منتخب: رویکرد NARDL-PMG. دو فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، دوره۷، شماره۱، ص۲۳۳-۲۵۶.

نجارزاده، رضا، عاقلی، لطفعلی، شهرزاد سادات آل‌داوود (۱۳۹۴)، تاثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید، قیمت، مصرف و سرمایه‌گذاری در ایران. کنفرانس بین‌المللی اقتصاد، مدیریت و فرهنگ ایرانی اسلامی، دوره۲.

نظریان، رافیک، محرابیان، آزاده و برژانگ مرادی (۱۳۹۶). بررسی اثر چرخه‌های اقتصادی بر عملکرد بانک‌ها در ایران مطالعه موردی بانک ملی ایران۱۳۶۸-۱۳۹۳. فصلنامه اقتصاد مالی. سال یازدهم. شماره۴۰. ص۱۱۷-۱۳۸.

ورتابیان‌کاشانی، هادی (۱۳۹۲). تحلیل منشأ نوسانات نرخ ارز طی سال‌های۱۳۸۹-۱۳۹۱. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال اول، شماره ۴، ص۱۳۱-۱۵۴.

یحیی‌آبادی، ابوالفضل، صمدی، سعید و مصطفی جهانتیغ‌الهی (۱۳۹۲)، تحلیل تغییرپذیری قیمت نفت، نرخ ارز و تحریم اقتصادی روی رشد اقتصادی. همایش الکترونیکی ملی چشم انداز اقتصادی ایران.

Alagidede, P., Ibrahim, M. (2018). On the causes and Effects of Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Evidence from Ghana, *Journal of African Business*, Vol.18, pp. 169-193.

Azid ,T. Jamil, M., Kousar,A. (2005). Impact of Exchange rate Volatility on Growth and Economic Performance: A Case Study of Pakistan, 1973-2003. *The Pakistan Development Review*, vol. 44, issue 4, 749-775.

Bhar, R., Mallik, G. (2010). Inflation Uncertainty and Output Growth in the USA, 389: 5503-10.

Bahmani-Oskooee, M., Bahmani-Oskooee, A. (2016). Asymmetry effects of exchange rate changes on domestic production: evidence from nonlinear ARDL approach. *Australian Economic Papers*, doi: 10.1111/1467-8454.12073. Bahmani-Oskooee, M., Aftab,M. (2017). On the asymmetric effects of exchange rate volatility on trade flows:new evidence from US-Malaysia trade at industry level, *Econ Model*, Vol 63, pp 86-103.

Gumus, I., Taspinar, Z.T.(2015). Real exchange volatility and business cycles in emerging market economies, *economics Letters*, No. 134.

Hussain, I., Jawad Hussain, A. A. K., & Yahya, K. (2019). An analysis of the asymmetric impact of exchange rate changes on G.D.P. in Pakistan: application of non-linear A.R.D.L, *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, Vol.32, No. 1, pp.3100-3117.

Johansen, S., Juselius. K. (1992). Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53. 211-244.

Kandil, M. (2008), The Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations on Output and Prices: Evidence from Developing Countries, *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol.17, No.2.

Mlambo, C. (2020). Exchange rate and manufacturing sector performance in SACU states. *Business & Management*,7:1787735. https://doi.org/10.1080/23311975.2020.1787735.

Morina, F., Hysa, E., Ergun, U., Panait, M., & Catalin Voice, M. (2020). The Effect of Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Case of the CEE Countries. *J. Risk Financial Manag*. *13*(8), 177; https://doi.org/10.3390/jrfm13080177.

Nishiyama, H. (2017). The effect of exchange rate fluctuation on intra-industry reallocation in a firm heterogeneity model with trade and foreign direct investment, *The Quarerly Review of Economics and Finance*, Elsevier,Vol.64(c), pp.32-43.

Nusair, S. (2021). The Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on Output: Evidence from Asian Countries. *The International Trade Journal.*

Oriji, A., Ogbuabor, J. E., Okeke, C., & Oriji, O. A. (2019). Another side of the coin: exchange rate movements and the manufacturing sector in Nigeria. *Journals.sagepub*. /doi/abs/10.1177/0974930618811499.

Okereke J, U. (2017). Foreign Exchange Rate Dynamics And Manufacturing Firms: Performance In Nigeria. *International Journal of Humanities and Social Science Invention*. Vol 6. Issue9. pp 9-14.

Ozata, E.(2020). The Effect of Exchange Rate Volatility on Economic Gowth in Turkey, *Journal of Business, Economics & Financ.*

Sharaf, M., Shahen, A. (2022). Asymmetric Impact of Real Effective Exchange Rate Changes on Domestic Output Revisited: Evidence from Egypt. *Faculty of arts, Department of Economics.* No.2022-06.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Investigating the asymmetric effects of exchange rate on gross domestic product in business periods of Iran

Negin Rahimi[1]
Roya Aleemran[2]
Hossein Panahi[3]
Hossein Asgharpour[4]

Received: 2025/March/31 Accepted: 2025/June/04

Abstract

How economic fluctuations affect macroeconomic variables is important in policy making. The purpose of the current research is to investigate the asymmetric effects of exchange rate on gross domestic production in business cycles in the selected country of Iran using annual time series data during the period (1981-2020) and in the framework of the econometric model using the Johanson-Josilius co-accumulation technique.

The experimental findings of the research indicate the existence of asymmetric effects of the exchange rate on the GDP during periods of economic prosperity and recession. So that the effects of the exchange rate during the boom period are greater than the economic recession.

Considering the importance of the issue in policies and the possibility of influencing production through the exchange rate, therefore, it is necessary for the government in economic planning to the conditions of recession and economic prosperity of the country and more monitoring of the money market and reducing the level of fluctuations and currency shocks caused by speculation in order to increase Consider the stability and stability of the country.

Keywords: Asymmetric effects, exchange rate, gross domestic product, business cycles, Johanson-Jusilius co-accumulation, Iran.
JEL Classification: E23,C50,D51.

[1] Department of Economics, Tabriz Branch, Ta.C, Iran . negin.rahimi7072@iau.ac.ir
[2] Department of Economics, Tabriz Branch, Ta.C, Iran. (author and responsible) . Roya.aleemran@iau.ac.ir
[3] Department of Economics, Faculty of Economic Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran. dr.h.panahi@gmail.com
[4] Department of Economics, Faculty of Economic Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran. asgharpurh@gmail.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۳۲۷ تا ۳۵۲

اثر سرایت پذیری ریسک عدم تقارن بین نا اطمینانی بازار ارز و بورس اوراق بهادار تهران

عباس نعیمی[۱]
میرفیض فلاح شمس✉[۲]
فریدون اوحدی[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۵

چکیده

هدف: هدف اصلی این پژوهش، بررسی ساختار تلاطم و سرایت آن میان بازار سهام و بازار ارز ایران با استفاده از مدل‌های پیشرفته گارچ و مدل‌های رژیمی است. تمرکز اصلی بر تحلیل پویای تلاطم و شناسایی جهت و شدت سرایت شوک‌ها بین این دو بازار در بازه‌های زمانی مختلف است.

روش‌شناسی: در این مطالعه ابتدا برای مدل‌سازی تلاطم شرطی بازده سهام و ارز از مدل MS-EGARCH استفاده شد. برای تحلیل سرایت تلاطم، مدل‌های چندمتغیره BEKK-GARCH و VEC-GARCH به‌کار گرفته شدند. همچنین جهت شناسایی جهت و شدت سرایت‌ها، از تحلیل تجزیه واریانس تعمیم‌یافته در بستر مدل VAR(6) استفاده گردید.

یافته‌ها: یافته‌ها نشان داد که تلاطم بازار سهام در قالب دو رژیم قابل شناسایی است؛ به‌گونه‌ای که رژیم اول نشان‌دهنده ثبات نسبی و رژیم دوم معرف دوره‌های بی‌ثباتی است. برای بازار ارز، تلاطم در قالب یک رژیم قابل تحلیل بود که دارای نوسانات پایدار و شدید تلقی می‌شود. نتایج مدل‌های گارچ چندمتغیره نیز وجود سرایت دوطرفه تلاطم بین بازار سهام و ارز را تأیید کردند. همچنین شاخص سرریز کل و خالص تلاطم در برخی دوره‌ها به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۰، ۱۳۹۷، ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ افزایش قابل توجهی داشته است.

نتیجه‌گیری :تعامل تلاطمی بین بازار ارز و سهام از یک ساختار پویا و متغیر برخوردار است و در برخی مقاطع می‌تواند به بی‌ثباتی سیستماتیک در بازارهای مالی منجر شود. یافته‌ها بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های هماهنگ مالی و ارزی به‌منظور کاهش اثرات متقابل منفی این بازارها تأکید دارند.

واژه‌های کلیدی: سرایت پذیری-ریسک عدم تقارن-بازار ارز-مدل گارچ- شوک‌های ساختاری.

طبقه بندی JEL: C58, G10

۱. گروه علوم اقتصادی، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران abbas.naeimi@iau.ir
۲ . گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)* Mir.fallahshams@iauctb.ac.ir
۳ . گروه مهندسی، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران Fohadi31@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

در دهه های اخیر با توجه به افزایش چشمگیر سرعت انتقال اطلاعات و درهم‌تنیدگی بازارهای مالی جهانی، هم‌گرایی بین بازارها به‌طور قابل توجهی افزایش یافته و نوسانات در یک بازار به سرعت به سایر بازارها سرایت می‌کند(صادقی و همکاران،۲۰۱۸). در این میان، شرایط اقتصاد ایران به‌گونه‌ای است که نظام ارزی شناور مدیریت‌شده و سهم بالای صنایع دلاری در بازار سهام، رابطه ی نزدیک و اثرگذار بین بازار ارز و بورس تهران را برجسته ساخته است(). بنابراین، شناسایی و تحلیل دقیق شدت و جهت سرایت نوسانات بین این دو بازار از اهمیت زیادی برخوردار بوده و می‌تواند در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران اقتصادی نقش سازنده‌ای ایفا کند(اربابی،۱۳۹۷) .به‌ویژه بحران‌های مالی اخیر (مانند بحران مالی جهانی ۲۰۰۸، بحران کرونا و شوک‌های ارزی ناشی از تحریم‌ها) نشان داده‌اند که در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی، اثرات سرریز ریسک و نوسان بین بازار ارز و سهام تشدید می‌شود، که ضرورت بکارگیری مدل‌های مناسب برای درک بهتر این انتقال‌ها را دوچندان کرده است(دهقان خاوری و همکاران، ۲۰۲۰) .بر اساس نظریه برابری قدرت خرید، در بلندمدت نرخ ارز تابع اختلاف تورم بین کشورها است(خرازیان و همکاران،۲۰۲۳) .از دیدگاه نظریه پرتفوی مدرن نیز مواجهه با ریسک ارز به‌عنوان بخشی از ریسک کل پرتفوی در نظر گرفته می‌شود؛ به این معنا که نوسانات ارزی، علاوه بر بازده سهام، ریسک کلی سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهند() .به عبارت دیگر، تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر درآمد دلاری شرکت‌های صادراتی و وارداتی تأثیر گذاشته و در نتیجه بازده سهام آن‌ها را دستخوش نوسان کند. لذا تبیین نظریه‌های مرتبط با نرخ ارز و پرتفوی سرمایه‌گذاری اهمیت دارد، چرا که این نظریه‌ها نقش محرک‌های ارزی را در توضیح نوسانات بازارهای سهام تأکید می‌کنند. تحلیل نوسانات بازار ارز و سهام در ادبیات مالی اغلب با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته صورت گرفته است. به‌عنوان مثال، مطالعاتی مانند حسینی و همکاران نشان داده‌اند که سرریز نوسان بازار ارز به بازار سهام به‌صورت نامتقارن و با شدت قابل توجهی رخ می‌دهد. بنابراین، مدل‌های چندحالت یا نامتقارن مثلMS-EGARCH ، MS-GJR-GARCHو MS-tGARCH برای مدلسازی دقیق‌تر این نوسانات پیچیده و عدم تقارن‌های موجود به‌کار می‌روند. علاوه بر این، برای تحلیل وابستگی متقابل و کانال‌های انتقال ریسک بین بازارها، از چارچوب‌های چندمتغیره ی گارچ همچون VAR-BEKK-GARCH و VAR-VEC-GARCH استفاده می‌شود که ساختار واریانس-کوواریانس مشترک بین سری‌ها را در نظر می‌گیرند(کومار،۲۰۱۴). در مجموع، استفاده از چنین مدل‌های پیشرفته در شرایط عدم تقارن و نااطمینانی، امکان بررسی عمیق‌تر و واقع‌گرایانه‌تری از سرایت‌پذیری ریسک بین بازار ارز و بورس تهران را فراهم می‌کند. با توجه به مطالب فوق، پژوهش حاضر با رویکرد توصیفی–تحلیلی و با گردآوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای، در پی بررسی دقیق روابط بین بازار ارز و بازار بورس تهران و تحلیل شدت و جهت سرایت نوسانات بین این دو بازار است. این مطالعه با انجام آزمون‌های ریشه واحد برای اطمینان از مانایی سری‌ها، و به‌کارگیری مدل‌های مختلف با توزیع‌های نرمال، t و لاپلاس، کوشیده است اثر شوک‌های ارزی بر بازدهی شاخص بورس را تحلیل نماید. هدف نهایی این مقاله، شناخت جامع نقش بازار ارز در تبیین نوسانات بازار سهام و ارائه راهکارهایی برای مدیریت ریسک و کنترل نوسان‌های موجود در اقتصاد ایران می‌باشد.

۲-مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱.مفهوم ریسک و ریسک سیستمی

در ادبیات اقتصادی و مالی، تعریف یکپارچه و مورد اجماع از مفهوم «ریسک» وجود ندارد. با این حال، بسیاری از پژوهشگران ریسک را به‌عنوان احتمال انحراف نتایج واقعی از نتایج مورد انتظار تعریف می‌کنند، به‌ویژه زمانی‌که این انحراف‌ها پیامدهای نامطلوبی برای سرمایه‌گذار یا تصمیم‌گیرنده داشته باشند. در این میان، ریسک سیستمی [1]به‌عنوان یکی از مفاهیم نوین و اساسی در اقتصاد مالی شناخته می‌شود. بر اساس تعریف ارائه‌شده توسط صندوق بین‌المللی پول (IMF)[2] و بانک تسویه بین‌الملل(BIS)[3] ، ریسک سیستمی به ریسکی اطلاق می‌شود که در صورت وقوع، زنجیره ارائه خدمات مالی را متوقف می‌کند و منجر به اختلال گسترده در عملکرد نهادهای مالی و در نهایت، آسیب به اقتصاد واقعی می‌گردد.

۲ .مفهوم سرریزی و سرایت‌پذیری

اصطلاح سرریزی [4]در اقتصاد به پدیده‌ای اطلاق می‌شود که در آن اثرات یک رویداد یا تصمیم در یک حوزه اقتصادی به حوزه‌های دیگر منتقل می‌شود، حتی اگر ارتباط مستقیمی میان آن‌ها وجود نداشته باشد. در حوزه بازارهای مالی، سرریزی به حالتی گفته می‌شود که نوسانات یا شوک‌های واردشده به یک بازار، به بازارهای دیگر سرایت می‌کند. این سرایت ممکن است به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم و با شدتی متغیر انجام شود. به‌عنوان نمونه، شوک ارزی در بازار ارز می‌تواند موجب افزایش ریسک در بازار سهام شود و بالعکس. در واقع بازارهای مالی همواره در معرض انواع مختلفی از ریسک‌ها قرار دارند که یکی از مهم‌ترین آن‌ها، ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارز و شاخص بازار سهام است. تعامل بین این دو بازار، به‌ویژه در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی و مالی، منجر به شکل‌گیری پدیده‌ای تحت عنوان سرایت‌پذیری[5] می‌شود. در این حالت، نوسانات یا شوک‌های وارد شده به یک بازار می‌توانند به بازار دیگر منتقل شوند و موجی از ناپایداری را در ساختار کلی بازارهای مالی ایجاد کنند (کینگ[6]، ۱۹۹۰). این پدیده در دوره‌های بحران مالی شدت بیشتری پیدا می‌کند و باعث می‌شود تصمیم‌گیری برای سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی دشوارتر گردد.

۳ .نرخ ارز، بازار سهام و رابطه بین آن‌ها

مطابق با نظریه‌های اقتصاد مالی، بازده بازار سهام می‌تواند تحت تأثیر متغیرهایی چون نرخ ارز قرار گیرد. نرخ ارز به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی ثبات اقتصاد کلان، از طریق دو کانال اصلی یعنی کانال تجاری و کانال

[1] Systemic Risk
[2] International Monetary Fund
[3] Bank for International Settlements
[4] Spillover
[5] Spillover Effect
[6] King

قیمتی دارایی‌ها بر سودآوری شرکت‌ها و در نهایت بر قیمت سهام آن‌ها تأثیرگذار است. به‌عنوان مثال، کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) ممکن است به افزایش سودآوری شرکت‌های صادرات‌محور منجر شود؛ درحالی‌که برای شرکت‌هایی که وابستگی زیادی به واردات دارند، این تغییر می‌تواند موجب افزایش هزینه‌های تولید، کاهش حاشیه سود و افت قیمت سهام شود. نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده بازده شرکت‌ها و ارزش‌گذاری دارایی‌ها به شمار می‌رود. تغییرات نرخ ارز از دو طریق اصلی تأثیرگذار است:

کانال تجاری: کاهش ارزش پول ملی می‌تواند منجر به افزایش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی شود و سودآوری شرکت‌های صادرکننده را افزایش دهد.

کانال قیمتی دارایی‌ها: نوسانات نرخ ارز می‌تواند ارزش اسمی و واقعی دارایی‌های شرکت‌ها را تغییر دهد و در نتیجه، قیمت سهام آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد.

از منظر نظریه برابری قدرت خرید، تغییرات نرخ ارز منعکس‌کننده تفاوت در سطح عمومی قیمت‌ها بین کشورها است. بنابراین، نوسانات ارزی می‌تواند ناشی از نااطمینانی‌های تورمی و سیاست‌های پولی باشد و از این رو، بر انتظارات بازار سهام نیز تأثیر می‌گذارد(چادهوری و همکاران [1]،۲۰۱۵). یکی دیگر از مفاهیم کلیدی در این زمینه، ریسک عدم تقارن [2] است. این ریسک زمانی مطرح می‌شود که اطلاعات به‌صورت نابرابر بین بازیگران بازار توزیع شده یا واکنش بازار نسبت به اخبار منفی شدیدتر از اخبار مثبت باشد. در بازارهایی با شفافیت پایین یا نرخ ارز چندگانه، مانند ایران، این نوع از ریسک اهمیت بیشتری دارد. وجود چنین عدم تقارنی موجب می‌شود انتقال نوسانات از بازار ارز به بازار سهام (و بالعکس) نه‌تنها ناهمگون، بلکه غیرخطی و متغیر در طول زمان باشد.

۴ .تحلیل سری‌های زمانی و مدل‌سازی تلاطم

سری‌های زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات آماری هستند که در فواصل زمانی معین ثبت می‌شوند و برای تحلیل پویایی‌ها و پیش‌بینی رفتار آینده متغیرهای اقتصادی استفاده می‌شوند. برای تحلیل نوسانات و روابط پویای میان بازارها، به‌ویژه در شرایط بی‌ثباتی، از مدل‌های خانواده GARCH استفاده می‌شود. از جمله مدل‌های پرکاربرد در این حوزه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

GARCHکلاسیک، GARCH و VEC-GARCH(انجل[3]،کرونر[4]،۱۹۹۵) ، BEKK- MS-GARCHیا مدل تعویض رژیم مارکوف (هامیلتون[5]،۱۹۹۴). این مدل‌ها امکان تحلیل هم‌زمان نوسانات، ارزیابی سرایت شوک‌ها و بررسی ساختار تلاطم شرطی بین بازارها را فراهم می‌کنند. از جمله ابزارهای قدرتمند برای تحلیل تلاطم شرطی و بررسی روابط پویا بین بازارها هستند. این مدل‌ها نه‌تنها شدت و جهت وابستگی بین دو بازار را تحلیل می‌کنند، بلکه می‌توانند تغییرات ساختاری و تغییر در رژیم‌های رفتاری را نیز لحاظ کنند. شاید بیشترین مطالعات سنجش

[1] Choudhry et al
[2] Asymmetric Risk
[3] Engle
[4] Kroner
[5] Hamilton

اثر شوک و نوسانات ارز در بازارهای مـالی بـه بـازار سـرمایه اختصـاص دارد. تـاکنون مطالعات مختلفی به واسطه رویکردهای مختلف سنجش ریسک و با انتخاب سنجه‌های گوناگون از جمله انحراف معیـار و ارزش در معرض ریسک، اثر تلاطم یا شوکهای ارزی بر بازار سرمایه را از طریق مدلهای مختلف سنجیده‌اند. نتـایج مختلفی هم از این تحقیقات اشاره شده است برخی از مطالعات اثر شوک را یک‌طرفه از بازار سـرمایه می‌داننـد، برخـی دیگر یک‌طرفه اما از بازار سهام به بازار ارز است و برخی این رابطه را دوطرفه می‌دانند و برخی نیز بـر ایـن باورنـد کـه هیچ رابطه معناداری بین این دو وجود ندارد. به عنوان مثال بر اساس اولین مطالعات عباسیان و همکاران (۱۳۷۸)، بـا اسـتفاده از مـدل تصـحیح خطـای بـرداری و ابراهیمی و شکری (۱۳۹۰) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری سـاختاری ادعـا کردنـد کـه شـوکهای ارزی در بلندمدت بر شاخص قیمت سهام اثر مثبت دارند .نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) نیز با استفاده از مدل اتو رگرسیو برداری و دادههای ماهانه ادعا کردند که شوکهای نـرخ ارز در کوتاهمدت اثر مثبت و در بلندمدت اثر منفی بر شاخص قیمت سهام دارد .طاهری و صفاری (۱۳۹۰)، با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشـان داد کـه قیمـت بـازار بـورس و اوراق بهادار با نرخ ارز واقعی رابطه مثبت دارد. به علاوه بر اساس نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در هـر سـال حـدود ۳۶ درصد عدم تعادل به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شوند .جلائی و همکاران (۱۳۹۴) اثر شوکهای ارزی بر بازده سهام در ایران را با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شـرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته سنجیده و در نهایت نتیجه گرفتند که شوکهای نرخ ارز و تولید ناخـالص داخلـی آثـار معنـادار مثبت بر بازده سهام ایران دارند، اما شاخص قیمت مصرف کننده اثر معنادار منفی بر بازده بازار سهام دارد .مهرگان و احمدی قمی (۱۳۹۴) نیز با استفاده از مدلهای اتو رگرسیو برداری پانل نشان دادند که نرخ ارز هادی بـازار سهام است و واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مثبت است. به علاوه، در وضعیت تحریم، شوک ارزی به عنـوان یـک دارایی در بلندمدت اثر منفی بر شاخص سهام دارد که ناشی از وابستگی تولیدات داخلی بـه مـواد اولیـه و ماشـین‌آلات وارداتی است .همانطور که مشاهده می‌شود نتایج مختلفی بر اساس مطالعات داخلی گرفته شده است که البته مطالعات خـارجی نیـز با نتایج گوناگونی مواجه بودند .پان و دیگران (۲۰۰۷) با استفاده از علیت گرنجر و توابع واکنشی رابطـه نـرخ ارز و قیمـت سـهام در ۷ کشـور آسـیای شرقی در دوره ۱۹۸۸-۱۹۹۸ میلادی را مورد مطالعه قرار دادند و بـه ایـن نتیجـه رسـیدند کـه در دوره بحـران مـالی هیچ‌گونه رابطه از سوی قیمت سهام به نرخ ارز وجود نداشته اما در تمامی کشورها، به جز مالزی، رابطه علی نرخ ارز به قیمت سهام تأیید شده است .پاترو و همکاران (۲۰۱۴) اثر انتشار خبر کاهش ارزش پول رایج بر قمت سهام را بررسی کرده است. این پژوهش نشـان داد که بازار سهام قبل از کاهش ارزش پول رایج، بـه تـدریج کـاهش می‌یابـد. بـه عـلاوه قیمـت سـهام در کشـورهای درحالتوسعه بیش از کاهش ارزش پول رایج، تنزل می‌یابد. در همان سال دو (۲۰۱۴) نیز به تغییرات مداوم نرخ ارز در مقابل تغییرات موقت نرخ ارز توجه بیشتری نشان داد و در مطالعه خود اثر نرخ ارز بر بازار سهام را سنجید .سنسوی و سوباسی (۲۰۱۴) با سنجش همبستگی بین متغیرهای فوقالذکر با استفاده از مدلهای مختلف ارتباط پویـا بین نرخ ارز، نرخ بهره و بازار سهام در ترکیه را مورد تحلیل قرار دادند. آنها نتیجه گرفتند کـه شـوک نوسـانات عامـل ایجاد تغییرات همبستگی پویا بین متغیرها و اثر کوتاه مدت آنها بر یکدیگر است. به علاوه همبستگی مثبت بـین بـازار نرخ ارز و بازار اوراق بدهی

و همچنین همبستگی منفی بین بازدهی بازار سهام و نرخ ارز تأیید شده است .لیم و سک (۲۰۱۴) با استفاده از مدلهای گارچ و خود رگرسیون برداری ارتباطات داخلی بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام را در چهار بازار نوظهور آسیا بررسی کردند. نتایج نشاندهنده ارتباط دوطرفه قابل ملاحظه بین نوسانات نـرخ ارز و بازده سهام در اندونزی، کره و تایلند است. به علاوه بر اساس نتایج مقاله نرخ بهـره، عرضـه پـول، ذخـایر بین‌المللـی، نوسانات با وقفه نرخ ارز و نوسانات با وقفه بازده سهام دارای قابلیت بالقوه ایجـاد تغییـرات مهـم در نوسـانات نـرخ ارز و نوسانات بازده سهام در اندونزی، کره و تایلند هستند .کندی و نوری زا (۲۰۱۶) اثر نوسانات نرخ ارز دلار/یورو بر نوسانات بازار سهام را با استفاده از مـدل ناهمسـانی شـرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته نشان دادند که حمله تروریستی یازده سپتامبر، نوسانات نرخ بیکاری و بازدهی منفی بازار سـهام عامل افزایش نوسانات بازارهای مالی است. در این تحقیق این فرضیه که نوسانات فزاینـده نـرخ ارز نشـانگر اثـر مثبـت قابل ملاحظه بر نوسانات بازدهی سهام است، تأیید شد .در مجموع، مروری بر مبانی نظری و مطالعات تجربی نشان می‌دهد که سرایت‌پذیری نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام، پدیده‌ای واقعی و معنادار است که شناخت آن برای تحلیل ساختار ریسک، طراحی سیاست‌های مالی پایدار، و نیز ارتقاء تاب‌آوری سیستم مالی ضروری است. این تحلیل‌ها به‌ویژه در اقتصادهایی که با شوک‌های برون‌زا مانند تحریم، نوسانات شدید نرخ ارز و عدم شفافیت اطلاعاتی روبه‌رو هستند، اهمیت دوچندانی می‌یابد.

۳-روش پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران می‌باشد. این شرکت‌ها به‌عنوان نمایندگان فعالان بازار سرمایه، از تنوع بالایی از نظر اندازه، صنعت، و ساختار مالی برخوردار هستند و بررسی رفتار آن‌ها می‌تواند دید جامعی نسبت به روابط بین متغیرهای مورد مطالعه (نظیر نرخ ارز و شاخص بازار سهام) ارائه دهد. روش نمونه‌گیری در این پژوهش، تصادفی ساده خواهد بود. با توجه به هدف پژوهش و نیاز به تحلیل داده‌های سری زمانی، تنها شرکت‌هایی وارد نمونه خواهند شد که اطلاعات مالی آن‌ها در طول دوره مورد مطالعه به‌طور پیوسته در دسترس باشد. همچنین، برای کاهش اثرات مخدوش‌کننده، شرکت‌های فعال در صنایع مالی (بانک‌ها، بیمه‌ها، لیزینگ و...) که ماهیت ساختاری متفاوتی با دیگر صنایع دارند، از نمونه حذف خواهند شد. این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر نوع روش، توصیفی–تحلیلی و همچنین از لحاظ نحوه گردآوری داده‌ها، کتابخانه‌ای است. پژوهش‌های توصیفی–تحلیلی به بررسی شرایط موجود جهت شناخت بیشتر پدیده‌ها و روابط میان آن‌ها می‌پردازند و زمینه تصمیم‌گیری‌های علمی را فراهم می‌سازند. در مرحله اول، مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق با استفاده از مطالعات کتابخانه‌ای گردآوری شده است. سپس با بهره‌گیری از داده‌های واقعی بازار ارز و بازار سهام، به مدل‌سازی سری‌های زمانی پرداخته می‌شود. در این راستا، برای بررسی و تحلیل روابط پویا میان متغیرها، از مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی بهره گرفته خواهد شد. ابتدا، آزمون‌های مربوط به مانایی متغیرها از طریق مدل‌های خانواده ARIMA انجام خواهد شد تا از ایستایی داده‌ها اطمینان حاصل گردد. پس از آن، به منظور بررسی سرایت‌پذیری ریسک و نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام، از مدل‌های مناسب مانند مدل‌های GARCH چند متغیره (مانند BEKK-GARCH یا DCC-GARCH) استفاده می‌شود. این مدل‌ها

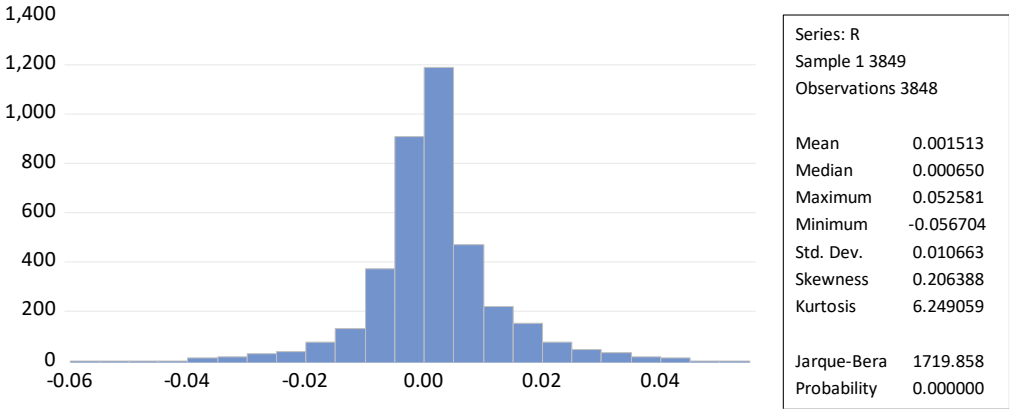
توانایی تحلیل وابستگی پویا و شرطی بین نوسانات دو بازار را دارند. با توجه به هدف اصلی پژوهش، یعنی مدلسازی سرریز متغیرهای ریسک، از روش رگرسیون به عنوان چارچوب عمومی تحلیل داده‌ها استفاده می‌شود.

۴-نتایج توصیفی

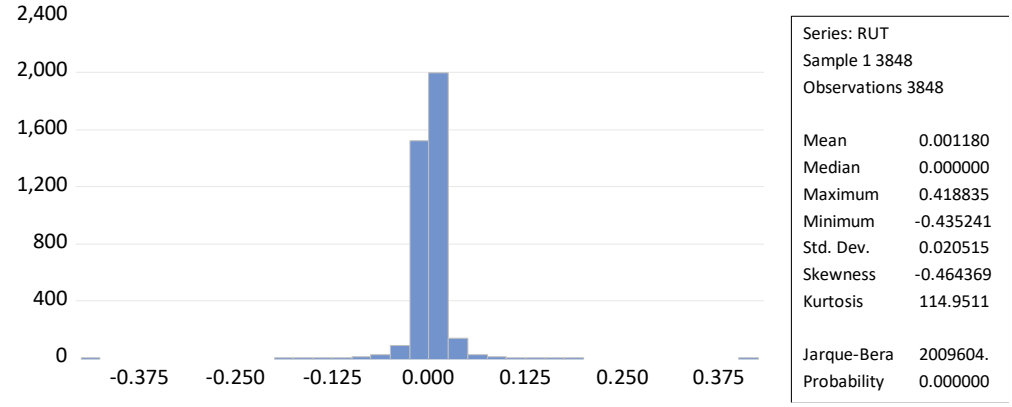
در جدول ۱ نتایج آماره‌های خلاصه برای دو متغیر بازده سهام و بازده ارز گزارش شده است. همانطور که مشاهده می شود به طور کلی بازده سهام تلاطم کمتری نسبت به بازده ارز دارد و به دلیل محدودیت دامنه نوسان تعریف شده در بازار سهام است که در بازار آزاد ارز وجود ندارد. همچنین توزیع بازده سهام چوله به راست و توزیع بازده ارز چوله به چپ است. لذا با توجه به مقدار و علامت چولگی مشاهده می شود ریسک نامطلوب در بازده ارز بیشتر از بازده سهام است. با توجه به کشیدگی از آنجا که مقدار کشیدگی بازده ارز ۱۱۴.۹ و خیلی بیشتر از ۶.۲ کشیدگی بازده سهام شده است، این آماره هم بیانگر ریسک بیشتر بازده ارز نسبت به بازده سهام است. از طرفی کشیدگی هر دو متغیر نیز بزرگتر از ۳ است که نشان می دهد توزیع متغیرها از توزیع نرمال کشیده‌تر هستند. آزمون جارکو-برا نیز نرمال بودن توزیع متغیرها را آزمون می کند که به دلیل کوچکتر شدن سطح معنی داری این آزمون از ۵ درصد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن متغیرهای بازده رد می شود. با توجه به دامنه تغییرات یا بازه، بازده سهام بین (۰.۰۵ و ۰.۰۵-) و بازده ارز بین (۰.۴۲و ۰.۴۴-) می توان نتیجه گرفت احتمال وقوع ریسک در بازده ارز بسیار بیشتر از بازده سهام است. در ادامه آزمون آرچ برای دو مرتبه ۴ و ۲۴ انجام شده است که نشان از وجود اثرات آرچ در هر دو سری زمانی تحت بررسی است.

جدول۱: جدول آماره های خلاصه

	بازده شاخص	بازده ارز
تعداد	۳۸۴۸	۳۸۴۸
میانگین	۰.۰۰۱۵۱	۰.۰۰۱۱۸
میانه	۰.۰۰۰۶۵	۰.۰۰۰۰۰
حداکثر	۰.۰۵۲۵۸	۰.۴۱۸۸۳
حداقل	-۰.۰۵۶۷۰	-۰.۴۳۵۲۴
انحراف معیار	۰.۰۱۰۶۶	۰.۰۲۰۵۲
چولگی	۰.۲۰۶۳۹	-۰.۴۶۴۳۷
کشیدگی	۶.۲۴۹۰۶	۱۱۴.۹۵۱۱۲
آزمون جارکو-برا (سطح معنی داری)	۱۷۱۹.۹ (۰.۰۰۰)	۲۰۰۹۶۰۴ (۰.۰۰۰)
آزمون Arch LM مرتبه ۴ (سطح معنی داری)	۵۶۵.۲۵ (۰.۰۰۰)	۱۱۱۶.۵۵ (۰.۰۰۰)
آزمون Arch LM مرتبه ۲۴ (سطح معنی داری)	۷۵۱.۹۷ (۰.۰۰۰)	۱۲۱۵.۵۶ (۰.۰۰۰)



شکل۱: توزیع بازده سهام



شکل ۲: توزیع بازده ارز

۱-۴- آزمون ریشه واحد

نتایج آزمون های ریشه واحد ADF و KPSS برای دو متغیر بازده سهام و بازده ارز در جداول ۲ و ۳ آمده است. در آزمون ADF فرض صفر وجود ریشه واحد و در آزمون KPSS فرض صفر آزمون فقدان ریشه واحد است. در صورتی که سطح معنی‌داری آزمون ها کوچکتر از ۰.۰۵ شود فرض صفر آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصدی رد می شود. به این ترتیب می توان اذعان داشت که هر دو متغیر بازده سهام و ارز در سطح اطمینان ۹۵ درصدی فاقد ریشه واحد بوده و در نتیجه متغیرهای مورد بررسی مانا هستند. بنابراین در مدل‌سازی و برآوردهای آتی نیازی به پرداختن به مسئله هم انباشتگی و یا رگرسیون کاذب نیست.

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی فولر

	بازده سهام	بازده ارز
وقفه بهینه (معیار آکائیک)	۱۵	۱۵
آماره آزمون	-۱۱.۹۶	-۱۴.۵۵
سطح معنی داری	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۳: نتایج آزمون KPSS

	بازده سهام	بازده ارز
وقفه بهینه (معیار آکائیک)	۲۹	۲۹
آماره آزمون	۰.۱۹	۰.۱۲
سطح معنی داری	۰.۱۰۰	۰.۱۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۲- برآورد مدل گارچ نامتقارن به روش مارکوف سوئیچینگ

برای استخراج تلاطم شرطی بازده سهام و ارز، از مدل گارچ نامتقارن MS-EGARCH برای این متغیر استفاده شد.

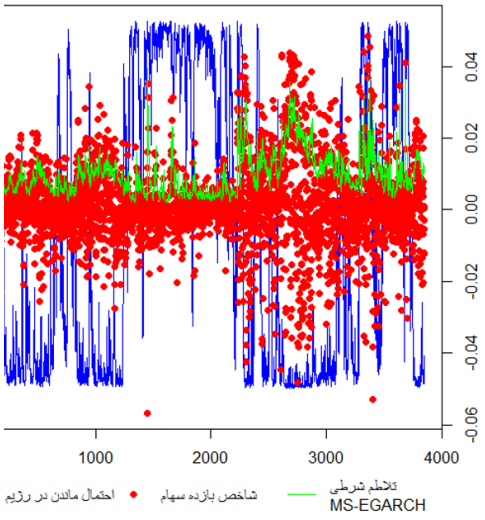
۴-۲-۱- برآورد مدل MS-EGARCH:

برای استخراج تلاطم شرطی بازده سهام، مدل MS-EGARCH با لحاظ شش نوع توزیع شرطی جملات خطا برآورد شدند. اهمیت انتخاب توزیع مناسب از آنجا ناشی می‌شود که در صورت انطباق نداشتن توزیع خطاها با توزیع‌های کلاسیکی مانند نرمال یا t استیودنت، نتایج حاصل از برآورد مدل و انحراف معیار پارامترها ممکن است فاقد اعتبار باشند. به همین دلیل، برای انتخاب بهترین مدل، معیارهایی چون مقدار لگاریتم درست نمایی و همچنین معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که مدل‌های دارای توزیع شرطی GED چوله نسبت به سایر مدل‌ها عملکرد بهتری دارند؛ بنابراین تفسیرها بر اساس این تصریح صورت گرفته و در ادامه واریانس شرطی (تلاطم) بازده سهام بر اساس این مدل محاسبه و تحلیل شد.

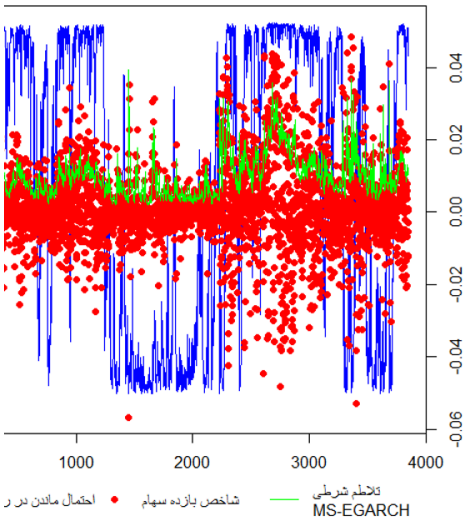
بررسی نتایج مدل برآوردی با توزیع GED چوله حاکی از آن است که در هر دو رژیم مارکوف، مقدار تلاطم غیرشرطی تقریباً برابر است. با این حال، ویژگی‌های پویای تلاطم در دو رژیم متفاوت است. در رژیم اول اثرات نامتقارن معنادار نبوده و نشان می‌دهد که واکنش بازار نسبت به شوک‌های مثبت و منفی تقریباً مشابه است. اما در رژیم دوم، اثرات نامتقارن معنادار و مثبت‌اند، به این معنا که شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت تأثیر بیشتری بر افزایش تلاطم دارند. در این رژیم، شوک‌های منفی به‌طور محسوسی تلاطم را تشدید می‌کنند، که این یافته موید وجود اثر اهرمی در شرایط پرتلاطم بازار است. در رژیم اول، فرآیند تلاطمی از پایداری کمتری

برخوردار است و شوک‌ها ماندگاری کوتاه‌تری دارند، در حالی که در رژیم دوم، ضریب پایداری بالاتر است و بنابراین شوک‌های واردشده به بازار برای مدت بیشتری باقی می‌مانند. همچنین در رژیم اول، کشیدگی توزیع[1] بیشتر بوده و توزیع احتمال چولگی کمتری نسبت به رژیم دوم دارد؛ به عبارتی، توزیع در رژیم اول متقارن‌تر و دارای دنباله‌های ضخیم‌تر است. طبق برآورد احتمال‌های غیرشرطی، رژیم اول با احتمال حدود ۴۰ درصد و رژیم دوم با احتمال ۶۰ درصد در دوره زمانی مورد بررسی رخ داده‌اند. ضمناً احتمال انتقال از یک رژیم به دیگری پایین بوده و این موضوع گویای پایداری بالای هر یک از رژیم‌هاست. با توجه به این ویژگی‌ها، رژیم اول به عنوان بازتاب‌دهنده شرایط آرام بازار و رژیم دوم به عنوان نماد شرایط آشفته بازار شناخته می‌شود. از سوی دیگر، در خصوص بازار ارز، با توجه به روند صعودی نرخ ارز طی دوره بررسی، تنها یک رژیم برای مدل لحاظ شد. نتایج حاصل از برآورد مدل MS-EGARCHبا توزیع GED نشان می‌دهد که تلاطم شرطی در بازده ارز معنادار است و اثرات شوک‌ها در این مدل نیز نامتقارن‌اند. به‌گونه‌ای که شوک‌های مثبت، تلاطم را افزایش و شوک‌های منفی، آن را کاهش می‌دهند. این رفتار منعکس‌کننده این واقعیت است که در هنگام افزایش نرخ ارز، بازار شرایط ناپایدارتر و متلاطم‌تری را تجربه می‌کند. ضریب پایداری فرآیند تلاطمی نیز نشان می‌دهد که شوک‌ها در بازار ارز اثرات ماندگاری دارند. با توجه به این موارد، می‌توان شرایط حاکم بر بازار ارز در این مدل را نیز در دسته بازارهای پرتلاطم یا آشفته قرار داد .در شکل ۳، ۴ و ۵ سری زمانی تلاطم شرطی برآورد شده در قالب مدلهای MS-EGARCH برای بازده سهام و احتمال بودن در رژیم ۱ و رژیم ۲ و بازده ارز نمایش داده شده اند. چنانچه مشهود است در دوره‌هایی که پراکندگی بازده سهام در رژیم‌ها زیاد است، تلاطم شرطی به طور قابل ملاحظه ای افزایش یافته است. همینطور به نظر می رسد در خلال تیر ماه ۱۳۹۶ تا شهریور ماه ۱۴۰۰ (مشاهدات ۲۰۰۰ تا ۳۰۰۰) و همچنین از شهریور ماه ۱۴۰۱ تا اسفند ماه ۱۴۰۱ به طور نسبی تلاطم در بازار سهام بیشتر بود، همچنین با توجه به شکل ۴-۶ به طور نسبی تلاطم در بازار ارز کمتر از بازار سهام است، در حالی که در زمان‌های قبل و بعد از زمان‌های مذکور که همزمان با دوره‌های رکود اقتصادی و تحریم های نفتی است، تلاطم های قابل توجه توسط مدلهای برآوردی هر دو بازار شناسایی و تولید شده است. همچنین از احتمالات بودن در رژیم ۲، ملاحظه می شود که پایداری رژیم ۱ و رژیم ۲ در بازار سهام یکسان است. در گام‌های بعدی پژوهش به بررسی و تحلیل ارتباط بین دو بازار در رژیم‌های رونق و رکود اقتصادی پرداخته شد.

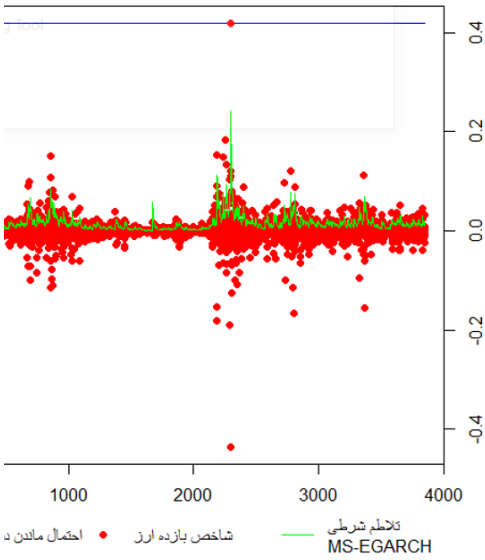
[1] leptokurtosis



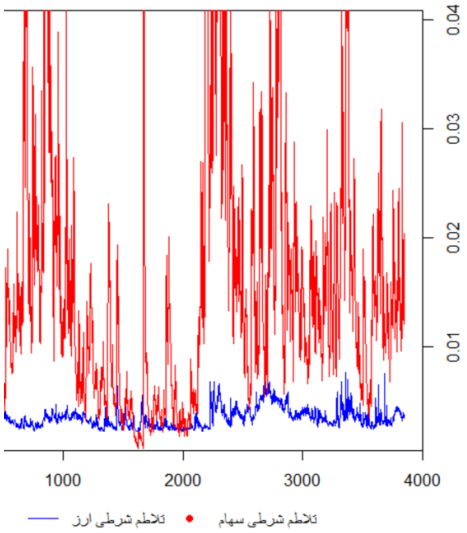
شکل ۳: تلاطم شرطی برآورد شده در مدل MS-EGARCH بازده سهام در رژیم ۱



شکل ۴: تلاطم شرطی برآورد شده در مدل MS-EGARCH بازده سهام در رژیم ۲



شکل۵: تلاطم شرطی برآورد شده در مدل MS-EGARCH بازده ارز



شکل۶: سری زمانی تلاطم شرطی سهام و ارز

۳-۴- سرایت (سرریز) بین بازارهای سهام و ارز

اکنون در این بخش به تحلیل وابستگی متقابل بین بازار سهام و ارز بر اساس مدل‌های گارچ چند متغیره BEKK-GARCH و VEC-GARCH پرداخته شد. تحلیل وابستگی متقابل و سرایت (سرریز) بین دو بازار هم برای تلاطم شرطی دو بازار و هم برای بازده سهام و بازده ارز انجام خواهد گرفت تا به این ترتیب بتوان وابستگی و سرایت پذیری بین دو بازار سهام و ارز را از دیدگاه تلاطم و بازده این بازارها تحلیل نمود. سپس در بخش بعدی به تحلیل شاخص‌های سرریز محاسبه شده، در دوره های رونق و رکود اقتصادی پرداخته خواهد شد تا وابستگی بازارهای سهام و ارز را در رژیم های رونق و رکود اقتصادی شناسایی و ارزیابی کنیم.

۱ - ۳ - ۴ -سرایت (سرریز) تلاطم بین بازارها

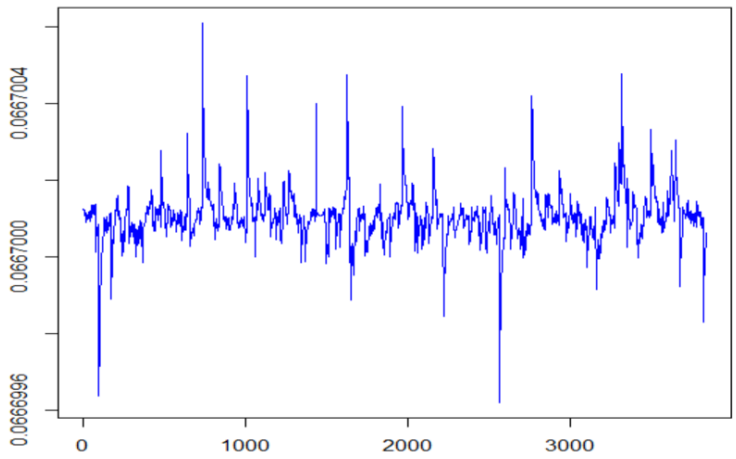
همانطور که می‌دانیم، مدل‌های گارچ چند متغیره BEKK-GARCH نسخه محدود شده مدل VEC-GARCH مبتنی بر ماتریس واریانس و کوواریانس شرطی است که به دلیل دارا بودن ماتریس کوواریانس شرطی معین مثبت ساختاری بسیار مورد توجه است و در یک مدلسازی VAR که شامل دو متغیر تلاطم شرطی سهام و ارز است بدست می آیند. از این رو ابتدا می بایست مرتبه بهینه مدل VAR را شناسایی نمود (چون متغیرها فاقد ریشه واحد هستند آزمون های هم انباشتگی موضوعیت ندارند و در نتیجه مدل نیز پایدار است). برای این منظور با توجه به تعداد زیاد مشاهدات، از معیار اطلاعاتی آکائیک استفاده شد و آن وقفه ای به عنوان مرتبه بهینه مدل VAR انتخاب می شود که معیار مذکور را کمینه کند. نتایج معیار اطلاعاتی آکائیک برای ۱۲ مدل VAR از مرتبه های ۱ تا ۱۲ برآورد شده و در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴: انتخاب مدل VAR بهینه برای مدل سرایت تلاطم بین بازارها

مدل VAR	معیار آکائیک	مدل بهینه
VAR(1)	-۲۴.۶۸۶۱	
VAR(2)	-۲۴.۷۳۱۰	
VAR(3)	-۲۴.۷۳۳۳	
VAR(4)	-۲۴.۷۳۲۰	
VAR(5)	-۲۴.۷۳۱۳	
VAR(6)	-۲۴.۷۴۱۹	*
VAR(7)	-۲۴.۷۴۱۰	
VAR(8)	-۲۴.۷۴۰۷	
VAR(9)	-۲۴.۷۴۰۲	
VAR(10)	-۲۴.۷۴۰۰	
VAR(11)	-۲۴.۷۳۸۹	
VAR(12)	-۲۴.۷۴۰۲	

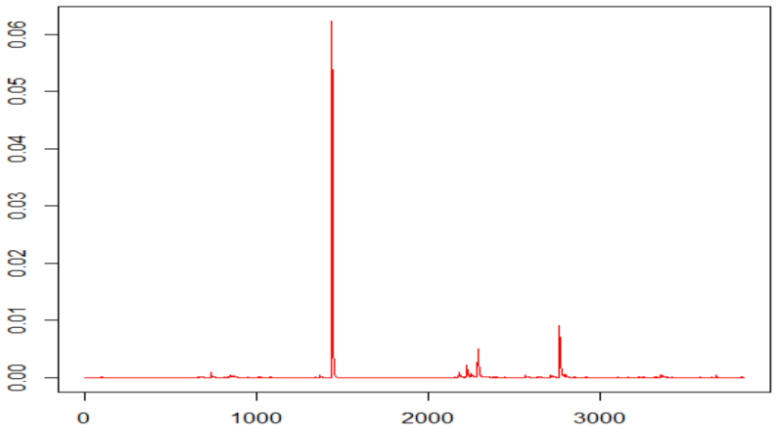
منبع: یافته‌های پژوهشگر

چنانچه ملاحظه می شود مطابق معیار اطلاعاتی آکائیک، مدل VAR(6) مدل بهینه برای مدلسازی شاخص سرریز (سرایت) است. به این ترتیب مدل‌های گارچ چند متغیره BEKK-GARCH و VEC-GARCH برای متغیرهای تلاطم را با مرتبه ۶ برآورد خواهیم نمود. پس از برآورد مدل VAR(6)، توابع تجزیه واریانس تعمیم یافته بدست می آیند که اجازه می دهند واریانس خطای پیش بینی هر متغیر مدل را به اجزایی تفکیک نمود که به شوکهای مختلف مدل اختصاص دارند. به این ترتیب تجزیه واریانس اجازه می دهد سهم واریانس خطای h قدم به جلو در پیش بینی متغیر x را که به خاطر شوک‌های متغیر y است شناسایی و ارزیابی کنیم. در شکل ۷ نتیجه محاسبه شاخص سرریز کل تلاطم بین بازار سهام و بازار ارز مطابق مدل گارچ چند متغیره BEKK-GARCH و VEC-GARCH گزارش شده است. شاخص سرریز کل، سهم سرریز شوکهای تلاطمی میان بازار سهام و ارز را در واریانس خطای پیش بینی مدل به طور کلی نمایش می دهد. ملاحظه می شود که شاخص سرریز کل در دوره‌های مختلف زمانی رفتار فراز و فرود متفاوت دارد. در دوره نظیر مهر ماه ۱۳۹۷ تا دی ماه ۱۳۹۷، سرریز شوکهای تلاطمی تا بیش از ۱۰ درصد بین بازارهای سهام و ارز محاسبه شده اند و تحولات این شاخص یک رفتار نسبتا پویا و برخی از ماه های سال‌های ۱۳۹۰، ۱۳۹۷، ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ چرخه ای را نشان می‌دهد. شکل ۸ نیز شاخص سرریز مدل BEKK-GARCH محاسبه و گزارش شده است که در واقع حاصل تجزیه شاخص سرریز کل است و نشان می دهد سرریز از کدام بازار به بازار دیگر بوده و مقدار آن چقدر است. همانطور که ملاحظه می شود از هر دو بازار سهام و ارز به یکدیگر سرریز (سرایت) تلاطم وجود داشته، با اینحال به نظر می رسد به طور کلی سرریز از بازار ارز به بازار به همان اندازه سرریز تلاطم از بازار سهام به بازار ارز است. شکل ۹ شاخص سرریز (سرایت) تلاطم از بازار سهام و ارز به یکدیگر را نشان می‌دهد.



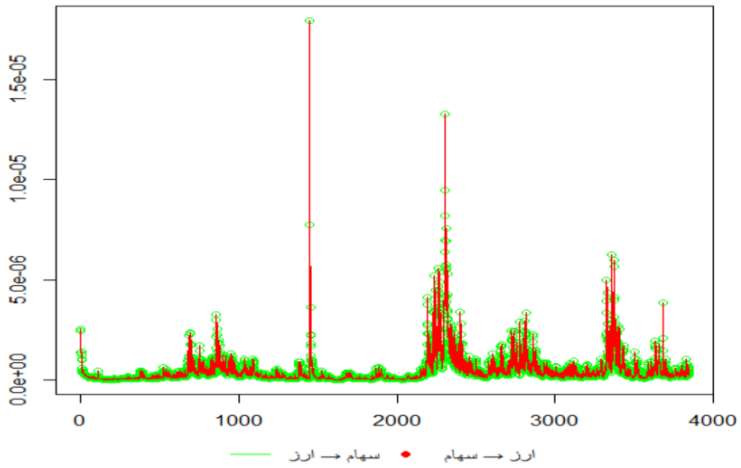
شکل ۷: شاخص سرریز کل تلاطم بین بازار سهام و بازار ارز

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۸: سرریز تلاطم کل

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۹: شاخص سرریز (سرایت) تلاطم از بازار سهام و ارز به یکدیگر

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۳-۴- سرایت (سرریز) بازده بین بازارها

در این بخش به برآورد سرریز (سرایت) بازده بین بازارهای سهام و ارز پرداخته خواهد شد. مانند بخش قبلی ابتدا می بایست مرتبه بهینه مدل VAR را شناسایی نمود. برای این منظور با توجه به تعداد زیاد نمونه، از معیار اطلاعاتی

آکائیک عموما استفاده می شود و آن وقفه ای به عنوان مرتبه بهینه مدل VAR انتخاب می‌شود که معیار مذکور را کمینه کند. نتایج معیار اطلاعاتی آکائیک برای ۱۲ مدل VAR از مرتبه های ۱ تا ۱۲ برآورد شده و در جدول ۵ گزارش شده است.

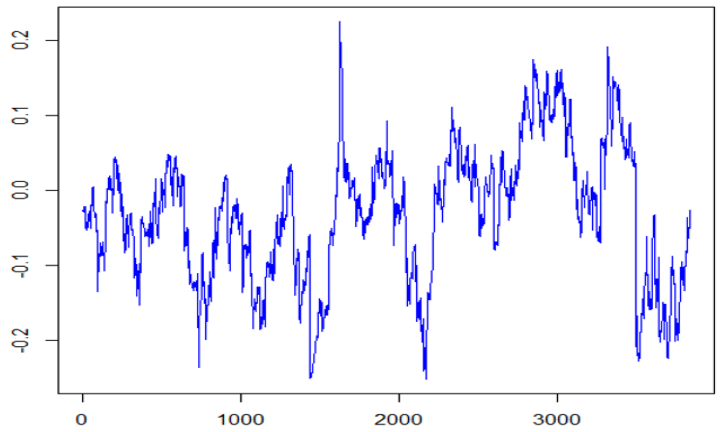
جدول ۵: انتخاب مدل VAR بهینه برای مدل سرایت بازده بین بازارها

مدل VAR	معیار آکائیک	مدل بهینه
VAR(1)	-۱۷.۰۲۲	
VAR(2)	-۱۷.۰۴۳	
VAR(3)	-۱۷.۰۷۸	
VAR(4)	-۱۷.۰۷۸	
VAR(5)	-۱۷.۰۸۶	
VAR(6)	-۱۷.۰۹۳	
VAR(7)	-۱۷.۰۹۲	
VAR(8)	-۱۷.۰۹۵	
VAR(9)	-۱۷.۰۹۵	
VAR(10)	-۱۷.۰۹۷	
VAR(11)	-۱۷.۰۹۷	
VAR(12)	-۱۷.۱۰۴	*

منبع: یافته‌های پژوهشگر

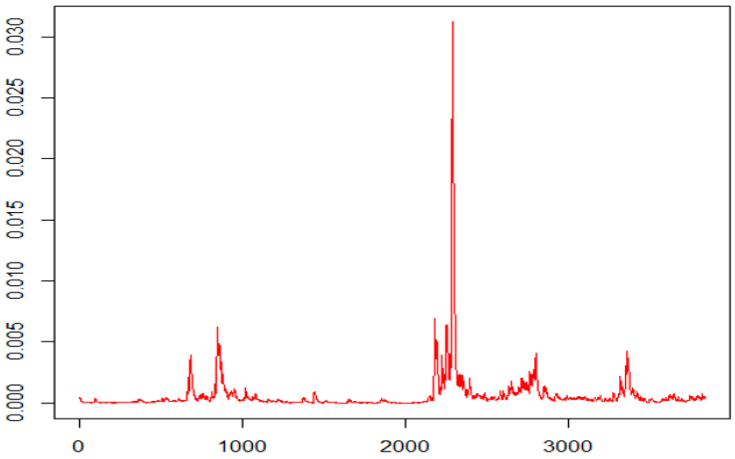
همانطور که مشاهده می شود مطابق معیار اطلاعاتی آکائیک، مدل VAR(12) مدل بهینه برای مدلسازی شاخص سرریز (سرایت) بازده است. به این ترتیب مدل BEKK-GARCH برای متغیرهای بازده را با مرتبه ۱۲ برآورد خواهیم نمود. سپس شاخص های سرریز کل برآورد و گزارش می شوند. در شکل ۱۰ نتیجه محاسبه شاخص سرریز کل بازده بین بازار سهام و بازار ارز مطابق مدل BEKK-GARCH گزارش شده است. شاخص سرریز کل، سهم سرریز شوکهای بازده میان بازار سهام و ارز را در واریانس خطای پیش بینی مدل و در نتیجه وابستگی دو متغیر بازده سهام و ارز را به طور کلی نمایش می دهد. ملاحظه می شود که شاخص سرریز کل در دوره های مختلف زمانی رفتاری متفاوت دارد. در شکل۱۱ نیز شاخص سرریزمدل‌های گارچ چند متغیره BEKK-GARCH و VEC-GARCH محاسبه و گزارش شده است که در واقع تجزیه شاخص سرریز کل است و نشان می دهد سرریز بازده از کدام بازار به بازار دیگر بوده و مقدار آن چقدر است. همانطور که ملاحظه می شود از هر دو بازار سهام و ارز به یکدیگر سرریز (سرایت) بازده وجود داشته و در اغلب دوره ها رفتار شاخص سرریز از هر دو بازار مشابه است. با اینحال به طور کلی سرریز از بازار ارز به بازار سهام اندکی بیشتر از سرریز بازده از بازار سهام به بازار ارز است و

در سالهایی مانند ۱۳۹۴ و ۱۳۹۷ - ۱۳۹۸ بسیار اندازه قابل توجهی نیز داشته است. شکل ۱۲ شاخص سرریز (سرایت) بازده از بازار سهام و ارز به یکدیگر را نشان می‌دهد.



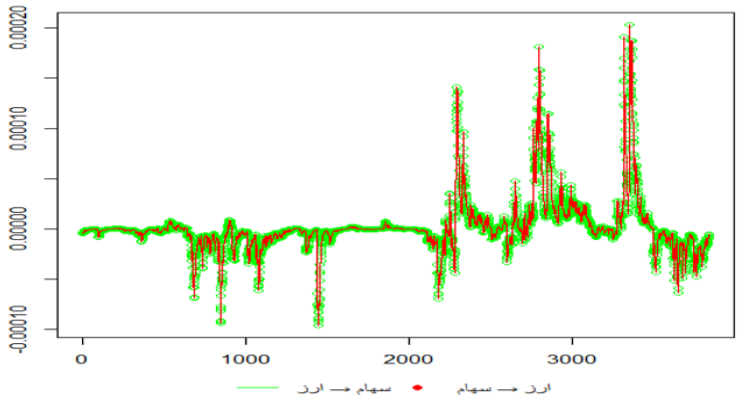
شکل ۱۰: شاخص سرریز (سرایت) کل بازده در بازار سهام و ارز

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۱۱: سرریز بازده کل

منبع: یافته‌های پژوهشگر



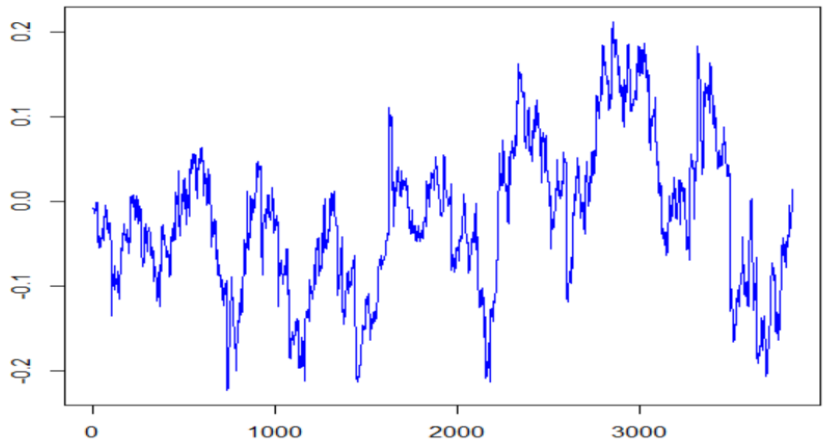
شکل ۱۲: شاخص سرریز (سرایت) بازده از بازار سهام و ارز به یکدیگر

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳-۳-۴- سرایت (سرریز) بازده بین بازارها بر اساس مدل MS-VAR

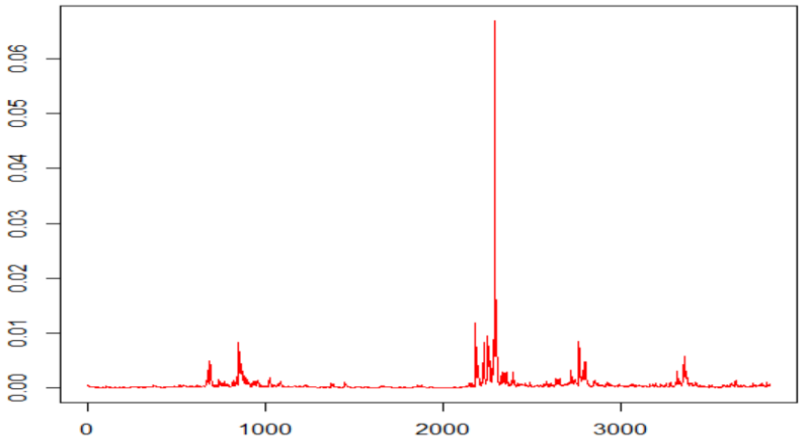
در این بخش به برآورد سرریز (سرایت) بازده بین بازارهای سهام و ارز پرداخته خواهد شد. مانند بخش قبلی ابتدا می بایست مرتبه بهینه مدل MS-VAR را شناسایی نمود (چون متغیرها فاقد ریشه واحد هستند آزمون های هم انباشتگی موضوعیت ندارند و در نتیجه مدل نیز پایدار است). برای این منظور با توجه به تعداد زیاد نمونه، از معیار اطلاعاتی آکائیک عموما استفاده می شود و آن وقفه ای به عنوان مرتبه بهینه مدل MS-VAR انتخاب می‌شود که معیار مذکور را کمینه کند. نتایج معیار اطلاعاتی آکائیک برای مدل‌های مختلف MS-VAR از مرتبه های مختلف تنها در مرتبه ۴ کمترین مقدار آکائیک (۱۱.۴۸۸-) را داشت و ضریب آن قابل محاسبه بود سایر وقفه ها امکان محاسبه ضرایب وجود نداشت. بنا براین وقفه ۴ به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته شد. مدل MS-VAR(4) مدل بهینه برای مدلسازی شاخص سرریز (سرایت) بازده است. به این ترتیب مدل BEKK-GARCH برای متغیرهای بازده را با مرتبه ۴ برآورد خواهیم نمود. سپس شاخص های سرریز کل برآورد و گزارش می شوند. در شکل ۱۳ نتیجه محاسبه شاخص سرریز کل بازده بین بازار سهام و بازار ارز مطابق مدل BEKK-GARCH گزارش شده است. شاخص سرریز کل، سهم سرریز شوکهای بازده میان بازار سهام و ارز را در واریانس خطای پیش بینی مدل و در نتیجه وابستگی دو متغیر بازده سهام و ارز را به طور کلی نمایش می دهد. ملاحظه می شود که شاخص سرریز کل در دوره های مختلف زمانی رفتاری متفاوت دارد. در شکل ۱۴ نیز شاخص سرریزمدل‌های گارچ چند متغیره BEKK-GARCH و VEC-GARCH محاسبه و گزارش شده است که در واقع تجزیه شاخص سرریز کل است و نشان می دهد سرریز بازده از کدام بازار به بازار دیگر بوده و مقدار آن چقدر است. همانطور که ملاحظه می شود از هر دو بازار سهام و ارز به یکدیگر سرریز (سرایت) بازده وجود داشته و در اغلب دوره ها رفتار شاخص سرریز از هر دو بازار مشابه است. با اینحال به طور کلی سرریز از بازار ارز به بازار سهام اندکی بیشتر از سرریز بازده از بازار

سهام به بازار ارز است و در سالهایی مانند ۱۳۹۴ و ۱۳۹۷ - ۱۳۹۸ بسیار اندازه قابل توجهی نیز داشته است. شکل ۱۵ شاخص سرریز (سرایت) بازده از بازار سهام و ارز به یکدیگر را نشان می‌دهد.



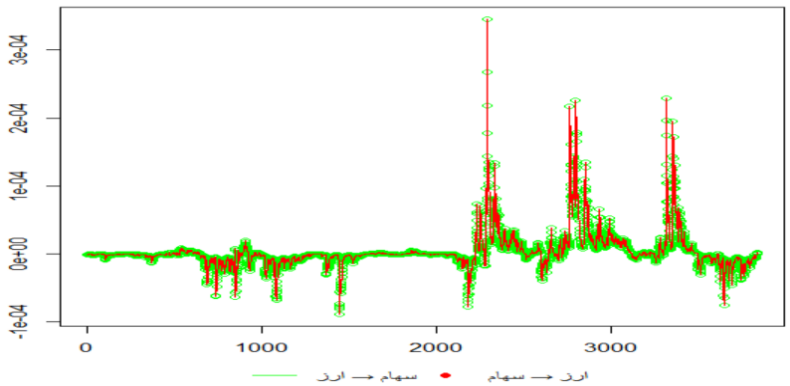
شکل ۱۳: شاخص سرریز (سرایت) کل بازده در بازار سهام و ارز

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۱۴: سرریز بازده کل

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۱۵: شاخص سرریز (سرایت) بازده از بازار سهام و ارز به یکدیگر

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همچنین در این مطالعه مدل BEKK-GARCH و VEC-GARCH با توزیع های شرطی نرمال، t و لاپلاس و با مدلهای مختلف (BEKK-DCC-aDCC-FDCC) استخراج شده و نتایج آنها در جداول ۶ تا ۹ در ادامه آمده است.

جدول ۶: نتایج مدل MS-VAR-BEKK-EGARCH با توزیع نرمال

FDCC		aDCC		DCC		BEKK		
Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	BEKK
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rst].mu
۰.۹۵۷	۰.۰۰۸-	۰.۹۹۹	۰.۰۰۱-	۰.۹۹۹	۰.۰۰۲-	۰.۸۸۵	۰.۰۰۷	[Rst].ar1
۰.۹۱۱	۰.۰۱۳	۰.۹۳۹	۰.۰۰۹	۰.۹۹۸	۰.۰۰۳-	۰.۶۴۶	۰.۰۰۶	[Rst].omega
۰.۲۵۰	۰.۱۳۲	۰.۹۰۱	۰.۰۲۵	۰.۹۳۸	۰.۰۲۳-	۰.۳۴۹	۰.۰۶۲-	[Rst].alpha1
۰.۰۰۰	۰.۹۹۴	۰.۰۰۰	۰.۹۹۶	۰.۰۰۰	۰.۹۸۸	۰.۰۰۰	۰.۹۹۸	[Rst].beta1
۰.۴۳۴	۰.۵۲۴	۰.۶۲۳	۰.۴۴۰	۰.۹۱۹	۰.۵۸۰	۰.۰۰۰	۰.۲۲۹	[Rst].gamma1
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rut].mu
۰.۸۵۶	۰.۰۰۲	۰.۹۹۰	۰.۰۰۱	۰.۹۷۶	۰.۰۰۲	۰.۹۹۱	۰.۰۰۱	[Rut].ar1
۰.۴۱۰	۰.۰۲۱	۰.۹۳۸	۰.۰۰۳-	۰.۲۰۴	۰.۰۱۲-	۰.۷۶۸	۰.۰۰۴	[Rut].omega
۰.۵۹۹	۰.۰۱۷	۰.۲۳۲	۰.۰۵۵	۰.۱۰۵	۰.۰۵۳-	۰.۰۰۱	۰.۱۲۴	[Rut].alpha1
۰.۰۰۰	۰.۹۹۵	۰.۰۰۰	۰.۹۶۹	۰.۰۰۰	۰.۹۹۴	۰.۰۰۰	۰.۹۹۶	[Rut].beta1
۰.۰۰۰	۰.۲۷۹	۰.۰۰۰	۰.۶۳۸	۰.۰۰۰	۰.۲۳۴	۰.۰۰۰	۰.۱۸۷	[Rut].gamma1
		۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Joint]dcca1
		۰.۰۰۰	۰.۹۰۲	۰.۸۳۴	۰.۹۲۸	۰.۰۱۸	۰.۹۳۷	[Joint]dccb1
		۱.۰۰۰	۰.۰۰۰					[Joint]dccg1

FDCC		aDCC		DCC		BEKK		
Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	BEKK
۰.۹۷۵	۰.۰۰۰							[Joint]fdcca[g=1,P=1]
۰.۰۰۰	۰.۹۰۵							[Joint]fdccb[g=1,Q=1]
	۲۰.۱۲۸-		۱۹.۵۳۵-		۲۰.۲۷۵-		۲۰.۲۹۸-	معیار آکائیک
	۲۰.۱۰۳-		۱۹.۵۰۹-		۲۰.۲۵۱-		۲۰.۲۷۳-	معیار بیزی
	۲۰.۱۲۸-		۱۹.۵۳۵-		۲۰.۲۷۶-		۲۰.۲۹۸-	معیار شیباتا
	۲۰.۱۱۹-		۱۹.۵۲۶-		۲۰.۲۶۷-		۲۰.۲۸۹-	معیار هانون-کوئین

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۷: نتایج مدل MS-VAR-BEKK-EGARCH با توزیع t

DCC		BEKK		
Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	DCC
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rst].mu
۰.۹۹۷	۰.۰۰۷-	۰.۹۹۷	۰.۰۰۱-	[Rst].ar1
۰.۹۹۹	۰.۰۰۲	۰.۹۳۸	۰.۰۱۷-	[Rst].omega
۰.۹۹۴	۰.۰۱۸	۰.۶۸۲	۰.۱۴۸	[Rst].alpha1
۰.۰۰۰	۰.۹۹۴	۰.۰۰۰	۰.۹۹۰	[Rst].beta1
۰.۹۶۴	۰.۴۲۷	۰.۳۱۷	۰.۳۳۰	[Rst].gamma1
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rut].mu
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۹۹۸	۰.۰۰۰	[Rut].ar1
۰.۹۹۸	۰.۰۰۰	۰.۸۶۲	۰.۰۳۵	[Rut].omega
۰.۲۰۸	۰.۱۸۳-	۰.۰۸۳	۰.۰۵۷	[Rut].alpha1
۰.۰۰۰	۰.۹۹۲	۰.۰۰۰	۰.۹۹۴	[Rut].beta1
۰.۰۰۰	۰.۳۳۴	۰.۳۰۱	۰.۳۵۰	[Rut].gamma1
۰.۳۰۹	۰.۰۲۴	۰.۳۶۵	۰.۰۴۴	[Joint]dcca1
۰.۰۰۷	۰.۴۷۲	۰.۰۰۰	۰.۹۲۳	[Joint]dccb1
۰.۰۰۰	۴.۰۰۰	۰.۰۰۰	۴.۰۰۰	[Joint]dccg1
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Joint]mshape
	۲۱.۵۷۹-		۲۱.۳۹۹-	معیار آکائیک
	۲۱.۵۵۳-		۲۱.۳۷۳-	معیار بیزی
	۲۱.۵۷۹-		۲۱.۳۹۹-	معیار شیباتا
	۲۱.۵۷۰-		۲۱.۳۹۰-	معیار هانون-کوئین

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۸: نتایج مدل MS-VAR-BEKK-EGARCH با توزیع لاپلاس

aDCC		DCC		BEKK		
Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	Pr(>|t|)	Estimate	
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rst].mu
۰.۹۸۹	۰.۰۰۰	۰.۹۷۰	۰.۰۰۲-	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rst].ar1
۰.۰۰۲	۰.۰۹۴-	۰.۷۹۴	۰.۰۰۳	۰.۹۹۸	۰.۰۰۳	[Rst].omega
۰.۰۰۰	۰.۱۰۶-	۰.۴۷۱	۰.۰۲۲	۰.۸۷۸	۰.۰۷۲-	[Rst].alpha1
۰.۰۰۰	۰.۹۷۶	۰.۰۰۰	۰.۹۹۷	۰.۰۰۰	۰.۹۸۹	[Rst].beta1
۰.۰۰۰	۰.۳۶۱	۰.۰۰۰	۰.۱۵۶	۰.۸۹۶	۰.۵۷۳	[Rst].gamma1
۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	[Rut].mu
۰.۹۷۱	۰.۰۰۳	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۹۹۷	۰.۰۰۰	[Rut].ar1
۰.۸۵۲	۰.۰۰۲	۰.۸۱۲	۰.۰۲۷-	۰.۳۳۱	۰.۰۱۸	[Rut].omega
۰.۱۳۳	۰.۰۱۴	۰.۶۳۴	۰.۲۱۸	۰.۱۰۰	۰.۰۵۹	[Rut].alpha1
۰.۰۰۰	۰.۹۹۷	۰.۰۰۰	۰.۹۸۹	۰.۰۰۰	۰.۹۹۵	[Rut].beta1
۰.۰۰۰	۰.۱۶۸	۰.۴۰۷	۰.۲۷۲	۰.۰۰۰	۰.۲۶۹	[Rut].gamma1
۰.۱۵۲	۰.۰۱۸	۰.۸۷۴	۰.۰۱۰	۰.۱۴۵	۰.۰۲۵	[Joint]dcca1
۰.۰۰۰	۰.۷۸۴	۰.۰۰۰	۰.۹۹۰	۰.۵۲۳	۰.۳۸۷	[Joint]dccb1
۰.۰۰۳	۱.۰۰۰					[Joint]dccg1
	۲۰.۹۹۳-		۲۱.۳۸۳-		۲۱.۴۹۷-	معیار آکائیک
	۲۰.۹۶۷-		۲۱.۳۵۸-		۲۱.۴۷۲-	معیار بیزی
	۲۰.۹۹۳-		۲۱.۳۸۳-		۲۱.۴۹۷-	معیار شیباتا
	۲۰.۹۸۴-		۲۱.۳۷۴-		۲۱.۴۸۸-	معیار هانون-کوئین

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با مقایسه معیار آکائیک مدلها با توزیع های مذکور نشان می دهد بهترین مدل برازش شده مدل با توزیع t و الگوی DCC است که بهترین برازش را دارد. از آنجا که ضریب بتا نزدیک به ۱ و معنی داری است، نشان از واریانس شرطی پایدار و بلند مدت بازده سهام و بازده نرخ ارز است. در سری بازده ارز ضرایب آلفا معنی دار نبوده و ضریب بتا معنی دار است. معنی داری نبودن ضریب آلفا نشان از عدم وجود تلاطم کوتاه مدت و معنی داری ضریب بتا نشان از پایداری بلند مدت واریانس شرطی در بازده سهام و بازده نرخ ارز است. معنی داری گاما در سری بازده نرخ ارز نیز نشان از اثر قوی، معنی دار و نامتقارن بازده نرخ ارز است. عدم معنی داری پارامتر آلفا در همبستگی شرطی (DCC) نشان می دهد که شوکهای گذشته همبستگی شرطی را تحت تاثیر قرار نمی‌دهند. معنی داری پارامتر بتا در همبستگی شرطی (DCC) نشان می دهد که همبستگی شرطی تأثیر قوی بر همبستگی فعلی بازده

نرخ ارز دارد. در سری دوم بازده نرخ ارز(Rut) : تأثیرات نامتقارن و شوک‌های کوتاه‌مدت اهمیت زیادی ندارند و رفتار متفاوتی نسبت به شوک‌ها نشان نمی‌دهند.

جدول ۹: نتایج مدل MS-VAR-VEC-EGARCH با توزیع نرمال

	Coefficients	P_Value
[Rst].mu	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰
[Rst].ar1	۰.۰۰۶-	۰.۹۰۲
[Rst].omega	۰.۰۳۹-	۰.۰۷۵
[Rst].alpha1	۰.۱۰۲	۰.۰۰۰
[Rst].beta1	۰.۹۹۱	۰.۰۰۰
[Rst].gamma1	۰.۱۸۷	۰.۰۰۰
[Rut].mu	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰
[Rut].ar1	۰.۰۰۱	۰.۹۹۲
[Rut].omega	۰.۰۰۴-	۰.۷۶۰
[Rut].alpha1	۰.۰۰۹	۰.۷۷۷
[Rut].beta1	۰.۹۹۴	۰.۰۰۰
[Rut].gamma1	۰.۲۶۲	۰.۰۰۹
[Joint]dcca1	۰.۰۰۱	۰.۶۵۳
[Joint]dccb1	۰.۹۹۵	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در مدل MS-VAR-VEC-eGARCH عدم معنی داری آلفا در بازده نرخ ارز نشان‌دهنده تأثیر نداشتن شوک‌های کوتاه‌مدت بر واریانس شرطی بازده نرخ ارز است. معنی داری بتا در بازده نرخ ارز نشان دهنده پایداری و اثر بلند مدت در واریانس شرطی بازده نرخ ارز است. معنی داری گاما در بازده ارز نشان از اثر نامتقارن و معنی دار این متغیر است به عبارت دیگر نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی به طور متفاوتی بر تلاطم اثر می‌گذارند. این نشان‌دهنده نامتقارنی قوی در بازده ارز است. معنی داری بتا در بازده سهام نشان دهنده پایداری و اثر بلند مدت در واریانس شرطی بازده سهام است. معنی داری گاما در بازده سهام نشان از اثر نامتقارن و معنی دار این متغیر است به عبارت دیگر نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی به طور متفاوتی بر تلاطم اثر می‌گذارند. این نشان‌دهنده نامتقارنی متوسط در بازده سهام است. ضرایب گاما بیانگر آن است که عدم تقارن در بازده نرخ ارز بیشتر از بازده سهام است. آلفا در این حالت معنی دار نیست و این نشان می‌دهد که شوک‌های کوتاه‌مدت بر همبستگی شرطی اثر نمی‌گذارند. بتا نیز در این حالت معنی دار و مقدار آن نزدیک به ۱ است و این نشان می‌دهد که همبستگی شرطی به شدت به تاریخچه خود وابسته است. این اثر بلندمدت نشان‌دهنده پایداری بالای روابط

همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده نرخ ارز است. بازده ارز در این سری اثرات شوک‌های کوتاه‌مدت و نامتقارن خیلی ضعیف است. واریانس شرطی پایدار بوده و تأثیر بلندمدت قابل‌توجهی دارد.

۵-بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیرهBEKK-GARCH و VEC-GARCH و مدل تغییر رژیم MS-EGARCH، به بررسی تلاطم و سرریز تلاطم میان بازار سهام و ارز پرداخته شد. نتایج حاکی از آن است که تلاطم در هر دو بازار دارای ویژگی‌های پایداری و انتقال‌پذیری قابل توجهی است و سرایت تلاطم میان آن‌ها، در دوره‌های زمانی خاص، شدت بیشتری یافته است. همچنین، رفتار تلاطم در بازار ارز نسبت به بازار سهام متفاوت بوده و این بازار عمدتاً در شرایط آشفته به سر برده است، در حالی‌که بازار سهام ترکیبی از دوره‌های آرام و پرتلاطم را تجربه کرده است. در تحلیل شاخص سرریز کل نیز مشخص شد که رابطه پویایی بین این دو بازار وجود دارد و شوک‌های وارده از یکی از آن‌ها می‌تواند در نوسانات دیگری نقش مؤثری داشته باشد. بررسی مدل‌های-MS EGARCHنشان داد که رفتار تلاطمی در بازار سهام وابسته به دو رژیم مجزا است که می‌توان آن‌ها را به عنوان دوره‌های آرامش و بی‌ثباتی نام‌گذاری کرد. در مقابل، برای بازار ارز تنها یک رژیم قابل شناسایی است که منعکس‌کننده شرایط ناپایدار و پرنوسان آن است. تفسیر ضرایب مدل‌ها نیز گویای این بود که در هر دو بازار، اثر شوک‌های مثبت و منفی یکسان است (رفتار متقارن) و شوک‌های گذشته نقش پایداری در شکل‌گیری نوسانات آتی دارند. نتایج مدل‌های گارچ چندمتغیره نیز سرریز متقابل بین بازارها را تأیید کرد و نشان داد که میزان انتقال تلاطم در برخی دوره‌ها قابل توجه است. چنین نتایجی برای سیاست‌گذاران مالی و سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است، چراکه تأکید بر نقش ارتباطات متقابل میان بازارهای مالی می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های آگاهانه‌تر در شرایط نوسانی کمک کند. محدودیت‌های این پژوهش عبارتند از:

۱) در این مطالعه از داده‌های سری زمانی خاصی برای تحلیل استفاده شده که ممکن است نتایج آن به مقاطع زمانی دیگر قابل تعمیم نباشد.

۲) بررسی‌ها تنها بر پایه دو بازار سهام و ارز بوده و سایر بازارهای مهم مانند بازار طلا، اوراق بدهی یا بازار بین‌المللی در تحلیل لحاظ نشده‌اند.

۳) مدل‌های آماری مورد استفاده، با وجود دقت بالا، همچنان از فروضی مانند ایستایی، خطی بودن ساختار و توزیع خاص خطا تبعیت می‌کنند که ممکن است در دنیای واقعی با چالش مواجه شوند.

۴) رویکردهای استفاده‌شده عمدتاً به صورت یک‌طرفه به تحلیل روابط پرداخته‌اند و اثرات بیرونی مانند سیاست‌های اقتصادی، تحریم‌ها یا شوک‌های جهانی را در نظر نگرفته‌اند.

پیشنهادات برای تحقیقات آتی می تواند موارد زیر باشد:

۱) استفاده از مدل‌های غیرخطی پویا یا شبکه‌های عصبی عمیق برای پیش‌بینی بهتر تلاطم در شرایط پیچیده و متغیر.

۲) گسترش تحلیل به سایر بازارهای مالی و در نظر گرفتن هم‌زمان چندین متغیر اقتصادی برای درک بهتر ساختار ارتباطات بازار.
۳) بررسی روابط علت و معلولی میان بازارها با استفاده از آزمون‌های علیت گرنجر در چارچوب گارچ و VAR.
۴) استفاده از داده‌های با فرکانس بالا برای تحلیل دقیق‌تر تلاطم‌های روزانه و بین‌روزی.
۵) به‌کارگیری سناریوهای شوک سیاستی برای ارزیابی اثرات اقدامات بانک مرکزی یا تحولات نرخ بهره بر سرایت تلاطم بین بازارها.

در پایان، نتایج این مطالعه نشان داد که بازارهای سهام و ارز در ایران دارای ساختارهای تلاطمی پیچیده‌ای هستند که در برخی دوره‌ها به صورت معنادار با یکدیگر در تعامل بوده‌اند. شناسایی رژیم‌های مختلف در بازار سهام و تحلیل سرریزهای تلاطم، اهمیت توجه به پویایی‌های درون‌زا و برون‌زای بازارها را نمایان ساخت. این یافته‌ها می‌توانند به سیاست‌گذاران، فعالان بازار و سرمایه‌گذاران در درک بهتر از ریسک‌های سیستماتیک و برنامه‌ریزی مؤثر در شرایط پرتلاطم کمک کنند. با این حال، محدودیت‌های مدل‌سازی و دامنه داده‌ها ایجاب می‌کند در مطالعات آتی از رویکردهای جامع‌تر، داده‌های متنوع‌تر و ابزارهای پیشرفته‌تری برای تحلیل دقیق‌تر پدیده‌های مالی استفاده شود.

فهرست منابع

اربابی، فرزین(۱۳۹۷) پیش بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار دارایی های مالی(رهیافت GARCH-ANN) ، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۸.

امین خرازیان, آل عمران, برادران حسن زاده & ,فرهنگ. (۲۰۲۳). بررسی همبستگی بین قیمت نفت خام و بازار سهام در ایران: رویکرد گارچ چندمتغیره و موجک .*اقتصاد مالی*.158-141 ,(64)*17* ,

جلائی، ا.، عسگری، م.، و فلاح، ش. (۱۳۹۴). بررسی اثر شوک‌های ارزی بر بازده سهام در ایران با استفاده از مدل GARCH. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۰) ۱(، ۱۰۴-۸۷.

دهقان خاوری & ,میر جلیلی. (۲۰۲۰). تعامل ریسک سیستماتیک با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران .*اقتصاد مالی*.282-257 ,(49)*13* ,

صادقی شاهدانی, م & .,محسنی, ح. (۲۰۱۸). سرریزی و انتقالات نوسان قیمت سکه طلا بر بازار سرمایه .*اقتصاد مالی*.122-103 ,(44)*12* ,

طاهری، ا.، و صفاری، ن. (۱۳۹۰). رابطه نرخ ارز واقعی و شاخص بورس اوراق بهادار تهران: یک تحلیل ARDL. *فصلنامه اقتصاد سنجی (مدلسازی اقتصادی)*، ۲) ۳(، ۱۴۵-۱۲۳.

عباسیان، ا.، ابراهیمی، ف.، و شکری، م. (۱۳۷۸). بررسی تأثیر شوک‌های ارزی بر شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری. *پژوهش‌های اقتصادی (تحقیقات اقتصادی)*، ۲) ۱(، ۶۲-۴۵.

نجارزاده، م.، یحیی‌پور، س.، و صالحی، ک. (۱۳۸۸). رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز و شاخص قیمت سهام در ایران: رویکرد VAR. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۹) ۲(، ۹۹-۷۹.

مهرگان، ن.، و احمدی قمی، م. (۱۳۹۴). بررسی نقش نرخ ارز به‌عنوان هادی بازار سهام ایران با استفاده از مدل‌های VARپانلی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰) ۶(، ۱۸۲-۱۵۹.

Choudhry, T., Hassan, S. S., & Shabi, S. (2015). Relationship between gold and stock markets during the global financial crisis: Evidence from nonlinear causality tests. International Review of Financial Analysis, 41, 247-256.

Du, D. (2014). Exchange rate exposure and the market value of U.S. multinational firms. *Journal of Economics and Business*, 72, 1–15.

Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory, 11(1), 122–150.

Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis. Princeton University Press.

Kenedy, S., & Nourizadeh, H. (2016). Exchange rate volatility and stock market returns: The case of USD/EUR and European markets. *International Review of Financial Analysis*, 44, 1–10.

King, M. A., & Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. Review of Financial studies, 3(1), 5-33.

Kumar, D. (2014). Return and volatility transmission between gold and stock sectors: Application of portfolio management and hedging effectiveness. IIMB Management Review, 26(1), 5-16.

Lim, K.-P., & Sek, S. K. (2014). Relationships between the volatility of exchange rate and stock price: A study on four East Asian emerging markets. *International Journal of Economics and Management*, 8(1), 1–24.

Pan, M.-S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503–520.

Patro, D. K., Wald, J. K., & Wu, Y. (2014). Currency devaluation and stock market response: An empirical analysis. *Journal of International Money and Finance*, 43, 130–153.

Sensoy, A., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on dynamic correlations between exchange rate, interest rate and stock market. *Economic Modelling*, 37, 508–512.

Vardar, G., Coşkun, Y., & Yelkenci, T. (2018). Shock transmission and volatility spillover in stock and commodity markets: evidence from advanced and emerging markets. Eurasian Economic Review, 1-58.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

The effect of volatility spillover risk of asymmetry between uncertainty of the foreign exchange market and the Tehran Stock Exchange

Abbas naeimi[1]
Mirfeiz FallahShams[2]
Feredoon Ohadi[3]

Received: 2025/March/31 Accepted: 2025/June/04

Abstract

Objective: The main objective of this study is to examine the structure of volatility and its spillover between the Iranian stock market and the foreign exchange market using advanced GARCH models and regime-switching frameworks. The focus is on analysing the dynamics of volatility and identifying the direction and intensity of shock spillovers between these two markets over different time periods.

Methodology: To model the conditional volatility of stock and currency returns, the MS-EGARCH model was employed. For analysing volatility spillovers, multivariate GARCH models including BEKK-GARCH and VEC-GARCH were estimated. Additionally, generalized variance decomposition within a VAR(6) framework was used to identify the sources and magnitude of forecast error variances attributed to shocks in each market.

Findings: The results indicate that the stock market volatility follows a two-regime structure, with the first regime representing relative stability and the second regime corresponding to periods of instability. The currency market volatility was modelled under a single regime, exhibiting persistent and intense fluctuations. Findings from multivariate GARCH models confirm the existence of bidirectional volatility spillovers between the stock and foreign exchange markets. Furthermore, the total and net spillover indices surged significantly in certain periods, particularly in the years 2011, 2018, 2020, and 2021.

Conclusion: The interaction of volatility between the stock and currency markets demonstrates a dynamic and time-varying pattern, which may lead to systemic instability in financial markets. The findings emphasize the need for coordinated monetary and fiscal policies to mitigate adverse inter-

Keywords: Spillover- Asymmetric Risk- Currency Market- GARCH Model- Structural Shocks.
JEL classification: C58, G10

[1] Department of economic sciences, KA.C., Islamic Azad University, Karaj, Iran. abbas.naeimi@iau.ir
[2] Department of Finance Management, C.T.C., Islamic Azad University, Iran. Mir.fallahshams@iauctb.ac.ir
[3] Department of Engineering, KA.C., Islamic Azad University, Karaj, Iran. Fohadi31@yahoo.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱۴۰۴
صفحه ۳۵۳ تا ۳۷۲

شناسایی و اولویت بندی عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود با استفاده از رویکرد دلفی فازی (مورد مطالعه: شرکت های پذیرفته شده در بورس)

زهراحمامی[۱]
حسن قدرتی[۲]✉
میثم عرب زاده[۳]
حسین پناهیان[۴]
محمدعلیپور[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۵

چکیده

قابلیت پیش بینی سود به عنوان یکی از مکانیسم های تاثیرگذار عبارت است از توانایی سود جاری در پیش بینی سود آتی در کوتاه مدت و بلندمدت. هدف پژوهش حاضر شناسایی و رتبه بندی عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس می باشد. این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از لحاظ نوع شناسی پژوهش در زمره پژوهشهای آمیخته با رویکرد کیفی و کمی در پارادایم قیاسی-استقرایی است. روش تحقیق حاضر دلفی فازی است. جامعه آماری این پژوهش در بخش کیفی اساتید و خبرگان حسابداری است که با توجه به هدف پژوهش، نمونه گیری در این پژوهش به صورت هدفمند و به تعداد ۱۸ نفر انجام شد. جامعه آماری بخش کمی مدیران و مالکان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰می باشد که با استفاده از روش نمونه‌گیری غیراحتمالی دردسترس حجم نمونه ۷۴ نفر از مدیران این شرکت ها تعیین شد. ابزار گردآوری اطلاعات در بخش کیفی مصاحبه و در بخش کمّی پرسشنامه بود که روایی و پایایی با استفاده از شاخص CVR، آزمون کاپای کوهن و آزمون مجدد تأیید شد. در بخش کیفی، داده های کیفی بدست آمده از مصاحبه ها با استفاده از نرم افزارMAXQDA2020 و روش کدگذاری و بخش کمی پژوهش و تحلیل نهایی با استفاده از روش دلفی فازی انجام شد. با استفاده از داده های کیفی به دست آمده از مصاحبه های اکتشافی ۲۸ عامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود مشخص و سپس با استخراج این عوامل، از طریق پژوهش کمیّ رتبه بندی شدند. نتایج پژوهش نشان می دهد محیط اطلاعاتی شرکت، واکاوی انحرافات، تغییرپذیری سود، انباشت اخبار و تحلیل اهرم مالی مهمترین عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود می باشند.

واژه‌های کلیدی: قابلیت پیش بینی سود، شرکت های پذیرفته شده در بورس، بازار سرمایه.

طبقه بندی JEL : G10 ، F38، M42

۱ گروه حسابداری ، واحدکاشان ،دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران.z.hammami@iau.ir
۲ گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران.(نویسنده مسئول).1262628717@iau.ir
۳ گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران .Meysam.Arabzadeh@iau.ac.ir
۴ گروه حسابداری ومدیریت، واحد کاشان، آزاد اسلامی دانشگاه، کاشان، ایران.H.panahian@iaukashan.ac.ir
۵ گروه حسابداری، واحد خلخال، دانشگاه آزاد اسلامی، خلخال، ایران. uniclass.alipoor@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

از دیدگاه اطلاعاتی، مفهوم سود نتیجه ی فعالیتهای اقتصادی را بیان می کند. بسیاری از سرمایه گذاران، سرمایه گذاری در شرکت هایی که از یک روند ثابت سود آوری برخوردارند را ترجیح می دهند . همچنین سرمایه گذاران معتقدند شرکت هایی که سودهای پرنوسان گزارش می کنند، نسبت به شرکتهایی که سودهای هموار گزارش می کنند، دارای ریسک بیشتری هستند(گدویلنس[1] و همکاران،۲۰۱۷). سرمایه گذاران، اعتبار دهندگان، مدیران، کارکنان شرکت، تحلیل گران، دولت و دیگر استفاده کنندگان صورت های مالی، از سود به عنوان مبنایی جهت اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری، اعطای وام، سیاست پرداخت سود، ارزیابی شرکت ها، محاسبه مالیات و سایر تصمیمات مربوط به شرکت، استفاده می کنند(رالیکیس[2] و همکاران، ۲۰۱۹). به عبارت دیگر سود از جمله برترین شاخص های اندازه گیری فعالیت های اقتصادی است. سهامداران که مهمترین گروه استفاده کننده از صورت های مالی هستند منافع خود را در اطلاعات سود جستجو می کنند. سود راهنمایی برای سرمایه گذاری، تصمیم گیری و پیش بینی به شمار می رود. از ویژگی های کیفی سودمی توان به پایداری، قابلیت پیش بینی، مربوط بودن، به موقع بودن و محافظه کارانه بودن سود اشاره کرد(چیما[3] و همکاران، ۲۰۱۷).

پیش بینی، عاملی کلیدی در تصمیم گیری های اقتصادی است. سرمایه گذاران، اعتبار دهندگان، مدیریت و دیگر اشخاص در تصمیم گیری های اقتصادی متکی به پیش بینی و انتظارات هستند. از آن جایی که سرمایه گذاران و تحلیل گران مالی از سود به عنوان یکی از معیارهای اصلی برای ارزیابی شرکت ها استفاده می کنند، آنان تمایل به اندازه گیری میزان سودآوری آتی دارند تا نسبت به نگهداری یا فروش سهام خود تصمیم گیری کنند. آنان با پیش بینی سود، نسبت به وضعیت یک شرکت قضاوت می کنند(تیان و همکاران[4]، ۲۰۲۰). مهم ترین ملاک تصمیم گیری سرمایه گذاران در انتخاب شرکتها برای سرمایه گذاری، سطح سودآوری فعلی و آتی شرکتها است؛ به طوریکه سرمایه گذاران در استراتژ یهای مختلف سرمایه گذاری، به طورعمده، باتوجه به سود شرکتها تصمیم گیری می‌کنند. سرمایه گذاران و تحلیل گران مالی، سود را به عنوان یکی از معیارهای اصلی ارزیابی شرکت ها تلقی کرده اند و به اندازه گیری میزان سودآوری آیند شرکت تمایل دارند تا دربار نگهداری یا فروش سهام خود تصمیم گیری کنند. به این ترتیب، با پیش بینی سود، نسبت به وضعیت یک شرکت قضاوت می کنند. پیش بینی های سود هر سهم در سرمایه گذاری ها دارای اهمیت ویژه ای است. اهمیت این پیش بینی، به میزان انحرافی که با واقعیت دارد، بستگی دارد. هرچه میزان این انحراف کمتر باشد، پیش بینی دارای دقت بیشتری است(اکباس[5] و همکاران، ۲۰۱۷). سهامداران با استفاده از اطلاعات سود سال های گذشته و پیش بینی سود سال آتی اقدام به خرید و فروش سهام می نمایند. در این میان هر چقدر سود سال های گذشته نوسان کمتری داشته باشد و سود پیش بینی شده به سود تحقق یافته نزدیک تر باشد، اعتماد سرمایه گذاران بیشتر جلب

[1] Gedviliene
[2] Rauličkis
[3] Cheema
[4] Tian
[5] Akbas

شده و منجر به افزایش خرید سهام مذکور و افزایش ارزش آن در بازار می گردد. چنانچه سرمایه گذاران موفق به تشخیص اجزای پایدار سود شوند، احتمالا سودهای آتی را به خوبی پیش بینی خواهند کرد. از آنجایی که سود گزارش شده مهمترین منبع اطلاعاتی پرداخت سود آتی شرکت محسوب می شود، سرمایه گذاران با در اختیار داشتن این پیش بینی ها ممکن است سود نقدی آتی خود را بهتر برآورد نمایند و میزان دقت پیش بینی افزایش یابد(آلن[1] و همکاران، ۲۰۱۸). اهمیت سود برای مشارکت کنندگان در بازار سرمایه، بر هیچ کس پوشیده نیست. گروه های علاقه مند به گزارش های مالی ارائه شده در این بازار، اهداف و منافع گوناگونی را دنبال می کنند که گاه با اهداف و منافع دیگر ذینفعان نیز همسو نیست. استفاده کنندگان گزارش های مالی شرکت ها، سرمایه گذاران موجود یا آتی یک واحد تجاری هستند که بصورت منطقی به دنبال حداکثر کردن منافع خود و همیشه نگران شرایط مبهم آینده هستند. آنها با اطمینان کردن به پیش بینی های خود در مورد این شرایط یا دیگر مشارکت کنندگان، تصمیم گیری می کنند. روشن است که این سرمایه گذاران به پیش بینی افرادی توجه می کنند که احتمال می دهند نسبت به آنها از اطلاعات معتبرتری برای پیش بینی های خود استفاده می کنند. پیش بینی آینده، همواره با ابهام و ریسک همراه است اما اغلب می توان با در نظر گرفتن اطلاعات و شرایطی مربوط، بخشی از این ریسک را محتمل نشد، که تشخیص درست این اطلاعات و امکان دستیابی به آنها در این امر، تعیین کننده خواهد بود(قلی زاده و همکاران، ۱۳۹۶). پیش بینی سود توسط مدیریت از مهمترین منابع اطلاعاتی سرمایه گذاران و سایر اشخاص به شمار می‌رود، چرا که در بازارهای سرمایه، یکی از عمده ترین راههای دستیابی بسیاری از سرمایه گذاران به اطلاعات شرکت ها، اعلامیه ها و اطلاعیه هایی است که از جانب شرکت ها در رابطه با اعلام سود پیش بینی شده هر سهم منتشر می شود. اگر پیش بینی های سود توسط مدیریت از دقت لازم برخوردار باشد می تواند منجر به بهبود فرآیند تصمیم گیری استفاده کنندگان از گزارش های حسابداری گردد. پیش بینی در تصمیم گیری های اقتصادی نقش مهمی را ایفا می‌کند(گدویلنس و همکاران،۲۰۱۷). در سطح یک بنگاه اقتصادی، سرمایه گذاران، اعتبار دهندگان، مدیریت و سایر استفاده کنندگان از صورتهای مالی به پیش بینی های خود با دیگران اتکا می نمایند. از آنجا که بیشتر استفاده کنندگان صورتهای مالی مستقیم به اطلاعات مالی دسترسی ندارند به ناچار از پیش بینی های ارائه شده توسط مدیریت اتکا میکشد. اهمیت سود پیش بینی شده به میزان انحرافی که با مقدار واقعی آن دارد، وابسته است. هر چه میزان این انحراف کمتر باشد، پیش بینی از دقت بیشتری برخوردار است(اکباس و همکاران، ۲۰۱۷). قابلیت پیش بینی به عنوان یکی از معیارهای مهم مرتبط بودن اطلاعات حسابداری مورد توجه قرار می گیرد. قابلیت پیش بینی عملکرد آتی شرکت بر مبنای اطلاعات حسابداری و استفاده از اطلاعات حاصل از این پیش بینی ها در تعیین ارزش شرکت از نظر استفاده کنندگان از صورت های مالی اهمیت زیادی دارد. لذا سود حسابداری و اجزای مربوط به آن از جمله اطلاعاتی است که افراد آنها را در هنگام تصمیم گیری مد نظر قرار می‌دهند. اطلاعات مربوط به قابلیت پیش بینی سود مهم است و به پیش بینی سود آینده کمک می‌کند. با توجه به این توضیحات و با توجه به اینکه تاکنون پژوهش قابل اعتنایی در حوزه

[1] Allen

ارزیابی قابلیت پیش بینی سود صورت نپذیرفته است، این تحقیق به دنبال شناسایی و رتبه بندی عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود است. نتایج این تحقیق در توسعه ادبیات پژوهش سودمند بوده و خلا تحقیقاتی موجود را پوشش خواهد داد.

مبانی نظری پژوهش

قابلیت پیش بینی سود عبارت است از: توانایی سود جاری در پیش بینی سود آتی در کوتاه مدت و بلندمدت توانایی سود در پیش بینی سودهای اتی است. پیش بینی سود به وسیله مدیریت اطلاعاتی در مورد آینده شرکت فراهم می کند. یکی از عواملی که در پیش بینی سود باید مورد توجه قرار گیرد، نوسانات سود است که قابلیت پیش بینی سود با نوسان پذیری سود رابطه معکوس دارد (کای و همکاران، ۲۰۱۷). این معیار به عنوان توان سود برای پیش بینی خودش در آینده تعریف می شود. قابلیت پیش بینی یکی از اجزای مربوط بودن در چارچوب نظری هیات استانداردهای حسابداری مالی است و بنابراین از دید استاندارد گذاران یک مشخصه مطلوب برای سود است(علی و همکاران، ۲۰۱۷) .قابلیت پیش بینی سود به عنوان یکی از ویژگی های کیفی و سری زمانی سود عبارت است از توانایی سود جاری در پیش بینی سود آتی در کوتاه مدت و بلندمدت هستند. عوامل اقتصادی و حسابداری از جمله عواملی است که رابطه نوسان پذیری و قابلیت پیش بینی سود را تحت تاثیر قرار می دهند(اسکیوارسیانسی[1] و همکاران، ۲۰۱۸). قابلیت پیش بینی سود قابلیت پیش بینی یکی از خصوصیات کیفی اطلاعات حسابداری است که سبب بهبود مربوط بودن اطلاعات می گردد. مطالعه ادبیات موضوعی بیانگر آن است که قابلیت پیش بینی توسط بسیاری از محققین، به عنوان یکی از معیارهای مرتبط با خصوصیات سری زمانی سود معرفی شده است. برخی از محققین قابلیت پیش بینی را به عنوان یک معیار مجزای کیفیت سود در نظر می گیرند. اما برخی دیگر قابلیت پیش بینی را در یک سرفصل مجزا تحت عنوان معیارهای مرتبط با خصوصیات کیفی اطلاعات حسابداری جای می دهند. برخی بر این باورند که قابلیت پیش بینی به مجموعه گزارشگری مالی شامل سود و اجزای آن مرتبط است اما برخی دیگر به توانایی سودهای گذشته در پیش بینی سودهای آتی، قابلیت پیش بینی سود می گویند(جکسون[2] و همکاران، ۲۰۱۸). قابلیت پیش بینی سود با نوسان پذیری سود، رابطه‌ی منفی دارد. از آن جایی که پیش بینی سود از اهمیت زیادی برخوردار است، مدیران دقت زیادی در پیش بینی سود دارند. منابع و ابزارهای متعددی برای بالا بردن دقت پیش بینی سود برای مدیران وجود دارد که اگر منجر به پیش بینی نزدیک به واقعیت شوند، مطلوب تر خواهند بود. هم چنین پیش بینی به سرمایه گذاران کمک می کند تا فرآیند تصمیم گیری خود را بهبود بخشند و خطر تصمیم های نادرست را بکاهند. سرمایه گذاران علاقه دارند منافع آینده‌ی سرمایه گذاری خود را برآورد نمایند تا بتوانند درباره‌ی دریافت سود نقدی آینده و نیز ارزش سهام خود، داوری کنند(این[3] و همکاران، ۲۰۱۷). قابلیت پیش‌بینی سود توانایی سود در توضیح خود سود

[1] Skvarciany
[2] Jackson
[3] Ene

است. اگر سودآوری گذشته برآورد خوبی از سودآوری فعلی باشد، گفته می‌شود قابلیت پیش‌بینی بالاست. این خصوصیت مبتنی بر رابطهٔ بین ارقام حسابداری سود (سودآوری گذشته با سودآوری فعلی) است و اطلاعات خارج از سیستم حسابداری نظیر تصور بازار از سود گزارش‌شده را نادیده می‌گیرد. برآورد دقیق‌تر سود آتی سبب پیش‌بینی دقیق‌تر سود تقسیمی آتی می‌شود که به‌نوبهٔ خود صحت برآورد قیمت سهام حاصل از کاربرد فرمول ارزش فعلی سودهای تقسیمی موردانتظار آتی را افزایش می‌دهد(اکباس و همکاران، ۲۰۱۷).

پیشینه پژوهش

آشکارسازی جنبه‌های مفهومی که در این مطالعه موردبررسی قرار می‌گیرد نیازمند این است تا برخی از مطالعات تجربی انجام‌گرفته در این حوزه را موردبررسی قرار داده و همچنین نتایج مطالعات مرتبط با این حوزه را بررسی نموده تا بتواند معیار مناسبی برای جهت‌گیری پژوهشی باشد. بر این اساس در این بخش تلاش می‌گردد تا برخی از مهم‌ترین و مرتبط‌ترین این مطالعات ارائه گردد.

ین[1] و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی بی ثباتی سود و تغییرات زمانی در بازده حرکت: شواهد از چین پرداختند. این مطالعه قدرت پیش بینی بی ثباتی سود کل را برای تغییرات زمانی در بازده حرکت بررسی می کند. نتایج بیانگر آن است که بی ثباتی سود کل ، قدرت پیش بینی قابل توجهی منفی برای بازده حرکت دارد. این قدرت پیش بینی بسته به وضعیت بازار نامتقارن است. به طور خاص ، در حالت بازار صعودی است اما در حالت بازار نزولی به طور قابل توجهی کاهش می یابد. این الگوی پیش بینی نامتقارن حتی پس از کنترل عوامل سنتی که بر تغییرات زمانی در بازگشت حرکت تأثیر می گذارند ، ادامه دارد.

الاروسی[2] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر سودآوری در مالزی پرداختند. این تحقیق بر اساس پنج متغیر مستقل است که از نظر تجربی برای ارتباط آنها با سودآوری بررسی شده است. این متغیرها عبارتند از: اندازه شرکت (که با کل فروش اندازه گیری می شود) ، سرمایه در گردش (WC) ، کارایی شرکت (نسبت گردش دارایی) ، نقدینگی (نسبت جریان) و اهرم (نسبت سهام بدهی و نسبت اهرم). داده های ۱۲۰ شرکت ذکر شده در بورسا مالزی شامل دوره ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۴ از گزارش های سالانه شرکت ها استخراج شده است. برای تجزیه و تحلیل داده ها از رگرسیون حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت جمع شده استفاده شد.یافته ها رابطه مثبت و قوی بین اندازه شرکت (کل فروش) ، کارایی شرکت (نسبت گردش دارایی) و سودآوری را نشان می دهد. نتایج همچنین رابطه منفی بین نسبت حقوق صاحبان بدهی و نسبت اهرم و سودآوری را نشان می دهد. نقدینگی (نسبت جریان) ارتباط معنی داری با سودآوری ندارد..

یوهان[3](۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی استفاده از اطلاعات صورتهای مالی برای پیش بینی سودآوری پرداختند. تحقیق در مورد استفاده از اطلاعات صورتهای مالی برای پیش بینی سودآوری دو هدف دارد: (i) تولید پیش بینی

[1] Yin
[2] Alarussi.
[3] Yohn

های بهتر سودآوری و برآورد دقیق ارزش شرکت. و (ii) برای شناسایی ناکارآمدی بازار با توجه به اطلاعات صورتهای مالی. برای این زمینه های تحقیق ، این مقاله سیر تحول را توصیف می کند ، مثالهایی را ارائه می دهد و پیامدهای تحقیق را به اشتراک می گذارد. همچنین در مورد فرصتهای آینده تحقیق می شود. این مقاله نشان می دهد که تحقیقات تجزیه و تحلیل صورت های مالی به آرامی پیشرفت کرده و مورد توجه محدود دانشگاهیان قرار گرفته است. این مقاله استدلال می کند که فرصت های گسترده ای برای تحقیق تأثیرگذار در مورد تحلیل بنیادی و ناکارآمدی بازار وجود دارد

اسچرودر[1] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی اثرات صنعت در پیش بینی سودآوری شرکت پرداختند. هدف این مقاله بررسی بیشتر این نتیجه و ارائه بینش در مورد زمان و دلیل مفید بودن مدل های پیش بینی سودآوری خاص صنعت است. نتایج نشان می دهد که پیش بینی های خاص صنعت به طور قابل توجهی دقیق تر در پیش بینی سودآوری برای شرکت های تک بخش و تا حدی برای بخش های تجاری دقیق تر هستند. برای شرکت های چند بخشی، جمع آوری داده های سطح بخش برای گزارشگری خارجی از منابع مالی در سطح شرکت ، اثرات صنعت بخشهای آنها را از بین می برد.

ورست[2] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی مدل های چرخه زندگی و پیش بینی رشد و سودآوری پرداختند. برگشت متوسط در سودآوری و رشد یک پدیده کاملاً مستند است. با این حال ، نسبتا کمتر در مورد سطح تجزیه و تحلیل شناخته شده است که بهترین معنی معنی برگشت است. در این مطالعه ، در می یابیم که تجزیه و تحلیل شرکت ها بر اساس مرحله چرخه عمر ، دقت خارج از نمونه سودآوری و پیش بینی رشد را نسبت به شرکت های تجزیه و تحلیل شده در سراسر اقتصاد و تجزیه و تحلیل شرکت ها بر اساس صنعت بهبود می بخشد. دقت بهبود یافته هم به پیش بینی های کوتاه مدت و هم برای بلند مدت از سودآوری و رشد محکم است. ما همچنین دریافتیم که بهبود دقت پیش بینی ها از تجزیه و تحلیل چرخه زندگی برای شرکت ها در مراحل معرفی و افت و برای شرکت هایی که عدم اطمینان بیشتری دارند ، بیشترین است. سرانجام ، ما استفاده فعالان بازار از اطلاعات چرخه زندگی در شکل گیری انتظارات را بررسی می کنیم. ما در پیش بینی های تحلیل گران ، استفاده ناکارآمد از اطلاعات چرخه زندگی را می یابیم ، اما در پیش بینی های مدیریتی نه. ما همچنین در می یابیم که پیش بینی های چرخه زندگی با بازده غیرعادی سهام سال قبل مرتبط است.

فضل زاده و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی ویژگی های سود پیش بینی شده توسط مدیریت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداختند. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر ویژگی‌های پیش‌بینی سود مدیریت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام است. عدم انتشار اخبار بد و انباشت آن‌ها در داخل شرکت منجر به ایجاد یک مخزن از اطلاعات منفی می‌گردد که انتشار یکباره این اخبار به بازار ریسک سقوط قیمت سهام را در پی دارد. در این راستا، انتشار سودهای پیش‌بینی‌شده با تأثیر بر اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران بر ریسک سقوط قیمت سهام مؤثر خواهند بود. به‌منظور دستیابی به هدف پژوهش تعداد ۱۰۱ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در

[1] Schröder
[2] Vorst

بازار اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۵ در جامعه غربال‌شده قرار گرفت. برای آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیونی چندگانه استفاده‌شده است. مطابق با یافته‌ها، در بازار اوراق بهادار تهرن، خطای پیش‌بینی سود از ویژگی‌های پیش‌بینی تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک سقوط دارد. ولی فراوانی پیش‌بینی تأثیر معناداری ندارد. همچنین، با کنترل اثر خطای پیش‌بینی، خوش‌بینی مدیران در پیش‌بینی با یک معیار منجر به افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود، ولی با معیار دوم تأثیر معناداری ندارد.

آل بوشو و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر خطای پیش بینی سود و بازدهی تعدیل شده بازار با استفاده از رفتار هزینه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این پژوهش از نوع مطالعه کتابخانه ای و تحلیلی- علی بوده و مبتنی بر تحلیل دادههای تابلویی است. در این پژوهش اطلاعات مالی ۳۰۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ بررسی شده است. نتایج تحقیق در ارتباط با تایید فرضیه اول پژوهش نشان از آن داشت که افزایش چسبندگی هزینه ها، دقت پیش بینی سود را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران کاهش می دهد. همچنین با توجه به تجزیه و تحلیلهای صورت گرفته در ارتباط با تایید فرضیه دوم پژوهش به این نتیجه رسیدیم که افزایش چسبندگی بهای تمام شده کالای فروش رفته، دقت پیش بینی سود را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران کاهش می دهد. در ادامه نتایج پژوهش در ارتباط با تایید فرضیه سوم پژوهش حاکی از آن بود که افزایش چسبندگی هزینه های فروش، عمومی و اداری، دقت پیش بینی سود را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران کاهش می دهد.

محبوبه خان احمدی (۱۴۰۰)درپژوهشی موارد ویژه برای مدیران واحدهای تجاری تولیدی، استفاده کنندگان صورت های مالی، نظیر سرمایه گذاران، تحلیلگران مالی، سهامداران، اعضای حرفه حسابداری، به ویژه سازمان بورس اوراق بهادار می باشد. بنابراین پیشنهاد میشود، سرمایهگذاران کنونی در زمان تصمیمگیریهای اقتصادی به سطح افشای اطالعات در جهات متفاوت مسئولیتهای اجتماعی توجه کافی داشته باشند زیرا باعث ایجاد سرمایه گذاری کارآمدتر و سودآوری بیشتری خواهد شد.

دهقان خاوری، سعید، میر جلیلی، سید حسین(۱۳۹۸)تحلیل و تبیین عوامل تعیین کننده بازدهی سهام بر اساس روند گذشته و با استفاده از داده های شرکتهای فعال در بازار سرمایه می تواند در کسب بازده آتی کمک کند

کیامهر، علی، جنانی، محمدحسن، همت فر، محمود. (۱۳۹۹)بسیاری از اقتصاددانان به این نتیجه رسیده اند که یکی از عوامل موثر بر رشد و توسعه پایدار، سرمایه گذاری موثر است و برای رشد اقتصادی الزم است افراد مازاد درآمد خود را سرمایه گذاری کنند.

روش پژوهش

این پژوهش بر پایه پژوهش آمیخته و به صورت کیفی و کمی در پارادایم قیاسی-استقرایی است. روش تحقیق حاضر دلفی فازی است. در این روش داده های ذهنی افراد خبره به داده های تقریباً عینی تبدیل میشود. اساس

روش دلفی یک فرایند ساختارمند برای جمع آوری و مختصرسازی دانش به دست آمده از گروه خبرگان است(نیل و بیبرمن۱ ۲۰۰۳). مزیت روش دلفی فازی در توجه به هر یک از نظرات و یکپارچه نمودن آنها برای دستیابی توافق گروهی است(کو و چنگ۲ ۲۰۰۸). جامعه آماری این پژوهش در بخش کیفی اساتید و خبرگان حسابداری بود که با توجه به هدف پژوهش، نمونه گیری در این پژوهش به صورت هدفمند با استفاده از تکنیک گلوله برفی و به تعداد ۱۹ نفر انجام شده است. تعیین حجم نمونه با استفاده از اصل اشباع نظری صورت گرفته است به نحوی که پس از انجام مصاحبه با نفرات هفدهم و هجدهم دیگر عامل جدیدی شناسایی نگردید و فرایند مصاحبه با نفر نوزدهم به پایان رسید. مصاحبه ها در بخش کیفی به صورت چهره به چهره و با سوالات باز انجام شد و سپس با استفاده از فرآیند کدگذاری باز،محوری و گزینشی عوامل موثر شناسایی شدند. برای اطمینان از صحت کدگذاری و اسخراج مفاهیم ، کدهای بدست آمده از مصاحبه ها مجدداً در اختیار مصاحبه شوندگان قرار گرفت تا از تأیید کدهای استخراج شده توسط مصاحبه شوندگان اطمینان حاصل شود. هدف رسیدن به ایده اصلی مصاحبه شونده است. جامعه آماری بخش کمی مدیران و مالکان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ است که با استفاده از روش نمونه‌گیری غیراحتمالی دردسترس حجم نمونه ۷۴ نفر از مدیران این شرکت ها انتخاب شده است. ابزار گردآوری اطلاعات در بخش کیفی مصاحبه و در بخش کمّی پرسشنامه بود که روایی و پایایی با استفاده از شاخص CVR، آزمون کاپای کوهن و آزمون مجدد تأیید شد. برای سنجش شاخص CVR ، میزان ضروری بودن مفاهیم مورد سوال قرار گرفت. نتایج فرمول برای همه شاخص ها بالاتر از ۰/۷۳ بوده که حکایت از روایی محتوایی مناسب دارد. در آزمون کاپا کوهن نیز با توجه به میزان عدد معنی داری و مقدار آزمون که بالاتر از ۶۰ درصد است نشان دهنده پایایی لازم است. اعتبار محتوای پرسشنامه این مطالعه با بهره‌گیری از نظرات تخصصی پنج نفر از افراد مطلع به موضوع پژوهش مورد تایید قرار گرفت.

		Value	Asymp Std.Error	Approx. T	Sig
Measure of Agreement	Kappa	.699	.118	6.822	**.000**

(منبع: یافته های پژوهشگر)

گفتنی است از آنجا که پژوهش حاضر یک پژوهش آمیخته با رویکرد اکتشافی است، ابتدا باید مطالعه کیفی صورت گیرد و پس از آن مطالعه کمیّ انجام شود. از این رو، داده های کیفی با استفاده از نظرات ۱۹ نفر از خبرگان و تا سرحد اشباع اطلاعات و نیل به کفایت نظری بررسی و سپس مطالعه کمیّ انجام شد. در بخش کیفی، داده های کیفی بدست آمده از مصاحبه با استفاده از نرم افزار MAXQDA2020 و روش کدگذاری و بخش کمی پژوهش و تحلیل نهایی، با استفاده از روش Delphi fuzzy انجام شد. با استفاده از داده های کیفی به دست آمده از مصاحبه

1 Neal, J. & Biberman

2 Kuo & Cheng,

های اکتشافی عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود مشخص و سپس با استخراج این عوامل، از طریق پژوهش کمیّ اولویت بندی می شوند.

یافته های پژوهش

یافته های جمعیت شناختی

در جدول ۱ و ۲ ویژگی های جمعیت شناختی اعضای نمونه در بخش کیفی و کمی ارائه شده است.

جدول ۲. ویژگی های جمعیت شناختی بخش کیفی

جنسیت	تحصیلات	شغل	سابقه کار	جنسیت	تحصیلات	شغل	سابقه کار
مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۹	مرد	کارشناسی ارشد	مدیر موسسه	۹
مرد	دکتری	مدیر موسسه	۱۱	مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۱۳
زن	دکتری	عضو هیئت علمی	۱۳	مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۱۹
مرد	کارشناسی ارشد	مدیر موسسه	۱۶	مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۷
مرد	کارشناسی	مدیر موسسه	۱۴	مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۱۷
مرد	کارشناسی	مدیر موسسه	۹	زن	دکتری	عضو هیئت علمی	۱۰
مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۷	مرد	دکتری	مدیر موسسه	۱۲
مرد	کارشناسی	مدیر موسسه	۱۱	مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۱۴
مرد	دکتری	عضو هیئت علمی	۶	مرد	کارشناسی ارشد	مدیر موسسه	۱۷

(منبع: یافته های پژوهشگر)

جدول ۳. ویژگی های جمعیت شناختی بخش کمی

	کارشناسی	کارشناسی ارشد	دکتری
مرد	۷	۲۴	۳۹
زن	۰	۳	۱

(منبع: یافته های پژوهشگر)

یافته های بخش کیفی

عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود

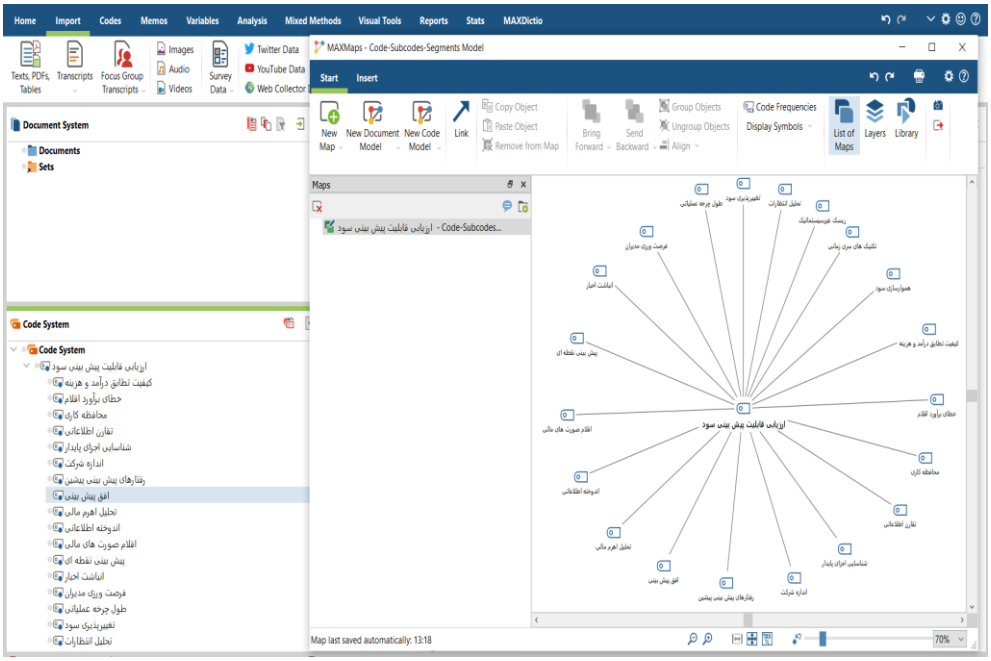
مصاحبه ها در بخش کیفی به صورت چهره به چهره و با سوالات باز انجام شد و سپس با استفاده از فرآیند کدگذاری عوامل موثر شناسایی شدند. در توضیح شیوه استخراج عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود گفتنی است که این امر با بررسی متون مصاحبه ها با کمک نرم افزار MAXQDA2020 و کدگذاری آنها انجام شد. بر این اساس، مصاحبه که مشتمل بر چهار سؤال اصلی بود، پس از ارائه توضیحات لازم به اعضای نمونه، صورت گرفت.

سپس متن مصاحبه های انجام شده تحلیل شد. برای اطمینان از صحت کدگذاری و اسخراج مفاهیم ، کدهای بدست آمده از مصاحبه ها مجدداً در اختیار مصاحبه شوندگان قرار گرفت تا از تأیید کدهای استخراج شده توسط مصاحبه شوندگان اطمینان حاصل شود. هدف رسیدن به ایده اصلی مصاحبه شونده بود.
عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول۴ عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود

مؤلفه ها			
X1	محیط اطلاعاتی شرکت	X15	فرصت ورزی مدیران
X2	ریسک غیرسیستماتیک	X16	انباشت اخبار
X3	واکاوی انحرافات	X17	پیش بینی نقطه ای
X4	الزام افشا	X18	اقلام صورت های مالی
X5	سوگیری ها	X19	اندوخته اطلاعاتی
X6	ارزش بازاری شرکت	X20	تحلیل اهرم مالی
X7	پیچیدگی فرآیند سود	X21	افق پیش بینی
X8	آگاهی محیطی	X22	رفتارهای پیش بینی پیشین
X9	نوسان پذیری	X23	اندازه شرکت
X10	تکنیک های سری زمانی	X24	شناسایی اجزای پایدار
X11	هموارسازی سود	X25	تقارن اطلاعاتی
X12	تحلیل انتظارات	X26	محافظه کاری
X13	تغییرپذیری سود	X27	خطای برآورد اقلام
X14	طول چرخه عملیاتی	X28	کیفیت تطابق درآمد و هزینه

(منبع: یافته های پژوهشگر)



نگاره ۱. خروجی نرم افزار MAXQDA2020 (منبع: یافته های پژوهشگر)

یافته های کمی پژوهش

نظرسنجی مرحله اول

در این مرحله عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود که با استفاده از مصاحبه نیمه ساختار یافته شناسایی شده، در قالب پرسشنامه در اختیار خبرگان قرار می گیرد و با توجه به گزینه پیشنهادی و متغیرهای زبانی تعریف شده ، نتایج حاصل از بررسی پاسخ های قیدی شده در پرسشنامه برای به دست آوردن میانگین فازی عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود مورد تحلیل قرار می گیرند.

جدول شماره ۶ نتایج شمارش پاسخ های مرحله نخست نظرسنجی

عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود					
متغیر ها	خیلی زیاد	زیاد	متوسط	کم	خیلی کم
محیط اطلاعاتی شرکت	66	6	2	0	0
ریسک غیرسیستماتیک	65	4	5	0	0
واکاوی انحرافات	68	2	4	0	0
الزام افشا	65	4	2	3	0

عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود					
متغیر ها	خیلی زیاد	زیاد	متوسط	کم	خیلی کم
سوگیری ها	67	7	0	0	0
ارزش بازاری شرکت	62	4	5	3	0
پیچیدگی فرآیند سود	68	3	2	1	0
آگاهی محیطی	68	1	2	0	0
نوسان پذیری	67	2	4	1	0
تکنیک های سری زمانی	66	4	2	2	0
هموارسازی سود	62	8	3	2	0
تحلیل انتظارات	62	6	2	4	0
تغییرپذیری سود	64	8	2	0	0
طول چرخه عملیاتی	67	2	3	2	0
فرصت ورزی مدیران	65	4	2	3	0
انباشت اخبار	67	7	0	0	0
پیش بینی نقطه ای	62	4	5	3	0
اقلام صورت های مالی	68	3	2	1	0
اندوخته اطلاعاتی	66	6	2	0	0
تحلیل اهرم مالی	65	4	5	0	0
افق پیش بینی	68	2	4	0	0
رفتارهای پیش بینی پیشین	65	4	2	3	0
اندازه شرکت	67	7	0	0	0
شناسایی اجزای پایدار	62	4	5	3	0
تقارن اطلاعاتی	65	4	2	3	0
محافظه کاری	67	7	0	0	0
خطای برآورد اقلام	62	4	5	3	0
کیفیت تطابق درآمد و هزینه	68	3	2	1	0

(منبع: یافته های پژوهشگر)

پس از مشخص شدن تعداد پاسخ های داده شده به هر عامل و بعد از محاسبه میانگین فازی مثلثی برای عوامل از فرمول مینکووسکی، اعداد فازی قطعی شده برای هر مولفه محاسبه می شود. نتایج حاصل از میانگین فازی و فازی زدایی مولفه ها به شرح زیر است.

جدول ۷- میانگین دیدگاه های خبرگان حاصل از نظر سنجی مرحله اول

فازی زدایی شده	میانگین فازی مثلثی(m, α, β)	متغیر ها	فازی زدایی شده	میانگین فازی مثلثی(m, α, β)	متغیر ها
0.666	(0.645, 0.895, 0.979)	فرصت ورزی مدیران	0.705	(0.697, 0.947, 0.979)	محیط اطلاعاتی شرکت
0.632	(0.614, 0.864, 0.937)	انباشت اخبار	0.627	(0.604, 0.854, 0.947)	ریسک غیرسیستماتیک
0.627	(0.604, 0.854, 0.947)	پیش بینی نقطه ای	0.660	(0.645, 0.895, 0.958)	واکاوی انحرافات
0.575	(0.541, 0.791, 0.927)	اقلام صورت های مالی	0.595	(0.572, 0.822, 0.916)	الزام افشا
0.551	(0.520, 0.770, 0.895)	اندوخته اطلاعاتی	0.726	(0.708, 0.968, 1.04)	سوگیری ها
0.626	(0.603, 0.854, 0.947)	تحلیل اهرم مالی	0.541	(0.510, 0.760, 0.885)	ارزش بازاری شرکت
0.580	(0.562, 0.854, 0.927)	افق پیش بینی	0.660	(0.645, 0.895, 0.958)	پیچیدگی فرآیند سود
0.665	(0.645, 0.894, 0.979)	رفتارهای پیش بینی پیشین	0.631	(0.614, 0.861, 0.937)	آگاهی محیطی
0.651	(0.625, 0.875, 0.979)	اندازه شرکت	0.626	(0.603, 0.854, 0.947)	نوسان پذیری
0.661	(0.646, 0.895, 0.958)	شناسایی اجزای پایدار	0.574	(0.541, 0.790, 0.927)	تکنیک های سری زمانی
0.596	(0.573, 0.822, 0.916)	تقارن اطلاعاتی	0.552	(0.520, 0.771, 0.895)	هموارسازی سود
0.Y 72	(0.709, 0.968, 1.04)	محافظه کاری	0.551	(0.520, 0.770, 0.895)	تحلیل انتظارات
0.531	(0.520, 0.760, 0.885)	خطای برآورد اقلام	0.669	(0.625, 0.885, 0.979)	تغییرپذیری سود
0.649	(0.635, 0.895, 0.958)	کیفیت تطابق درآمد و هزینه	0.575	(0.552, 0.854, 0.927)	طول چرخه عملیاتی

(منبع: یافته های پژوهشگر)

پس از انجام مرحله اول نظرسنجی لازم است مرحله دوم نیز انجام شود تا نتایج هر دو مرحله با هم مقایسه و نتیجه مشخص شود.

نظر سنجی مرحله دوم

در نظر سنجی مرحله دوم نتایج شمارش پاسخ های داده شده به مولفه های شناسایی شده به شرح جدول زیر است.

جدول ۸ نتایج شمارش پاسخ های مرحله دوم نظرسنجی

عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود					
متغیر ها	خیلی زیاد	زیاد	متوسط	کم	خیلی کم
محیط اطلاعاتی شرکت	67	6	1	0	0
ریسک غیرسیستماتیک	66	3	5	0	0
واکاوی انحرافات	69	2	3	0	0
الزام افشا	66	4	2	2	0
سوگیری ها	67	7	0	0	0
ارزش بازاری شرکت	61	5	5	3	0
پیچیدگی فرآیند سود	68	3	2	1	0

عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود					
متغیر ها	خیلی زیاد	زیاد	متوسط	کم	خیلی کم
آگاهی محیطی	68	2	1	0	0
نوسان پذیری	67	3	4	0	0
تکنیک های سری زمانی	67	4	2	1	0
هموارسازی سود	63	7	3	2	0
تحلیل انتظارات	62	68	2	2	0
تغییرپذیری سود	65	7	2	0	0
طول چرخه عملیاتی	67	4	3	0	0
فرصت ورزی مدیران	65	5	3	1	0
انباشت اخبار	68	6	0	0	0
پیش بینی نقطه ای	63	4	4	3	0
اقلام صورت های مالی	68	4	1	1	0
اندوخته اطلاعاتی	68	4	2	0	0
تحلیل اهرم مالی	65	6	3	0	0
افق پیش بینی	69	2	3	0	0
رفتارهای پیش بینی پیشین	65	5	3	1	0
اندازه شرکت	68	6	0	0	0
شناسایی اجزای پایدار	63	4	5	2	0
تقارن اطلاعاتی	66	5	1	0	0
محافظه کاری	67	7	0	0	0
خطای برآورد اقلام	63	5	4	2	0
کیفیت تطابق درآمد و هزینه	68	4	2	0	0

(منبع: یافته های پژوهشگر)

پس از مشخص شدن تعداد پاسخ های داده شده به هر مولفه در مرحله دوم و بعد از محاسبه میانگین فازی مثلثی برای مولفه ها از فرمول مینکووسکی، اعداد فازی قطعی شده برای هر مولفه محاسبه می شود. نتایج حاصل از میانگین فازی و فازی زدایی مولفه ها در مرحله دوم به شرح زیر است.

جدول ۹ میانگین دیدگاه های خبرگان حاصل از نظر سنجی مرحله دوم

فازی زدایی شده	میانگین فازی مثلثی (m, α, β)	متغیر ها	فازی زدایی شده	میانگین فازی مثلثی (m, α, β)	متغیر ها
0.734	(0.729, 0.979, 1)	فرصت ورزی مدیران	0.692	(0.677, 0.927, 0.989)	محیط اطلاعاتی شرکت
0.726	(0.718, 0.968, 1)	انباشت اخبار	0.684	(0.666, 0.916, 0.989)	ریسک غیرسیستماتیک
0.687	(0.666, 0.916, 1)	پیش بینی نقطه ای	0.707	(0.697, 0.947, 0.989)	واکاوی انحرافات
0.575	(0.552, 0.781, 0.875)	اقلام صورت های مالی	0.666	(0.645, 0.895, 0.979)	الزام افشا
0.627	(0.604, 0.854, 0.947)	اندوخته اطلاعاتی	0.741	(0.729, 0.989, 1.04)	سوگیری ها
0.687	(0.670, 0.920, 0.988)	تحلیل اهرم مالی	0.635	(0.625, 0.885, 0.968)	ارزش بازاری شرکت
0.663	(0.645, 0.895, 0.968)	افق پیش بینی	0.692	(0.677, 0.927, 0.989)	پیچیدگی فرآیند سود
0.68	(0.667, 0.917, 0.989)	رفتارهای پیش بینی پیشین	0.710	(0.729, 0.989, 1)	آگاهی محیطی
0.689	(0.666, 0.916, 0.989)	اندازه شرکت	0.721	(0.718, 0.940, 1)	نوسان پذیری
0.709	(0.697, 0.957, 0.989)	شناسایی اجزای پایدار	0.645	(0.665, 0.906, 1)	تکنیک های سری زمانی
0.669	(0.645, 0.835, 0.979)	تقارن اطلاعاتی	0.562	(0.572, 0.781, 0.875)	هموارسازی سود
0.745	(0.729, 0.939, 1.04)	محافظه کاری	0.636	(0.604, 0.832, 0.947)	تحلیل انتظارات
0.611	(0.625, 0.875, 0.968)	خطای برآورد اقلام	0.689	(0.671, 0.920, 0.988)	تغییرپذیری سود
0.696	(0.677, 0.922, 0.989)	کیفیت تطابق درآمد و هزینه	0.636	(0.661, 0.885, 0.968)	طول چرخه عملیاتی

(منبع: یافته های پژوهشگر)

پس از اینکه هردو مرحله نظرسنجی انجام شد، لازم است که اختلاف میان میانگین فازی زدایی شده عوامل موثر بر ش قابلیت پیش بینی سود مورد بررسی و تحلیل قرار گیرد. بررسی اختلاف میانگین فازی زدایی شده عوامل موثر قابلیت پیش بینی سود در مرحله اول و دوم به شرح جدول زیر است.

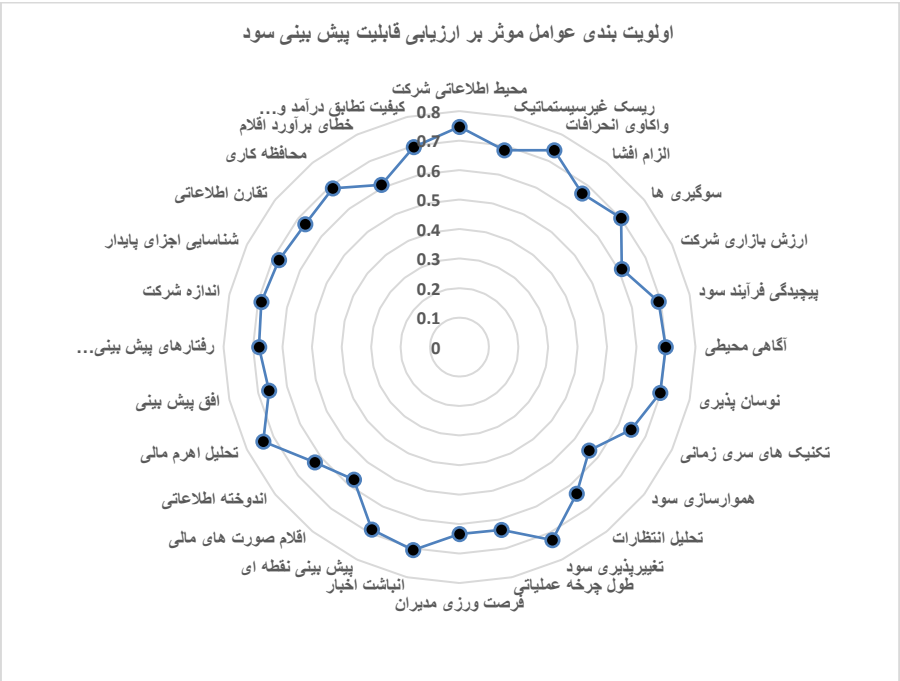
جدول ۱۰ اختلاف میانگین فازی زدایی شده مرحله اول و دوم نظر سنجی

اختلاف میانگین فازی زدایی شده مرحله اول و دوم	میانگین فازی زدایی شده مرحله دوم	میانگین فازی زدایی شده مرحله اول	متغیرها	اختلاف میانگین فازی زدایی شده مرحله اول و دوم	میانگین فازی زدایی شده مرحله دوم	میانگین فازی زدایی شده مرحله اول	متغیرها
0.068	**0.734**	**0.666**	فرصت ورزی مدیران	**0.013**	**0.692**	**0.705**	محیط اطلاعاتی شرکت
0.094	**0.726**	**0.632**	انباشت اخبار	**0.057**	**0.684**	**0.627**	ریسک غیرسیستماتیک
0.06	**0.687**	**0.627**	پیش بینی نقطه ای	**0.047**	**0.707**	**0.660**	واکاوی انحرافات
0	**0.575**	**0.575**	اقلام صورت های مالی	**0.071**	**0.666**	**0.595**	الزام افشا
0.076	**0.627**	**0.551**	اندوخته اطلاعاتی	**0.015**	**0.741**	**0.726**	سوگیری ها
0.036	**0.687**	**0.626**	تحلیل اهرم مالی	**0.094**	**0.635**	**0.541**	ارزش بازاری شرکت
0.083	**0.663**	**0.580**	افق پیش بینی	**0.032**	**0.692**	**0.660**	پیچیدگی فرآیند سود
0.03	**0.68**	**0.665**	رفتارهای پیش بینی پیشین	**0.079**	**0.742**	**0.631**	آگاهی محیطی

نوسان پذیری	0.626	0.721	0.095	اندازه شرکت	0.651	0.689	0.03
تکنیک های سری زمانی	0.574	0.682	0.071	شناسایی اجزای پایدار	0.661	0.709	0.071
هموارسازی سود	0.552	0.562	0.071	تقارن اطلاعاتی	0.596	0.669	0.04
تحلیل انتظارات	0.551	0.636	0.084	محافظه کاری	0.7 72	0.745	0.02
تغییرپذیری سود	0.669	0.689	0.02	خطای برآورد اقلام	0.531	0.643	0.08
طول چرخه عملیاتی	0.575	0.679	0.061	کیفیت تطابق درآمد و هزینه	0.649	0.696	0.047

(منبع: یافته های پژوهشگر)

با توجه به دیدگاه های ارائه شده در مرحله اول و مقایسه آن با نتایج مرحله دوم، در باشد در صورتی که اختلاف بین میانگین فازی زدایی شده در دو مرحله کمتر از0.1 باشد، در این صورت فرآیند نظر سنجی متوقف می شود. با توجه به اینکه اختلاف میانگین فازی زدایی شده نظر خبرگان در دو مرحله کمتر از 0.1 می باشد، خبرگان در مورد عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود به اجماع رسیدند. این بدان معنی است که خبرگان نسبت به عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود شناسایی شده در پژوهش نگاه تقریبا یکسانی داشته اند. با توجه به مطالب عنوان شده، اولویت تمامی عوامل در قالب نمودار شماره (۱) نشان داده شده است.



نمودار شماره ۱ – الویت بندی عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود

(منبع: یافته های پژوهشگر)

نتیجه گیری

هدف از حسابداری و تهیه صورتهای مالی فراهم کردن اطلاعات سودمند به منظور تسهیل تصمیم گیری است. از جلوه های این سودمندی توان پیش بینی اقلام صورتهای مالی است. پیش بینی سود حسابداری و تغییرات آن به عنوان یک عامل تاثیر گذار بر تصمیم گیری های اقتصادی از دیرباز مورد علاقه سرمایه گذاران، مدیران، تحلیل گران مالی، محققان و اعتباردهندگان بوده است. این توجه ناشی از استفاده از سود در مدلهای ارزیابی سهام، کمک به کارکرد کارای بازار سرمایه، ارزیابی توان پرداخت، ارزیابی ریسک، ارزیابی عملکرد واحد اقتصادی و استفاده از پیش بینی های سود در بحث هموارسازی سود برای تصمیم گیری های مدیریتی و همچنین استفاده در تحقیقات اقتصادی، مالی و حسابداری است. از این رو پژوهش حاضر با هدف شناسایی و رتبه بندی عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود با استفاده از روش دلفی فازی انجام پذیرفت. ابتدا عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود با استفاده از مصاحبه با خبرگان استخراج شد. سپس با طراحی پرسشنامه با طیف های مشخص، نظرات مدیران و مالکان شرکت ها در مورد این عوامل پرسیده شد. سرانجام نظرات با استفاده از روش فازی تحلیل و عوامل رتبه بندی شدند.

عوامل موثر شناسایی شده بر قابلیت پیش بینی سود هموارسازی سود، محیط اطلاعاتی شرکت، واکاوی انحرافات، الزام افشا، سوگیری ها، ارزش بازاری شرکت، پیچیدگی فرآیند سود، آگاهی محیطی، نوسان پذیری، تکنیک های سری زمانی، ریسک غیرسیستماتیک، تحلیل انتظارات، تغییرپذیری سود، طول چرخه عملیاتی، فرصت ورزی مدیران، انباشت اخبار، پیش بینی نقطه ای، اقلام صورت های مالی، اندوخته اطلاعاتی، تحلیل اهرم مالی، افق پیش بینی، رفتارهای پیش بینی پیشین، اندازه شرکت، شناسایی اجزای پایدار، تقارن اطلاعاتی، محافظه کاری، خطای برآورد اقلام و کیفیت تطابق درآمد و هزینه است. نتایج پژوهش نشان داد از میان این عوامل محیط اطلاعاتی شرکت، واکاوی انحرافات، تغییرپذیری سود، انباشت اخبار و تحلیل اهرم مالی، مهمترین عوامل موثر بر قابلیت پیش بینی سود می باشند. نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر با نتایج اسچرودر و همکاران (۲۰۱۸) و ورست و همکاران (۲۰۱۸) هم خوانی دارد. در خصوص نوآوری تحقیق حاضر، تا زمان انجام این پژوهش، تحقیقی به شناسایی عوامل موثر بر ارزیابی قابلیت پیش بینی سود نپرداخته است. همچنین در پیشینه تحقیق نیز از روش های کیفی و یا آمیخته برای انجام تحقیقات استفاده نشده است. با توجه به نتایج به دست آمده می توان گفت مدیران شرکت های پذیرفته شده در بورس با شناخت و تبیین دقیق عوامل شناسایی شده می توانند در پیش بینی سود شرکت توفیق یابند. همچنین توصیه می شود به پیشنهادات پژوهش حاضر توجه نمایند.

پیشنهادات کاربردی

پژوهش حاضر سعی در نشان دادن اهمیت قابلیت پیش بینی سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس برای دستیابی به جایگاه و اعتبار مناسب است. با توجه به مطالب گفته شده پیشنهادهایی ارائه میگردد.

پیشنهاد می گردد تحلیلی دقیقی از اهرم مالی و امکان بهره گیری از آن در ارتقا قابلیت پیش بینی سود انجام شود. شرکت هایی که از اهرم مالی بهره می برند می توانند با تحلیل و تطبیق بازده حقوق سهامداران با میزان

بدهی سودآور باشند. اگر حقوق سهامدارن بیش از میزان بدهی شرکت است بهره گیری تا حدی از این بدهی می تواند در سودآوری شرکت موثر باشد. محیط اطلاعاتی ضعیف و ناکارآمد، موجب کاهش مشارکت و تضعیف ابعاد سودآوری می شود. همچنین سبب تفاوت در هزینه ها و درآمد ها نسبت به زمانی که اطلاعات کافی و کامل وجود دارد می شود. پیشنهاد می گردد محیط اطلاعاتی شرکت غنی شده و گردش اطلاعات تسریع شود. هر چه انحرافات پیش بینی سود کاهش یافته و مدیریت توانایی شناسایی و جهت دهی صحیح این انحرافات را داشته باشد تصویر شرکت بهبود یافته و انعکاس دقیقی از سود ایجاد می شود. پیشنهاد می گردد مدیریت در شناخت و واکاوی انحرافات پیش بینی سود اهتمام ورزد. در نهایت برای تحقیقات آتی پیشنهاد می گردد نقش سیستم های اطلاعات حسابداری در ارزیابی قابلیت پیش بینی سود بررسی گردد.

محدودیت های پژوهش

مهمترین محدودیت تحقیق حاضر کم بودن تحقیقات صورت گرفته در حوزه قابلیت پیش بینی سود بود. بنابراین این مقاله می تواند در توسعه ادبیات مورد بحث و کمک به محققان موثر باشد. محدودیت دیگر مربوط به جامعه آماری بود. بر اساس هدف و روش تنها باید از خبرگان برای انجام تحقیق استفاده می شد. از سوی دیگر با توجه به اینکه جامعه آماری پژوهش شرکت های پذیرفته شده در بورس است، شایسته است در پژوهش دیگری شرکت های دیگر نیز در نظر گرفته شده و مقایسه ای میان این دو جامعه انجام شود.

فهرست منابع

آل بوشو، خدیجه، بهشتی، محمدصادق (۱۳۹۷). بررسی تاثیر خطای پیش بینی سود و بازدهی تعدیل شده بازار با استفاده از رفتار هزینه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۴، شماره ۱، صص ۱۴۳-۱۶۲.

فضل زاده، علیرضا، عبدی، سهراب، فضل زاده، کیمیا، سلمانی هر اب، اسد (۱۳۹۸). بررسی ویژگی های سود پیش بینی شده توسط مدیریت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، فصلنامه مدیریت کسب و کار بین المللی، دوره ۲، شماره ۴، صص ۱۵۹-۱۴۱.

قلی زاده،محمدحسن، محفوظی، غلامرضاریال قاضی کر، محمد، خداشناس، سعیده (۱۳۹۶). رابطه تیوریک سود پیش بینی شده و قیمت سهام شرکت، اولین کنفرانس بین المللی الگوهای مدیریت در عصر پیشرفت.

خان احمدی محبوبه وهمکاران (۱۴۰۰). بررسی ارتباط سودآوری وشهرت شرکت ،فصلنامه اقتصادمالی دوره ۵۵،صص۲۹۵-۲۶۹

دهقان خاوری، سعید، میر جلیلی، سید حسین. (۱۳۹۸).تعامل ریسک سیستماتیک با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامـه اقتصاد مالی. سال سیزدهم، شماره ۴۹ ،صص ۲۸۲-۲۵۷.

کیامهر، علی، جنانی، محمدحسن، همت فر، محمود. (۱۳۹۹).تبیین نقش ناهنجاریهای بازار سهام در قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای. فصلنامـه اقتصاد مالی. سال چهاردهم ، شماره ۵۳ ،صص ۲۱۲-۱۹۳.

Akbas, F., Jiang, C., Koch, P.D., 2017. The trend in firm profitability and the cross-section of stock returns. Account. Rev. 92 (5), 1–32.

Alarussi, A. S., & Alhaderi, S. M. (2018). Factors affecting profitability in Malaysia. *Journal of Economic Studies*.

Allen, F., Qian, J., Shan, C., Zhu, J., 2018. Dissecting the Long-Term Performance of the Chinese Stock Market. Working paper.

Cheema, M.A., Nartea, G.V., 2017a. Momentum returns, market states, and market dynamics: is China different? Int. Rev. Econ. Financ. 50, 85–97.

Ene, S., & Öztürk, N. (2017). Grey modelling-based forecasting system for return flow of end-of-life vehicles. Technological Forecasting and Social Change, 115, 155-166.

Gedviliene, N., & Giliuviene, V. (2017). The theoretical aspect of profit and profitability analysis.

Jackson, A. B., Plumlee, M. A., & Rountree, B. R. (2018). Decomposing the market, industry, and firm components of profitability: implications for forecasts of profitability. Review of Accounting Studies, 23(3), 1071-1095.

Kerbl, S., & Sigmund, M. (2017). Negative Interest Rates: Forecasting Banks' Profitability in a New Environment.

Kuo, Y. F., & Chen, P. C. (2008). Constructing performance appraisal indicators for mobility of the service industries using fuzzy Delphi method. Expert Systems with Applications, 35, 1930 - 1939.

Neal, J., & Biberman, J. (2003). Introduction: the leading edge in research on spirituality and organizations. Journal of Organizational Change Management, 16(4), 363–366. doi:10.1108/09534810310484127

Schröder, D., & Yim, A. (2018). Industry effects in firm and segment profitability forecasting. *Contemporary Accounting Research*, *35*(4), 2106-2130.

Skvarciany, V., & Simanavičiūtė, J. (2018). Bank profitability analysis and forecasting: Lithuania case. Trends Economics and Management, 12(32), 101-109.

Tian, H., Yim, A., & Newton, D. P. (2020). Tail-Heaviness, Asymmetry, and Profitability Forecasting by Quantile Regression. Management Science.

Vorst, P., & Yohn, T. L. (2018). Life cycle models and forecasting growth and profitability. *The Accounting Review*, *93*(6), 357-381.

Yin, L., & Wei, Y. (2020). Aggregate profit instability and time variations in momentum returns: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, *60*, 101276.

Yohn, T. L. (2020). Research on the use of financial statement information for forecasting profitability. *Accounting & Finance*, *60*(3), 3163-3181.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Identification and ranking of factors affecting the profit predictability assessment using the fuzzy Delphi approach

Zahra Hammami[1]
Hasan Ghodrati[2]
Meysam Arabzadeh[3]
Hosein panahian[4]
Mohammad Alipour[5]

Received: 2025/March/31 Accepted: 2025/June/04

Abstract

Profit predictability as one of the effective mechanisms is the ability of current profit to predict future profit in the short and long term. The aim of the current research is to identify and rank the factors affecting the profit predictability assessment in Companies listed on the stock exchange. This research is applied in terms of purpose and in terms of research typology, it is among researches mixed with qualitative and quantitative approach in deductive-inductive paradigm. The current research method is fuzzy Delphi. The statistical population of this research is in the qualitative section of accounting professors and experts, and according to the purpose of the research, sampling in this research was done in a targeted manner and in the number of 18 people. The statistical population is the quantitative part of managers and owners of companies admitted to the Tehran Stock Exchange between 2010 and 2020, which was determined using the convenience sampling method, with a sample size of 74 managers of these companies. The data collection tool was an interview in the qualitative part and a questionnaire in the quantitative part, the validity and reliability of which were confirmed using the CVR index, Cohen's kappa test and retest. In the qualitative part, the qualitative data obtained from the interviews was done using the MAXQDA2020 software and the coding method, and the quantitative part of the research and final analysis was done using the fuzzy Delphi method. By using the qualitative data obtained from the exploratory interviews, 28 factors affecting the profit predictability assessment were determined and then by extracting these factors, they were ranked through quantitative research. The results of the research show that the company's information environment, analysis of deviations, profit variability, accumulation of news and financial leverage analysis are the most important factors affecting the profit predictability assessment.

Key words: profit predictability, Companies listed on the stock exchange, capital market
Classification jel: G10 ،F38 ،M42

[1] Accounting Department, Kas.C., Islamic Azad University, Kashan, Iran.z.hammami@iau.ir
[2] Accounting Department, Kas.C.,Islamic Azad University,Kashan, Iran.(Corresponding author).
[3] Accounting Department, Kas.C., Islamic Azad University, Kashan, Iran. Meysam.Arabzadeh@iau.ac.ir
[4] Accounting and Management Department, Kas.C., Islamic Azad University, Kashan, Iran
[5] Accounting Department, Kha.C., Islamic Azad University, Khalkhal, Iran. uniclass.uniclass.alipoor@iau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامـه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ۳۷۳ تا ۳۹۳

طراحی مدل پیاده‌سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی

یاسمن مالکی[۱]
عباسعلی حق پرست[۲]
رضا ستوده[۳]
حبیب پیری[۴]

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱۵

چکیده

پژوهش حاضر با هدف طراحی مدل پیاده‌سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی با رویکرد آمیخته انجام شده است. در مرحله کیفی با ۱۵ نفر، که عمدتاً مدیران و معاونین دیوان محاسبات و بخش بانکی و اساتید دانشگاهی و خبرگان در حوزه مالی و حسابرسی بودند، که مصاحبه‌ها تا دستیابی به اشباع نظری به صورت هدفمند ادامه داشت و نمونه‌های بخش کمی براساس فرمول کوکران به صورت تصادفی ساده انتخاب شدند. ابزار پژوهش در بخش کیفی مصاحبه اکتشافی نیمه‌ساختمند بوده است و در بخش کمی برای ارزیابی پیاده‌سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی از پرسشنامه محقق ساخته که براساس کدهای بدست آمده در مرحله کیفی طراحی شد، استفاده شده است. در بخش کیفی تحلیل مصاحبه‌ها با استفاده از روش تحلیل داده بنیاد انجام شد. روایایی و پایایی مولفه‌ها بررسی و آلفای کرونباخ همه مولفه‌های بالا ۰/۷ بوده و طی آن؛ مهم‌ترین مولفه‌های پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی مورد سنجش قرار گرفته شد. در بخش کمی از طریق روش معادلات ساختاری، صحت مدل تحقیق، مورد تایید قرار گرفت. معلوم گردید که انتخاب مفاهیم، ابعاد و شاخص‌ها از دقت بالایی برخوردار بوده و می‌تواند چارچوب مناسبی را برای تدوین سند چشم انداز در بخش بانکی فراهم نماید.

واژه‌های کلیدی: پیاده‌سازی، مدیریت دانش، نظارت مالی، دیوان محاسبات، بخش بانکی.

طبقه بندی JEL: M40, P34, Z10, P30

۱ گروه حسابداری، واحد زاهدان دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران.stu.Yasamanmaaleki@iatuac.ir
۲ گروه حسابداری، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران (نویسنده مسئول). abbasali.haghparast@iau.ir
۳ گروه مالی و حسابداری ، دانشکده علوم انسانی،دانشگاه میبد، میبد، ایران. sotudeh@meybod.ac.ir
۴ گروه حسابداری، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران.habib.piri@iau.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

به دنبال وقوع فسادهای مالی و اختلاس ها در سیستم بانکی، اندیشه ضرورت تقویت نظارت بر سیستم بانکی در محافل و مراجع نظارتی بیش از پیش مورد توجه قرار گرفت (کمیته بازل، ۲۰۱۲). لیکن این نظارت نمی تواند یک نظارت تک بعدی و بدون همکاری نهادهای نظارتی باشد زیرا جوانب گسترده ای را شامل می شود. هر کدام از نهادهای نظارتی وظایف و مسئولیت های خاصی را در فرایند نظارت بر عهده دارند (لسان، ۱۳۹۱). در کشور جمهوری اسلامی ایران نیز نهادهای متعددی در نظارت بر موسسات مالی و اعتباری شکل گرفته است که عبارتند از بانک مرکزی، دیوان محاسبات کشور، سازمان بازرسی کل کشور و سایر نهادهای نظارتی، نظارت هریک از این نهادها بر بانکها، اهرمی قوی در راستای انسجام نظام مالی کشور است که استفاده مناسب، صحیح و به هنگام از این اهرم، ضریب بهره وری نظام مالی کشور را بهبود می بخشد (الماسی، مرجانی و شهبازی شال، ۱۳۹۰). با وجود چنین نهادهای نظارتی، هر از چند گاهی شاهد اخبار اختلاسها در رسانه ها هستیم که شواهد حاکی از آن است که سیستم نظارت در حوزه بانکی کارآمدی کافی را ندارد و ضعف هایی در رویه های نظارتی بر بانک ها وجود دارد، به طوری که نظارت های ناکارا در حوزه بانکی، مشکلات خاصی را از جمله ایجاد هزینه اضافی در پاسخگویی بانک ها به نهاد نظارتی، افزایش تنش بین بانک ها و دستگاه نظارتی در مسائلی هم چون میزان دسترسی نهاد نظارتی به اطلاعات بانک ها، عدم اثربخشی گزارش های حسابرسی نهاد نظارتی، عدم تمرکز رسیدگی های بر حوزه های پر ریسک و اتلاف منابع نظارتی را در پی دارد که در نهایت منجر به عدم کارایی و اثربخشی فرآیندهای نظارت می شود(علوی و همکاران،۱۴۰۱). لیکن با توجه به وسعت پژوهش، تمرکز این مطالعه بر حوزه نظارت مالی دیوان محاسبات کشور در بانک های دولتی است.

نکته مهم در حوزه نظارت بانکی این است که نظارت باید با توجه به تغییر و تحولاتی که رخ می دهد، به روز شود. این دیدگاه که یک ساختار برای نظارت، یک بار و برای همیشه تعیین شود، دیدگاه صحیح نیست. زیرا تغییرات محیطی، اقتصادی، سازمانی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی بر حوزه های نظارت بانکی تاثیر می گذارد(توکل و همکاران،۱۴۰۱). هر سیستم کارایی نظارتی، نیازمند اهداف و مسئولیت های مشخص و فعالیت های معین برای دستیابی به اهداف تعیین شده است (کمیته بازل، ۲۰۱۲). اگر سیستم نظارت بر بانک دارای اهداف و مسئولیت های مشخصی نباشد، به بیراهه خواهد رفت و در مقام ناظر، نمی تواند پاسخگوی وظایف خود باشد، چالش اصلی در بحث نظارت بانکی این است که هنوز به روشنی مشخص نیست که اهداف مورد نظر در حوزه نظارت بانکی چیست و بر اساس این اهداف، چه وظایفی بر عهده دیوان محاسبات است(ستوده،۱۳۹۹). به همین دلیل مفهوم نظارت، اهداف نظارت و وظایف و اختیارات دیوان محاسبات در این حوزه مشخص نیست. لذا یکی از معضلات فعلی دیوان محاسبات کشور مشخص نبود اهداف از نظارت در بخش بانکی است که این معضل مرتبط با وجود اشکالات اساسی در قانون دیوان محاسبات کشور است که در سال ۱۳۹۱ تصویب شده و عملا مقتضیات زمانی مقطع تصویب قانون، با وضعیت فعلی اقتصاد همخوانی ندارد. برای مثال طبق ماده (۱) قانون دیوان محاسبات کشور، هدف دیوان محاسبات کشور با توجه به اصول مندرج در قانون اساسی، عبارت است از اعمال کنترل و نظارت مستمر مالی به منظور پاسداری از بیت المال عنوان شده است و مشخص نمی‌باشد که در حال حاضر با توجه به وضعیت فعلی

اقتصاد و اهمیت حفظ ثبات پولی و حفظ ارزش پول ملی در کشور، دیوان محاسبات چه نقشی در دستیابی به این مهم دارد و در برخی از قوانین نیز مواد قانونی وجود دارد که منجر به سوء استفاده بانک ها از آنها شده است به طوری که در امر نظارت خلل ایجاد می شود. برای نمونه طبق ماده ۴ قانون محاسبات عمومی، "شرکت دولتی واحد سازمانی مشخصی است که با اجازه قانون به صورت شرکت ایجاد شود و یا به حکم قانون و یا دادگاه صالح ملی شده و یا مصادره شده و به عنوان شرکت دولتی شناخته شده باشد و بیش از ۵۰ درصد سرمایه آن متعلق به دولت باشد. هر شرکت تجاری که از طریق سرمایه گذاری شرکتهای دولتی ایجاد شود، مادام که بیش از پنجاه درصد سهام آن متعلق به شرکت های دولتی است، شرکت دولتی تلقی می شود. همچنین طبق تبصره ذیل ماده مذکور، "شرکتهایی که از طریق مضاربه و مزارعه و امثال اینها به منظور به کار انداختن سپرده های اشخاص نزد بانکها و مؤسسات اعتباری و شرکتهای بیمه ایجاد شده یا می شوند از نظر این قانون شرکت دولتی شناخته نمی شوند." مشاهده می شود که طبق تبصره ذیل ماده مذکور، کلیه شرکتهای زیر مجموعه بانکها که بیش از صد درصد آن متعلق به بانک است، جزء شرکتهای دولتی محسوب نمی شوند و بسیاری از بانک ها از این ضعف قانونی استفاده نموده و به طرق مختلف منابع خود را به سمت شرکتهای زیر مجموعه خود سوق می دهند به طوری که آن شرکتها به حیاط خلوت بانک ها تبدیل شده است(نیکخو و همکاران،۱۴۰۱).

در مطالعات مختلف، تاثیر قوانین و مقررات بر نظارت بر موسسات مالی و اعتباری، مورد بررسی قرار گرفته است و برخی از مطالعات نیز تاثیر نظارت را بر جنبه های عملکردی و ریسک پذیری بانک ها مورد بررسی قرار داده اند. در مطالعاتی نیز تاکید ویژه ای بر جنبه های دیگری از نظارت، نظیر قدرت ناظر، نظم بازار و تاثیر آن بر محدودیت های فعالیت های بانکی شده است (پاسورس، تانا و زو پونی دیس، ۲۰۰۹). با توجه به اینکه نظارت در بخش بانکی توسط چندین نهاد نظارتی از جمله سازمان بازرسی کل کشور، دیوان محاسبات، بانک مرکزی و سازمان حسابرسی انجام می شود لذا تداخل وظایف این نهادها و عدم هماهنگی آنها در موضوعات نظارت، منجر به این شده است که عملا دستگاه های اجرایی در برخی از موارد دچار سردرگمی شوند و برای یک موضوع خاص همزمان به چندین دستگاه نظارتی پاسخگو باشند که همین امر باعث می شود تا منابع نرم افزاری و سخت افزاری دستگاه مورد رسیدگی تلف گردد و کارایی عملیات دستگاه اجرایی کاهش یابد که این امر در برخی از پژوهش ها مورد توجه قرار گرفته است، برای نمونه در پژوهشی، تاثیر نظام های نظارت مالی بر کارایی بانک ها مورد توجه قرار گرفته است و عنوان شده است که چنین نظارتی، تاثیر قابل توجهی بر کارایی بانکها دارد (گاگانیس و پاسوورس، ۲۰۱۳)، از سوی دیگر برای یک موضوع که می توانست توسط یک نهاد ناظر مورد رسیدگی قرار گیرد، عملا چندین نهاد ناظر، نیروهای خود را صرف انجام یک موضوع می نمایند که در نهایت منجر به اتلاف منابع دستگاه های نظارتی نیز می شود که در بخش نظارت بر بانک ها این موضوع به ساختار نظارتی یکپارچه معرف است. پلگرینی و ماسینا دورا (۲۰۰۷) اشاره نموده اند که ساختار نظارتی یکپارچه می تواند: (۱) همکاری مناسبی بین عملکرد و تخصص های نظارتی مختلف را ایجاد نماید (۲) کنترل های تکراری و شکاف های نظارتی را برطرف نماید (۳) منجر به ایجاد تولید در مقیاس در منابع نهادهای نظارتی شود و (۴) در نهایت منجر به افزایش تلاش و مسئولیت پذیری ناظران گردد. با این وجود، چندین استدلال در برابر رویکرد یکپارچه در نظارت وجود دارد. به

عنوان مثال، دمستری و گوریو (۲۰۰۵) بحث مفصلی از جمله مشکلات خطر اخلاقی را به دلیل "اثر درخت کریسمس" بیان نموده اند. اثر درخت کریسمس اشاره به نظارت های ناهمگون در نظام بانکی دارد که در ساختار های نظارتی رشد پیدا می نماید (همان، ۲۰۰۵). در وضعیت فعلی، آنچه که بسیاری از دستگاه های اجرایی از جمله بانک ها را آزار می دهد، تعدد نهادهای نظارتی هستند که بدون هماهنگی با یکدیگر، فعالیتهای نظارتی موازی را انجام می دهند که همین امر منجر به صرف هزینه مضاعف در پاسخگویی برای بانک ها می شود، از سوی دیگر هنگامی که یک موضوع توسط چندین نهاد نظارتی مورد بررسی قرار می گیرد، منجر به اتلاف منابع محدود نهادهای نظارتی نیز می شود. در بسیاری از موارد تعدد نهادهای نظارتی مانع از نظارت کاراء می شود. گسترش نهادهای نظارتی با ایجاد هزینه های مختلف، از کارایی آنها کاسته و آنها را به صورت ابزارهایی ناکارآمد در می آورد(وقفی،۱۳۹۶). نهادهای نظارتی با توجه به دستورات دریافتی از مسئولین و با توجه به امکانات و نیروی انسانی موجود خود به ایجاد رسیدگی های کاذب، بدون هدف و بدون در نظر گرفتن سطح اهمیت موضوع اقدام می کنند تا وجود خود را توجیه نمایند و کارها را آنقدر گسترده می سازند تا زمان و امکانات آنها هماهنگ شود. بنابراین توجه به نظارت های یکپارچه، منظم و با هدف در سیستم بانکی بسیار حائز اهمیت است که می تواند مانع از اتلاف منابع نظارتی شود.

سیستم بانکی، بستر اقتصادی بسیاری از کشورها را شکل میدهد زیرا این بخش فرآیند گردش پول را در سایر حوزه های اقتصاد تضمین می کند. با وجود اینکه که نمی توان از عملکرد حیاتی بانک ها به عنوان تغییر در توسعه اقتصادی چشم پوشی نمود، اما به خاطر وجود ریسک ذاتی تقلب در این صنعت و سایر فعالیت های غیر مولد بانک ها، توانایی های آنها در فرآیند تزریق پول هدفمند به سایر بخش های اقتصادی کاهش می یابد. با افزایش تقلب در حوزه بانک ها، نظارت یکپارچه در این بخش لازم است. (ادویی، ۲۰۱۷). در حالی که سیستم های کنترل داخلی، سیاست ها و رویه هایی را برای جلوگیری از تقلب طراحی می کند، با این وجود، تقلب به عنوان یکی از تهدیدات اصلی رشد و توسعه بخش بانکی شناخته می شود. بنابراین تمرکز و نظارت بر فرایندهای کنترل های داخلی در بانک ها، بسیار اهمیت دارد (کونن، ۲۰۰۸). یکی از معضلات فعلی نظارت در بخش بانکی، عدم رسیدگی به فرایندهای کنترل های داخلی بانک ها در فعالیت های اصلی آن از جمله ارائه خدمات بانکی، اعطای تسهیلات و تعهدات و سایر موارد با اهمیت است. بنابراین عدم نظارت صحیح بر کنترل های داخلی بانک ها و عدم تمرکز بر فرایندهای اعطای تسهیلات و تعهدات بانک ها، منجر به افزایش مطالبات غیر جاری بانک ها، طی چند سال گذشته شده است که این امر نیز منجر به راکد ماندن منابع پولی کشور گردیده و صدمات جبران ناپذیری بر تولید و اشتغال وارد نموده است. بنابر این عدم رسیدگی مبتنی بر ریسک و عدم تمرکز بر فرآیندهای عملیاتی بانک ها، منجر به ناکارایی هایی در امر نظارت بر بانکها شده است.

یکی از مدل های نظارت بر بانک ها، نظام نظارت مالی است که به منظور ایجاد نظم و انضباط مالی، طراحی، تدوین و به موقع اجرا می شود. در فرآیند نظارت مالی، نظارت بر قانون بودجه چه از حیث مصرف اعتبارات و چه از نظر دستیابی به اهداف مندرج در قوانین توسط دیوان محاسبات کشور انجام می شود. این نهاد نظارتی در راستای انجام وظایف و مسئولیت های قانونی خود از سازوکارهای حسابرسی رعایت، حسابرسی مالی، حسابرسی

عملیاتی، تهیه گزارش تفریغ بودجه، تنظیم نامه های اقدام نهایی و واخواهی، ارسال گزارش های تخلف به دادسرای دیوان محاسبات کشور، صدور رای توسط هیات های مستشاری برای تخلفات ناشی از اجرای قوانین و مقررات مالی و محاسباتی کشور، اقدامات پیشگیرانه، تعامل با دستگاه های اجرایی، حسابرسی ضمنی و همچنین تذکرات کتبی و شفاهی استفاده می نماید (زارعی متین، جندقی و حاجی احمدی قمی، ۱۳۹۲)، ضرورت و اهمیت انجام پژوهش را می توان از منظرهای زیر مورد توجه قرار دارد. در مطالعاتی داخلی در خصوص نظارت دیوان محاسبات، پژوهش های انجام شده است برای نمونه می توان به پژوهشهای، آذر و حبشی (۱۳۹۶) با عنوان "ارائه الگوئی موثر برای حسابرسی بخش عمومی دیوان محاسبات"، حیدری و الماسی (۱۳۹۶) با عنوان "بررسی تاثیر گزارش تفریغ بودجه دیوان محاسبات کشور"، نیک بخت و موسوی سنگ چشمه (۱۳۹۱) با عنوان "بررسی موانع و مشکلات دیوان محاسبات در حسابرسی دستگاه های دولتی از دیدگاه مدیران مالی و ذیحسابان " اشاره نمود. اکثر پژوهش های انجام شده اولا بر اساس رویکرد کمی انجام شده است و ثانیا هیچ یک از این مطالعات توجه خاصی بر روی یک بخش خاص و معضلات و ضعفهای نظارت در آن بخش را مورد توجه قرار نداده است لذا انجام این پژوهش می تواند راهگشایی برای رفع ضعف های دیوان محاسبات در نظارت در بخش بانکی باشد. همچنین این رساله اولا مبتنی بر رویکرد کیفی و ثانیۀ با ارائه چارچوب نظارت مالی، اولین مطالعه ای است که به ارائه یک چارچوب جامع نظارت دیوان محاسبات در بخش بانکی پرداخته است و با توجه به اینکه در حال حاضر پژوهشی در خصوص نظارت دیوان محاسبات در بخش بانکی نیز انجام نشده است لذا انجام این مطالعه می تواند زمینه ساز ایجاد پژوهشهای آتی در حوزه های نظارت تخصصی دیوان محاسبات در بخش های مختلف باشد .بدون نظارت بر عملکرد دستگاه اجرایی از جمله بانک ها که قدرت خلق پول را دارند، برنامه ریزی و هدایت در آن واحدها، دچار نقصان خواهد شد. فقط با نظارت است که برنامه ریز، به صحت عملکرد و انطباق آن با برنامه پی خواهد برد. نظارت دیوان محاسبات کشور در حوزه بانکی نیز بسیار حائز اهمیت است، زیرا با نظارت دقیق، مستمر، پیشگیرانه و مقتدرانه بر این حوزه، انضباط مالی و پولی در این بخش در راستای سیاست های کلان اقتصادی و اسناد و قوانین بالادستی حفظ خواهد شد.

بنابراین نتایج این پژوهش می تواند در این حوزه نیز بسیار با اهمیت باشد، آنچه که این پژوهش را می تواند با اهمیت سازد، این امر می باشد که یک نظام اسلامی می بایست، در راستای کنترل و نظارت بر کلیه اعمال و افعال صورت گرفته در جامعه با یک نظام مدیریتی قوی و نظارت مبتنی بر قانون، بر عملکرد دستگاه های اجرایی، نظارت و کنترل کامل داشته باشد تا در سایه اجرای عدالت و حسن نظارت و عمل به قانون، امنیت و سلامت جامعه را تامین نماید (محمود آبادی، ۱۳۸۹). بنابراین بدون نظارت نمی توان انتظار داشت تا نظام مدیریتی قوی در جامعه ایجاد شود. لذا این موضوع به بخش های خاصی از جمله نظارت در بخش بانکی نیز قابل تسریعی است بنابر این مطالعه حاضر می تواند زمینه ساز ایجاد روش های مناسب نظارت دیوان محاسبات در بخش بانکی گردد، در نهایت می توان انتظار داشت که منجر به کاهش اتلاف منابع نظارتی، کاهش تنش بین دستگاه اجرایی و دیوان محاسبات، افزایش کارایی و اثربخشی نظارت در بخش بانکی شود. صحت و سلامت عملکرد نظام بانکی، برای حفظ ثبات نظام پولی و منافع سپرده گذاران، از اهمیت ویژه ای برخوردار است. قطعا نظارت دقیق و صحیح بر سیستم

بانکی، یکی از مهمترین عوامل حفظ صحت و سلامت عملکرد نظام بانکی است. اهمیت نظارت و قانون گذاری صحیح و مناسب در نظام بانکی با توجه به شرایط فعلی و تاثیر مثبت آن بر ایجاد فضای امن مالی و پولی بر هیچ شخصی پوشیده نیست. برقراری چنین فضایی از مهمترین ملزومات ثبات اقتصادی است که می تواند در پیشگیری از تخلفات در نظام بانکی کمک قابل توجهی نماید (بنستون و همکاران، ۱۹۸۹). مسلما بدون نظارت دقیق و صحیح بر سیستم بانکی نمی توان انتظار داشت که نظام پولی با ثبات و منافع سپرده گذاران حفظ گردد لذا بررسی ضعف های نظارت دیوان محاسبات در بخش بانکی و نیز ارائه یک چارچوب برای نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی می تواند نه تنها در راستای اهداف دیوان محاسبات که همانا پاسداری از بیت المال است، مفید واقع شود بلکه از سوی دیگر می تواند منجر به افزایش پاسخگویی بانک ها در قبال وظایف محوله و نیز افزایش کارایی آنها در اجرای قوانین و مقررات مرتبط شود، بدون نظارت نمی توان انتظار داشت که مفهومی به معنای پاسخگویی در جامعه ایجاد شود و بدون نظارت در حوزه بانکی نمی توان اطمینان یافت که فرصتهای اختلاس کاهش یابد. در بندهای ۷ و ۸ فرمان هشت ماده ای رهبر معظم انقلاب اسلامی به سران سه قوه در سال ۱۳۸۰ در خصوص مبارزه با فساد چنین بیان شده است، در امر مبارزه با فساد نباید هیچ تبعیضی دیده شود. هیچکس و هیچ نهاد و دستگاهی نباید استثنا شود. هیچ شخص یا نهادی نمی تواند با عذر انتساب به اینجانب یا دیگر مسئولان کشور، خود را از حساب کشی معاف بشمارد. با فساد در هرجا و هر مسند باید برخورد یکسان صورت گیرد. با این امر مهم و حیاتی نباید بگونهی شعاری و تبلیغاتی و تظاهر گونه رفتار شود. بجای تبلیغات باید آثار و برکات عمل، مشهود گردد. به دست اندرکاران این مهم تاکید کنید که بجای پرداختن به ریشه ها و ام الفساد ها به سراغ ضعفا و خطاهای کوچک تروند و نقاط اصلی را رها نکنند. هر گونه اطلاع رسانی به افکار عمومی که البته در جای خود لازم است، باید بدور از اظهارات نسنجیده و تبلیغات گونه بوده و حفظ آرامش و اطمینان افکار عمومی را در نظر داشته باشد براین اساس پژوهش در راستای تقویت نظام نظارت در بخش بانکی که درگیر مسائل مبتلا به هست، بسیار حائز اهمیت است .امروزه فساد مالی و مقابله با آن به عنوان موضوع بسیار با اهمیت در اقتصاد هر کشوری شناخته می شود، فساد مالی با توجه به موقعیت های مختلف و فرهنگ های متفاوت، آسیب های مختلفی بر جوامع وارد می نماید (رایت و کریستنسن، ۲۰۱۰)، تجربه های تاریخی نشان می دهد که هر کجا که بحران اقتصادی و اختلاس هایی به وجود آمده، اقتصاددانان و افکار عمومی، انگشت اتهام خود را به سمت نهاد نظارتی می گیرند و تمام یا بخشی از مشکل را متوجه نهاد ناظر و ساز و کارهای نظارت می نمایند. همچنین تحولات عمیق در قوانین و مقررات راجع به بانکداری، پس از بحران های مالی، ایجاد شده است و حتی زمانی که بانک ها ورشکسته می شوند و توان پاسخگویی به سپرده گذاران خود را ندارند، نگاه ها به سمت نهاد نظارت سوق پیدا می کند (انگلرت"، ۱۹۷۸-۱۹۷۹). با این اوصاف، نمی توان به نظارت و فرآیندهای حاکم بر آن، ساده نگریست زیرا عدم کارایی نظارت، اثرات اجتماعی مخربی به دنبال دارد. نگاهی به تاریخ تحولات ساختار نظارتی در کشورهای مختلف نشان می دهد که پیشرفت های تکنولوژیک، بحرانهای مالی و تحولات اقتصادی سیاسی، پیشرانه ها و موجبات اصلی هستند که گاهی کشورها را به بازنگری در ساختار تنظیم و نظارت در بخش مالی، وامی دارند. بخش مالی هر کشور شامل بازیگران، بازارها، نهادها و چهارچوب های حقوقی و مقرراتی می باشد که در کنش با یکدیگر، امکان جریان یافتن،

هدایت، تبادل و تخصیص دارایی های مالی را در اقتصاد آن کشور فراهم می آورند. چالشهای مهمی که در مقابل مقامات قانونگذار هر کشور خصوصا در حوزه ساختار نظارتی در بخش مالی قرار دارد، نخست و پیش از هر چیز، گزینش ساختار نظارتی مناسب است (سپهوند، ۱۳۸۹). این موضوع در مسئله موسسات غیر مجاز و ساماندهی آنها بسیار قابل لمس بود. با افزایش دامنه بحران در موسسات مالی غیرمجاز، اهمیت نظارت قبل از ایجاد بحران نمود پیدا کرد و همین امر باعث درگیر شدن بسیاری از نهادها از جمله مجلس شورای اسلامی، دیوان محاسبات و سازمان بازرسی کشور شد، لذا آنچه که در این مطالعه می تواند اهمیت داشته باشد این موضوع است که نظارت های مستمر و قبل از بحران و راهکارهای حاصل از نتایج این پژوهش می تواند کمک شایانی در پیشگیری از وقوع چنین رویدادهایی باشد.

روش تحقیق

پژوهش حاضر براساس اهداف پژوهش، از نوع کاربردی؛ روش انجام آن توصیفی-پیمایشی؛ و روش جمع آوری داده‌ها به صورت کتابخانه ای-میدانی است. این پژوهش دارای رویکرد آمیخته بوده و از روش نظریه داده بنیاد به عنوان روش اصلی پژوهش استفاده می‌کند. روش گراندد تئوری یا نظریه داده بنیاد یک شیوه پژوهش کیفی است که به وسیله آن با استفاده از یک دسته داده ها، نظریه ای تکوین می یابد. پژوهش حاضر در بخش نخست با استفاده از روش نظریه‌پردازی برخاسته از داده‌ها (GT[1]) انجام خواهد شد. این روش توسط استراس و کوربین ابداع گردید و به معنای روشی است که بر اساس و پایهٔ داده‌ها به تولید نظریه می‌پردازد. داده‌هایی که برای تشریح فرایندها جمع‌آوری می‌شود، شامل انواع داده‌های کیفی از جمله مشاهدات، گفت و شنودها، مصاحبه‌ها، اسناد دولتی و تأملات شخصی پژوهشگر می‌شود (کرسول۲، ۲۰۰۵). در این روش، تمامی محتوا یا داده‌هایی که به نحوی با موضوع مورد مطالعه در ارتباط می‌باشند، منبعی برای اطلاعات محسوب می‌شوند. در این راستا، گام اصلی، مشخص کردن تکنیک‌های گردآوری اطلاعات است. ارائهٔ یک نظریهٔ برخاسته از داده‌ها، مستلزم جمع‌آوری و تحلیل همزمان و زنجیروار داده‌ها است. نمونه‌گیری نظری در این روش، بدین معنا است که داده‌ها به گونه‌ای جمع‌آوری می‌شوند که برای تولید یک نظریه، مفید باشند. در پژوهش حاضر، با استفاده از این روش و طی فرایند مستمر جمع‌آوری، تجزیه و تحلیل و دسته‌بندی داده‌ها از طریق مصاحبه، به تدوین مدل پرداخته شد. شایان ذکر است که پژوهشگر در این مصاحبه‌ها به دنبال شناسایی چالش‌های موجود، مزایا، مولفه‌ها و ارایه مدل در خصوص پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی بوده است. در نمونه‌گیری نظری، گردآوری اطلاعات و تحلیل داده‌ها، اقداماتی هستند که به شدت به یکدیگر وابسته می‌باشند و می بایست به صورت متناوب انجام گیرند؛ زیرا تحلیل، نمونه گیری از داده‌ها را هدایت می‌کند (کرسول، ۲۰۰۵). در پژوهش حاضر، نمونه‌گیری بدین گونه آغاز می‌شود که ابتدا افرادی که به لحاظ اجرایی و علمی با پژوهش مرتبط بودند، شناسایی گردند. ذکر این نکته ضرورت دارد که در زمینهٔ مالی و حسابرسی، اساتید و مدیرانی که شناخت کافی نسبت به مؤلفهٔ‌های

1 Grounded theory
2 Creswell

مربوطه دارند و دارای تجربهٔ اجرایی یا سابقهٔ پژوهشی در این راستا بودند، انتخاب می‌شوند. لازم به ذکر است اشخاصی که ویژگی‌های لازم را در هر دو زمینه داشتند، در اولویت بالاتری برای مصاحبه قرار می گیرند. نمونه‌گیری تا زمان اشباع داده ها ادامه خواهد یافت. در ادامه و پس از تکمیل مصاحبه‌ها، اطلاعات به دست آمده مقوله‌بندی شده و سپس، داده‌ها از طریق مرتبط کردن سیستماتیک مقوله ها در یک مدل، به طور مجدد مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. پس از طراحی مدل پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی، در مرحله دوم پژوهش به منظور بررسی برازش مدل و انجام تجزیه و تحلیل‌های لازم از تکنیک مدلسازی معادلات ساختاری با استفاده از نرم افزار SPSSو Amos بهره گرفته شد.

درتحقیق کیفی مصاحبه زمانی جمع آوری داده ها متوقف می شود که اطلاعات در باره ابعاد مورد پژوهش اشباع شود و این موضوع هنگامی به وقوع می پیوندد که موضوع مورد مطالعه کامل شود و اطلاعات جدیدی مرتبط با موضوع به دست نیاید با این توضیح در پژوهش کیفی، حجم نمونه مترادف با اشباع داده ها قرار دارد. بنابراین در پژوهش حاضر تعداد نمونه های انتخاب شده برابر ۱۵ نفر از خبرگان دیوان محاسبات با حداقل ده سال سابقه کار وآشنا که مطلع و آگاه در حوزه های موضوع پژوهش بودند قرار داده شد. با انجام این تعداد مصاحبه تشخیص پژوهشگر این بوده است که اطلاعات گردآوری شده به نقطه اشباع رسیده و نیازی به انجام مصاحبه های بیشتر نیست. درنهایت داده های جمع آوری شده با استفاده از تحلیل داده بنیاد مورد بررسی قرار گرفتند. داده‌ها و مفاهیم حاصله مورد مطالعه درجداول کدگذاریها به منظور انتخاب مفاهیم اصلی و مقوله‌های محوری بارگذاری شده است. در این مرحله با بهره مندی از مفاهیم که از داده های کدگذاری باز بدست آمده است محقق با مطالعه و بررسی آنها و توزیع مجدد داده ها به مصاحبه شونده ها از طریق تماس و حضور مستقیم، داده ها و اطلاعات جمع آوری شده مورد بررسی مجدد قرار گرفته و با تعدیل و اصلاحات و اخذ نظر کارشناسی آنان وشماری از خبرگان مطلع، اطلاعات درجدول کدگذاری محوری با عنوان مولفه قرار داده شد. مرحله کدگذار محوری اساس آن بر ارتباطات مقوله ها به زیر مقوله ها است که با شش رویکرد داده بنیاد ارتباط داده می شود.

یافته‌های تحقیق

پدیده محوری /هسته: اتفاق یا واقعه ای است که جریان کنش ها و واکنش ها به سوی آن رهنمون می‌شوند تا آن را اداره، کنترل و یا به آن پاسخ دهند. این شرایط اشاره به وقایع اصلی دارد که یک سلسله کنش ها و واکنش های متقابل برای کنترل یا اداره کردن آن وجود دارد و به آن مربوط می شود. با بررسی مفاهیم و مقوله های مرتبط با پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی بعنوان پدیده ی محور شناخته شده است.

شرایط علی: این شرایط باعث ایجادوتوسعه پدیده یامقوله محوری میشوند. منظور به شرایطی اشاره دارد که تاثیر مهم و اصلی بر پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی دارد که در این شرایط مورد بررسی واقع می شود. شرایط راهبرد/کنشها وتعاملات: رفتار وفعالیتهای هدفداری هستند که درپاسخ به مقوله

محوری و متأثر از شرایط مداخله‌گر ایجاد میگردند. راهبردها کنش و واکنش های متقابلی هستند که از پدیده محوری ناشی می شود و هدف آن ارائه راهکارهایی برای مواجهه با پدیده محوری می باشد.

شرایط زمینه ای/حاکم: شرایط خاصی که بر راهبردها تاثیر میگذارند. این شرایط اشاره به یک سری ویژگیهای دارد که به پدیده ای دلا لت دارد به عبارت دیگر محل حوادث یا وقایع با پدیده ای در طول یک بعد است که درآن کنش متقابل برای کنترل اداره و پاسخ به پدیده صورت می‌گیرد.

شرایط واسطه‌ای/مداخله‌گر: شرایط ساختاری که راهبردها را در درون زمینه خاصی سهولت می‌بخشند و یا آنها را محدود و مقید می‌کنند. بر شرایط اطلاق می شود که بر راهبردها تاثیر می گذارند.

نتایج و پیامدها: برخی مقوله‌ها بیانگر نتایج و پیامدهایی است که دراثر اتخاذ راهبردها به وجود می‌آید. پیامدها، خروجی های حاصل از بهره مندی از راهبردها می باشند.

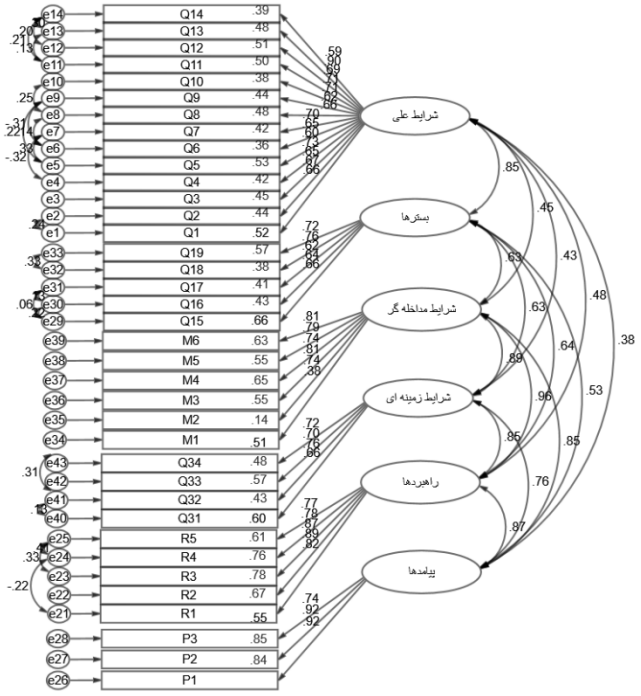
ارزیابی برازش الگوی نهایی پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی: در این قسمت ابتدا و پیش از ارزیابی مدل ساختاری ارائه شده، لازم است، معناداری وزن رگرسیونی (بار عاملی) سازه‌های مختلف در پیش‌بینی گویه‌های مربوطه، بررسی شده تا از برازندگی مدل‌های اندازه‌گیری و قابل قبول بودن نشان‌گرهای آن‌ها در اندازه‌گیری سازه‌ها اطمینان حاصل شود. این مهم، با استفاده از تکنیک تحلیل عاملی تأییدی و نرم‌افزار AMOS به انجام رسید. بعد از آنکه هریک از مدل‌های اندازه‌گیری به‌طور جداگانه بررسی شدند مدل اندازه‌گیری کلی نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت. نرمال بودن داده‌ها در نرم افزار آموس به وسیله دو شاخص کشیدگی و کجی سنجیده می‌شود. محققان مقادیر این دو شاخص را جهت نرمال بودن داده‌ها در بهترین حالت بین (۱ و ۱-) می‌دانند.

جدول۱. کشیدگی و چولگی مولفه های الگوی نهایی

		نماد	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	چولگی/S E	کشیدگی/ SE
شرایط علی	کیفیت خدمات	Q1	2.500	0.971	0.107	-0.329	0.648	-1.002
	ثبات	Q2	2.757	0.911	-0.089	0.054	-0.541	0.166
	یکپارچه کردن مفاهیم نظارت	Q3	3.005	0.953	0.023	-0.048	0.140	-0.145
	قیمت رقابتی	Q4	2.683	1.063	-0.013	-0.706	-0.078	-1.153
	شخص سازی ارزش پیشنهادی	Q5	2.830	1.053	-0.085	-0.552	-0.516	-1.683
	تکنولوژی پیشرفته	Q6	2.963	0.978	0.104	-0.284	0.629	-0.865
	نوآوری	Q7	2.927	1.071	-0.035	-0.277	-0.210	-0.845
	استقلال رای هیات های مستشاری	Q8	2.693	1.030	-0.095	-0.894	-0.574	-1.725
	ویژگی های فردی حسابرس	Q9	2.633	1.062	0.055	-0.772	0.333	-1.352
	دانش صنعت مشتری	Q10	2.761	1.024	-0.183	-0.762	-1.108	-1.323
	تخصص در حوزه معین	Q11	2.665	1.017	-0.138	-0.576	-0.837	-1.756
	انعطاف پذیری در کارمزد	Q12	2.835	1.091	-0.140	-0.537	-0.853	-1.637

		نماد	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	چولگی/S E	کشیدگی/ SE
	آموزش حضوری در شعب بانک	Q13	2.642	1.003	-0.203	-0.678	-1.230	-1.066
	ارائه خدمات مشاوره ای	Q14	2.697	1.002	-0.083	-0.345	-0.503	-1.053
بسترها	آمادگی فرهنگی کارکنان بانک ها	Q15	2.830	0.928	-0.040	-0.125	-0.243	-0.381
	زیرساخت فناوری اطلاعات	Q16	2.881	0.903	-0.293	0.200	-1.777	0.609
	تخصص گرایی	Q17	2.729	0.995	-0.255	-0.529	-1.548	-1.614
	سازماندهی در سطح کلان بانک	Q18	2.615	1.046	0.094	-0.414	0.571	-1.262
	خلق شبکه ارزش جهت تامین خدمات	Q19	2.904	0.953	0.033	-0.222	0.200	-0.678
مداخله گر	در سطح قانون	M1	2.846	0.924	0.105	-0.215	0.636	-0.656
	در سطح جامعه	M2	3.264	0.816	-0.082	0.006	-0.495	0.018
	در سطح قوا	M3	3.468	0.849	-0.098	-0.167	-0.598	-0.509
	در سطح بانک	M4	3.454	0.989	-0.377	-0.146	-1.288	-0.446
	در سطح دیوان محاسبات	M5	3.319	0.848	0.015	-0.720	0.093	-1.196
	در سطح منابع نظارتی	M6	3.278	0.806	0.076	-0.505	0.464	-1.539
زمینه ای	نهادهای غیررسمی در شبکه بانکی	Q31	3.243	0.875	-0.120	0.096	-0.729	0.293
	جایگاه تامین مالی در سیاستهای بانکی	Q32	3.275	0.978	-0.159	-0.080	-0.962	-0.245
	محدودیت های محیطی	Q33	3.330	0.936	-0.127	-0.179	-0.768	-0.545
	آگاهی وتخصص کارکنان و مدیران	Q34	3.312	0.962	-0.316	-0.130	-1.919	-0.397
راهبردها	استقلال مالی	R1	3.357	0.713	0.120	-0.365	0.728	-1.112
	استقلال عملیاتی	R2	3.385	0.716	-0.187	0.025	-1.134	0.076
	اصلاح قوانین	R3	3.256	0.752	-0.243	0.417	-1.472	1.272
	فرآیند های حسابرسی	R4	3.518	0.918	-0.176	-0.300	-1.069	-0.914
	سیستم نظارتی درون دیوان	R5	3.359	0.839	-0.220	0.285	-1.337	0.868
پیامدها	ارتقا شفافیت	P1	3.465	0.853	-0.137	-0.501	-0.834	-1.527
	ارتباط موثر	P2	3.445	0.857	-0.336	-0.150	-1.038	-0.458
	حسابرسی جامع	P3	3.235	0.789	-0.008	-0.493	-0.046	-1.501

منبع: یافته های پژوهشگر



(NFI)	(GFI)	(RMSEA)	(CFI)	((RMR)	(χ^2/ df)
۰/۹ به بالا	۰/۹ به بالا	زیر ۰/۰۸	۰/۹ به بالا	زیر ۰/۰۵	از ۳ کم‌تر
۰/۹۳۹	۰/۸۰۶	۰/۰۶۴	۰/۹۱۶	۰/۰۵	۱/۸۷۹

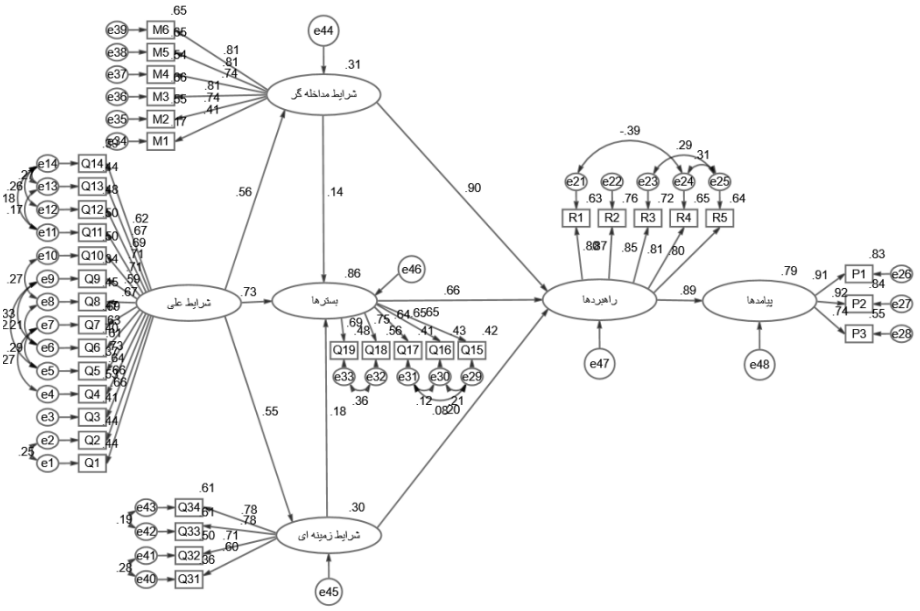
شکل۱. نتایج تحلیل عاملی تأییدی برای الگوی نهایی.

منبع: یافته های پژوهشگر

بارهای عاملی گویه ها نشاندهنده این مطلب است که واریانس بین سازه و شاخص های آن از واریانس خطای اندازه گیری آن سازه بیشتر بوده و پایایی در مورد مدل اندازه گیری کلی قابل قبول است چرا که بارهای عاملی تمامی سازه ها بیش از ۰/۵ و در حد قابل قبولی بود و همچنین پی مقدار آنها کمتر از ۰/۰۰۱ بوده است و موید این مطلب بوده که تمامی گویه ها تاثیر معناداری در اندازه گیری سازه های خود دارند. برای بهبود شاخص های برازش مدل ، مدل اصلاح شده و بین برخی مولفه ها همبستگی لحاظ شده است. در قسمت نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که شاخص کای اسکوئر بهنجار برای مدل مورد نظر ۱/۸۷۹ است که مقداری مناسب و قابل قبول است.شاخص برازش تطبیقی یا CFI و شاخص وNFI نیز در حد مطلوب و بیش از ۰/۹ بوده و بر برازش مطلوب و مناسب مدل دلالت دارد. شاخص ریشه دوم میانگین مربعات خطای برآورد یا RMSEA و RMR نشان‌گر

قابل قبول بودن مدل می‌باشد.اما شاخصGFI ۰/۸۰۶ برآورد شده که کمتر از ۰/۹ بوده و اندکی کمتر از حد قابل قبول خود می باشد اما به استناد سایر شاخص ها که همگی در حد قابل قبولی بوده اند و همچنی شاخص های TLI و IFI که به ترتیب ۰/۹۰۲ و ۰/۹۱۸ گزارش شده و بیش از ۰/۹ بوده کیفیت مدل اندازه گیری کلی مورد پذیرش قرار می گیرد. بنابراین، برازش مطلوب و مناسب مدل اندازه گیری پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تایید می شود

این شاخص‌ها نشان از با توجه به برازش مطلوب مدل‌های اندازه‌گیری و معناداری بارهای عاملی هر متغیّر مشاهده‌شده به متغیّر مکنون مربوطه در ادامه مدل کلی تحقیق برازش می یابد. در شکل زیر مدل اولیه که با استفاده از نظرات کارشناسان و نخبگان و همچنین پژوهش های پیشین و همچنین با استفاده از تکنیک تحلیل عاملی اکتشافی طراحی شد مشاهده می شود.



(NFI)	(GFI)	(RMSEA)	(CFI)	((RMR	(χ^2/ df)
۰/۹ به بالا	۰/۹ به بالا	زیر ۰/۰۸	۰/۹ به بالا	زیر ۰/۰۵	از ۳ کم‌تر
۰/۹۳۶	۰/۸۰۲	۰/۰۶۴	۰/۹۱۴	۰/۰۵۰	۱/۸۹۷

شکل۲. مدل کلی تحقیق.

منبع: یافته های پژوهشگر

همانگونه که در شکل فوق مشهود است مجذور کای دو به درجه آزادی ۱/۸۹۷ برآورد شده که کمتر از ۳ است و نشان از برازش منطقی و مناسب مدل دارد. همچنین ضرایب CFI و NFI نیز بیش از ۰/۹ بوده اند و گویای این مطلب هستند که مدل مناسب است.RMSEA کمتر از ۰.۰۸ و RMR نیز کمتر مساوی ۰/۰۵ است هر دو در سطح مناسب خود می باشند. اما شاخص GFI کمی از حد مطلوب خود پایین تر بوده است. که به استناد سایر شاخص ها که در حد مطلوب هستند، کیفیت مدل طراحی شده تایید می شود و می توان با اطمینان از اطلاعات مدل طراحی شده استفاده نمود. در جدول زیر نیز ضرایب مسیر مدل ها و مقدار T مربوط به آزمون معناداری این ضرایب ملاحظه می‌شود.

جدول۲. آماره‌T مسیرهای مدل

		نماد	بارعاملی	آماره تی	پی مقدار
شرایط علی	<	مداخله‌گر	0.561	4.815	<۰.۰۰۱
شرایط علی	<	زمینه ای	0.547	5.337	<۰.۰۰۱
شرایط علی	<	بسترها	0.727	6.621	<۰.۰۰۱
شرایط زمینه ای	<	بسترها	0.181	2.518	0.012
شرایط مداخله‌گر	<	بسترها	0.145	2.129	0.033
بسترها	<	راهبردها	0.66	6.464	<۰.۰۰۱
شرایط زمینه ای	<	راهبردها	0.204	3.327	<۰.۰۰۱
شرایط مداخله‌گر	<	راهبردها	0.904	5.788	<۰.۰۰۱
راهبردها	<	پیامد	0.891	13.641	<۰.۰۰۱
شرایط علی	کیفیت خدمات	Q1	0.663		<۰.۰۰۱
	ثبات	Q2	0.661	10.199	<۰.۰۰۱
	یکپارچه کردن مفاهیم نظارت	Q3	0.637	8.508	<۰.۰۰۱
	قیمت رقابتی	Q4	0.726	9.5	<۰.۰۰۱
	شخص سازی ارزش پیشنهادی	Q5	0.608	8.123	<۰.۰۰۱
	تکنولوژی پیشرفته	Q6	0.63	8.398	<۰.۰۰۱
	نوآوری	Q7	0.687	9.042	<۰.۰۰۱
	استقلال رای هیات های مستشاری	Q8	0.672	8.886	<۰.۰۰۱
	ویژگی های فردی حسابرس	Q9	0.586	7.868	<۰.۰۰۱
	دانش صنعت مشتری	Q10	0.706	9.3	<۰.۰۰۱
	تخصص در حوزه معین	Q11	0.706	9.295	<۰.۰۰۱
	انعطاف پذیری در کارمزد	Q12	0.695	9.176	<۰.۰۰۱
	آموزش حضوری در شعب بانک	Q13	0.666	8.825	<۰.۰۰۱

		نماد	بارعاملی	آماره تی	پی مقدار
	ارائه خدمات مشاوره ای	Q14	0.625	8.324	<۰.۰۰۱
بسترها	آمادگی فرهنگی کارکنان بانک ها	Q15	0.648		<۰.۰۰۱
	زیرساخت فناوری اطلاعات	Q16	0.654	9.272	<۰.۰۰۱
	تخصص گرایی	Q17	0.644	8.493	<۰.۰۰۱
	سازماندهی در سطح کلان بانک	Q18	0.746	9.068	<۰.۰۰۱
	خلق شبکه ارزش جهت تامین خدمات	Q19	0.693	8.541	<۰.۰۰۱
مداخله گر	در سطح قانون	M1	0.411		<۰.۰۰۱
	در سطح جامعه	M2	0.743	5.927	<۰.۰۰۱
	در سطح قوا	M3	0.813	6.088	<۰.۰۰۱
	در سطح بانک	M4	0.737	5.914	<۰.۰۰۱
	در سطح دیوان محاسبات	M5	0.808	6.076	<۰.۰۰۱
	در سطح منابع نظارتی	M6	0.808	6.076	<۰.۰۰۱
زمینه ای	نهادهای غیررسمی در شبکه بانکی	Q31	0.6		<۰.۰۰۱
	جایگاه تامین مالی در سیاستهای بانکی	Q32	0.705	9.039	<۰.۰۰۱
	محدودیت های محیطی	Q33	0.78	6.756	<۰.۰۰۱
	آگاهی وتخصص کارکنان و مدیران	Q34	0.778	6.746	<۰.۰۰۱
راهبردها	استقلال مالی	R1	0.797		<۰.۰۰۱
	استقلال عملیاتی	R2	0.873	14.995	<۰.۰۰۱
	اصلاح قوانین	R3	0.846	14.352	<۰.۰۰۱
	فرآیند های حسابرسی	R4	0.805	11.375	<۰.۰۰۱
	سیستم نظارتی درون دیوان	R5	0.797	13.175	<۰.۰۰۱
پیامدها	ارتقا شفافیت	P1	0.911		<۰.۰۰۱
	ارتباط موثر	P2	0.919	21.205	<۰.۰۰۱
	حسابرسی جامع	P3	0.74	13.794	<۰.۰۰۱

منبع: یافته های پژوهشگر

همانگونه که در شکل و جدول فوق به خوبی مشهود است تمامی روابط مدل به لحاظ آماری معنادار هستند چرا که مقدار آماره T مربوط به تمامی مسیرهای مدل بیش از ۱.۹۶ و مقدار پی آنها کمتر از ۰/۰۵ گزارش شده و نشان از معنی داری تمامی روابط مدل دارد. بنابراین این مدل نیاز به اصلاح ندارد.

بررسی روابط مستقیم: ضریب مسیر شرایط علی به شرایط مداخله گر ۰/۵۶۱ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۴/۸۱۵ و پی مقدار مربوط به آن که ۰/۰۰۱> برآورد شده و به ترتیب از ۱/۹۶ بزرگتر و از ۰/۰۵

کوچکتر هستند، این ضریب معنی دار بوده و نتیجه می شود شرایط علی به شرایط مداخله گر پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر شرایط علی به شرایط زمینه ای ۰/۸۹۱ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۱۳/۶۴۱ و پی مقدار مربوط به آن که۰/۰۰۱> نتیجه می شود شرایط علی به شرایط زمینه ای پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر شرایط زمینه‌ای به بسترها ۰/۱۸۱ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۲.۵۱۸ و پی مقدار مربوط به آن که۰/۰۱۲ نتیجه می شود شرایط زمینه‌ای به بسترها پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر شرایط مداخله‌گر به بسترها ۰/۱۴۵ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۲/۱۲۹ و پی مقدار مربوط به آن ۰/۰۳۳ نتیجه می شود شرایط مداخله‌گر به بسترها پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیرشرایط علی به بسترها ۰/۷۲۷ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۶/۶۲۱ و پی مقدار مربوط به آن نتیجه می شود شرایط علی بر بسترها پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر بسترها به راهبردها ۰/۶۶ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۶/۴۶۴ و پی مقدار مربوط به آن ۰/۰۰۱> نتیجه می شود بسترها بر راهبردها پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر شرایط مداخله‌گر به راهبردها ۰/۹۰۴ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۵/۷۸۸ و پی مقدار مربوط به آن ۰/۰۰۱> نتیجه می شود شرایط مداخله‌گر بر راهبردهای پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر شرایط زمینه ای بر راهبردها ۰/۲۰۴ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۳/۳۲۷ و پی مقدار مربوط به آن که نتیجه می شود شرایط زمینه ای بر راهبردهای پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

ضریب مسیر راهبردها بر پیامدها ۰/۸۹۱ گزارش شده که با توجه به مقدار آماره تی این مسیر ۱۳/۶۴۱ و پی مقدار مربوط به آن نتیجه می شود راهبردها بر پیامدهای پیاده سازی مدیریت دانش در نظارت مالی دیوان محاسبات در بخش بانکی تاثیر مستقیم و معنی داری دارد.

بررسی روابط غیر مستقیم و کامل: با توجه به اینکه تمامی روابط مدل معنی دار بوده به بررسی روابط غیر مستقیم پرداخته شده است. با توجه به ضرایب مسیر به دست آمده در مدل، اثرات غیر مستقیم متغیرها بر در جدول زیر گزارش شده است.

جدول۳. اثرات غیر مستقیم متغیرها

مستقل	اثر غیر مستقیم				
وابسته	علی	زمینه‌ای	مداخله گر	بسترها	راهبردها
شرایط زمینه ای	0	0	0	0	0
شرایط مداخله‌گر	0	0	0	0	0
بسترها	0.18*	0	0	0	0
راهبردها	0.569*	0.01*	0.008*	0	0
پیامدها	0.507*	0.173*	0.798*	0.049*	0

منبع: یافته های پژوهشگر

در جدول فوق ضرایبی که با علامت * مشخص شده اند، در سطح خطای ۵ درصد معنادار بوده اند. مشاهده می شود که شرایط مداخله‌گر، شرایط زمینه ای، شرایط علی و بسترها به طور غیر مستقیم و معنا داری بر پیامدها تاثیر داشته اند. همچنین شرایط علی به طور غیر مستقیم و معناداری بر بسترها و راهبردها و بسترها تاثیر رد. شرایط زمینه ای و مداخله گر نیز به صورت غیر مستقیم بر راهبرها تاثیر معناداری دارند.

جدول۴. اثرات کامل متغیرها

مستقل	اثر کامل				
وابسته	علی	زمینه‌ای	مداخله گر	بسترها	راهبردها
شرایط زمینه ای	0.547	0	0	0	0
شرایط مداخله‌گر	0.561	0	0	0	0
بسترها	0.907	0.181	0.145	0	0
راهبردها	0.569	0.214	0.912	0.66	0
پیامدها	0.507	0.173	0.798	0.049	0.891

منبع: یافته های پژوهشگر

مشاهده می شود که راهبردها بیشترین تاثیر را بر پیامدها به صورت کامل داشته است. بعد از آن شرایط مداخله‌گر و سپس شرایط علی بیشترین تاثیر را به صورت کامل بر پیامدها داشته اند. همچنین، شرایط مداخله گر بیشترین تاثیر را بر راهبردها به صورت کامل داشته است. بعد از آن به ترتیب بسترها و سپس شرایط علی بیشترین تاثیر را به صورت کامل بر راهبردها داشته اند. شرایط علی بیشترین تاثیر را به صورت کامل بر بسترها داشته و میزان تاثیر شرایط زمینه ای بر بسترها از شرایط مداخله‌گر بیشتر بوده است.

بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مهمترین اقدامات اجرایی که در مصاحبه ها بیان می گردید. نحوه حسابرسی و نقاط حساس حسابرسی در حوزه بانکی بود. بسیاری از مصاحبه شوندگان ابراز می داشتند که حسابرسی فعلی دیوان محاسبات در حوزه بانکی به دلایلی از جمله برنامه ریزی نامناسب، عدم تناسب بین کارهای ارجاعی و تعداد نیروها، عدم تخصص گرایی در بین نیروهای حسابرسی دیوان محاسبات در بانک ها، مشکل دارد و باید رویه حسابرسی دیوان تغییر نماید. برخی از مصاحبه شوندگان به صورت ضمنی و برخی دیگر به صورت تلویحی بیان می داشتند که نظارت دیوان در حوزه بانکی باید هم به صورت نظارت حضوری و هم به صورت نظارت غیر حضوری باشد. اما نکته بسیار جالبی که اکثر مصاحبه شوندگان اعم از خبرگان نظام بانکی و خبرگان دیوان محاسبات بر آن تاکید می نمودند، حسابرسی مبتنی بر ریسک و تمرکز حسابرسی بر حوزه های پرریسک در بانک ها بود. موضوع دیگری که بسیار جالب بود، آنان ابراز می داشتند که باید فرایندهای عملیات و فعالیت بانک ها حسابرسی شود. به عبارت دیگر معتقد بودند آنچه که نتایج را شکل میدهد، مسیر و فرآیندهای ایجاد آن نتایج است و اگر آن مسیر به درستی طراحی شده باشد، نتایج نهایی مناسب خواهد بود. نمونه هایی از مواردی که مصاحبه شوندگان بر آن تاکید داشتند عبارت بود از: کنترل و پایش ریسک اعتباری، کنترل و پایش ریسک تمرکز، کنترل و پایش ریسک ریسک اعتباری، کنترل و پایش ریسک عملیاتی، کنترل و پایش ریسک ها در بخش فناوری، ارائه یافته های حسابرسی به مسئولین بانک، نظارت بر فرایندهای اعطای تسهیلات در ادامه اظهارات برخی از مصاحبه شوندگان نشان داده شده است .توجه به تعداد نیروهایی که ما داریم و کمبود منابع موجود، لازم است اولویت ها مشخص شود و تمرکز بر اولویت ها باشیم نه اینکه هر کار ارجاعی که مطرح می شود، رسیدگی شود در حسابرسی بانک ها باید حوزه های پرریسک شناسایی شود. حوزه های پرریسک مرتبط با اهداف و کارکردهای همان بانک باید تعریف شود. در محیط اقتصادی فعلی کشور، اقتصاد از طریق تامین مالی بانک تامین می شود به عبارت دیگر اقتصاد بانک محور است و فرایند اعطای تسهیلات در بانک ها و رسیدگی به این امر از اهمیت زیادی برخوردار است که در این خصوص فرایند اعتبار سنجی، وثایق ، اصالت طرح های توجیهی و سایر موارد مرتبط با اعطای تسهیلات از اهمیت دارد.

در مفهوم نظارت بانکی، چیزی که مهم است بحث نظارت مبتنی بر ریسک است. بنابراین نمی‌شود همه چیز را چک کنیم و باید برای اهداف و اولویت های مهم مسائل را چک کنید .مشخص نبودن برنامه های حسابرسی در دیوان محاسبات در اکثر حوزه به خصوص در حوزه بانکی و ارجاعات خارج از برنامه در طی فرایند حسابرسی منجر به خارج شدن حسابرسان از مسیر برنامه ریزی شده اولیه می شود و در نهایت نوعی سرخوردگی و عدم اطمینان در بین نیروهای حسابرسی در خصوص نحوه برنامه ریزی مدیران ایجاد می شود و در نهایت این تفکر حاکم شده است که اصلا چیزی به نام برنامه ریزی در دیوان محاسبات کشور وجود ندارد و ما وقتی صبح سر کار می آیم منتظر هستیم تا برنامه همان روز را به ما بدهند. موضوعی که در دیوان محاسبات در بخش بانکی مغفول مانده است حسابرسی مبتنی بر ریسک است. در طول دوره حسابرسی دیوان در هیچ بخشی و در هیچ دوره ای اصلا مفهومی به نام ریسک و اندازه گیری آن در بخش‌های مختلف عملیات بانکی توسط حسابرسان دیوان محاسبات

انجام نشده است چون او دانش آن وجود ندارد و ثانیا این موضوع مطالبه نشده و ثالثا اهمیت آن برای مدیران دیوان زیاد نیست.

برخی از مشارکت کنندگان در این خصوص چنین ابراز نظر نموده اند :

- هنگامی که حسابرس وظایف خود را به شکل مناسبی انجام می دهد، قوانین باید از آنها در برابر شکایتها احتمالی حمایت کند.
- هنگامی که حسابرس مطمئن باشد که در انجام وظایفش با مشکلات سیاسی روبرو نمی شود می تواند قضاوت حرفه ای مناسب تری انجام دهد. حسابرسان در برخی از پرونده ها وارد نمی شوند زیرا از این ترس دارند که موقعیت شغلیشان به خطر بیافتد.

متاسفانه این ترس در رسیدگی های حسابرسان تاثیر می گذارد. برخی از مسائل و موضوعات وجود دارد که به دلیل محرمانه بودن و یا حتی سری بودن نه تنها امکان رسیدگی آن کم است بلکه حسابرسان سعی می کنند وارد رسیدگی این موضوعات نشوند زیرا از این بیم دارند که خدایی نکرده برایشان مشکل ایجاد شود. آنچه در این تم آشکار گردید، نبود پشتیبانی و حمایت قانونی از حسابرسانی است که وظایف خود را منطبق با قانون انجام می دهند. مشخص است که نیروها و فشارهای بیرونی وجود دارد که به بهانه های مختلف از جمله محرمانه بودن موضوع یا مواردی از این قبیل، موانعی را برای نظارت حسابرسان ایجاد می کنند که همین امر و نبود حمایت قانونی از موقعیت حسابرسان، منجر به این شده است که حسابرسان از ورود به برخی از موضوعات امتناع ورزند. بنابراین می بایستی قوانین تدوین شود تا به طور کامل از حسابرسان حمایت گردد .

موضوع دیگری که در این تم مطرح می باشد، شفافیت در سطح قانون است. یکی از معضلاتی که در اکثر مصاحبه ها مطرح بود، بیان عدم شفافیت در قوانین و مقررات بود هنگامی که قانون قابل تفسیر باشد، هر شخص با هر دستگاه اجرایی، آن را به نفع خود و برای رسیدن به اهداف خود تفسیر می کند. بنابراین یکی از پیش شرط های نظارت مالی، وجود شفافیت در تدوین قوانین و مقررات است. در مصاحبه های انجام شده، برخی از مشارکت کنندگان در این وقت چین ابراز نقل نموده به نظر من قوانینی که مجلس تصویب میکند، شفاف نیست و در برخی از موارد غیر کارشناسی این کار انجام می شود. متاسفانه قوانین ما، واضح و شفاف نیستند و تبصره های مختلف باعث شده است که روزنه های زیادی در قوانین ما وجود داشته باشد.

فهرست منابع

تقوی، مهدی، احمدیان، اعظم و کیانوند، مهران (۱۳۹۲). تحلیلی بر تأثیر حاکمیت شرکتی بر ثبات سیستم بانکی کشورهای در حال توسعه با تأکید بر شاخص مالکیت بانک ها. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال ششم، ۱۹، ۴۵ ـ ۶۶.

توکّل, پریسا, پدرام, مهدی, توکلیان, حسین. (۱۴۰۱). بررسی و شناسایی تعارضات احتمالی اجرای سیاست های احتیاطی کلان با اهداف سیاست پولی (ثبات قیمت و تولید) در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد **DSGE**. اقتصاد مالی, ۱۶(۶۰), ۱-۴۴.

حاجی شاه وردی، دنیا، زمردیان، غلامرضا، فلاح شمس لیالستانی، میرفیض و حنیفی، فرهاد (۱۳۹۸). طراحی سیستم پیش هشدار دهنده بحران بانکی نظام مند دربازار مالی ایران)با کاربرد زنجیره های مارکوفی(، اقتصاد مالی، ۴۷، ۱۳۵-۱۵۳.

خسروی پور نگار، جعفری محبوبه، عبدی محمدرضا. طراحی الگوی بهینه مدیریت دانش برای دستگاه های نظارتی در ایران مطالعه موردی: دیوان محاسبات کشور. دانش حسابرسی. ۱۳۹۶; ۱۷ (۶۹) :۳۲۸-۳۰۹

ذالبگی دارستانی، حسام (۱۳۹۳). عوامل موثر بر ثبات درشبکه بانکی ایران. پژوهشهای پولی و بانکی. ۷(۲۰) ، ۳۲۷-۳۰۷.

ستوده, رضا, فغانی, مهدی, پیفه, احمد. (۱۳۹۹). بررسی توانایی فرایندهای داخلی دیوان محاسبات کشور جهت مسئولیت پاسخگویی به استفاده‌کنندگان. دوفصلنامه علمی حسابداری دولتی, ۷(۱), ۱۹۳-۲۰۸

سیف اللهی، ناصر و حمیدزاده اربابی، علیرضا،۱۴۰۰،تحلیل اثر مدیریت دانش و جهت گیری بازار بر عملکرد بازار با نقش میانجی نوآوری باز (نمونه پژوهش: بانک تجارت).

شاهچراغی، مهشید (۱۳۹۲)، میزان انطباق اصول کمیته بال در نظام بانکی ایران، پژوهش های پولی و بانکی، ۱۸، ۱۰۹ ـ ۱۲۲.

شاهچراغی، مهشید و اربابیان، شیرین (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین تمرکز و ثبات مالی در نظام بانکداری ایران. نخستین کنفرانس ملی توسعه مدیریت پولی و بانکی، مرکز همایش های بین المللی صدا و سیما.

شایگانی، بیتا و عبداللهی آرانی، مصعب (۱۳۹۰). بررسی ثبات در بخش بانکی ایران. جستارهای اقتصادی، ۱۶، ۱۶۸-۱۴۷.

شمس میمندی، علی و علیپور، لری،۱۳۹۷،بررسی تاثیر ساختارسازمانی و نظارت مالی دولتی و نقش آن در بهبود مدیریت سازمان،دومین همایش بین المللی مدیریت، اقتصاد و بازاریابی،تهران،

صدقی، حسین، خدایاری، محمد و علی معروفخانی(۱۳۹۳). اصول ۲۹ گانه‌برای‌نظارت‌بانکی‌مؤثر از انتشارات‌کمیته نظارت بربانکداری‌بال. اداره مطالعات و مقررات بانکی بانک مرکزی.

علوی, معصومه, یعقوب نژاد, احمد, محمدی نوده, فاضل. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر شاخص‌های مرتبط با نظارت بر سازوکارهای تأمین مالی و عوامل مؤثر بر آن. اقتصاد مالی, ۱۶(۶۰), ۳۲۵-۳۵۴.

مهر آرا، محسن و عبدی، رامین (۱۳۹۳). ارزیابی کارایی فنی صنعت بانکداری ایران وتعیین عوامل موثر بر آن)رهیافت مدلهای مرزی تصادفی(، اقتصاد مالی، ۲۸، ۸۳-۱۰۵.

نیکخو, حافظ, رحمانی, تیمور, خلیلی, فرزانه. (۱۴۰۱). نااطمینانی اقتصادکلان و تصمیمات سرمایه‌گذاری بانک‌ها. اقتصاد مالی, ۱۶(۵۸), ۱-۲۲.

وقفی, سید حسام, قمیان, محمد مهدی, فیاض, علی, خواجه زاده, سامیران. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر مدیریت دانش برکارایی بخش مالی دستگاه های اجرایی(مطالعه موردی شهرداری مشهد). دوفصلنامه علمی حسابداری دولتی, ۳(۲), ۷۱-۷۸.

Adeoye, O.2017. The Role of Internal Auditors in Fraud Prevention. (CASE STUDY OF NIGERIA BANK). (Doctoral thesis, Business Economics and Tourism).

Aghion, P., Tirole, J., 1997. Formal and real authority in organizations. J. Polit. Econ. 105 (1), 1–29.

Akins, B., Dou, Y., Ng, J., 2017. Corruption in bank lending: The role of timely loan loss recognition. Journal of Accounting and Economics 63, 454-478.

Alonso, R., Dessein, W., Matouschek, N., 2015. Organize to adapt and compete. Am. Econ. J. 7 (2), 158–187.

Amudo, A. and Inanga ,E.L. 2009, Evaluation of Internal Control Systems: ":A Case study from Uganda" international research Journal of finance and economics Volume.27 pp 124-144.

Anginer, D., Bertay, A. C., Cull, R., Demirgüç-Kunt, A., & Mare, D. S. (2021). Bank capital regulation and risk after the Global Financial Crisis. Journal of Financial Stability, 100891. doi:10.1016/j.jfs.2021.100891

Barth, J. R., Caprio Jr, G., Levine, R., 2013. Bank Regulation and Supervision in 180 Countries from 1999 to 2011. Journal of Financial Economic Policy 5, 111-219.

Basel Committee on Banking Supervision, 2012. Core Principles for Effective Banking Supervision, Bank for International Settlements.

Benston G.j., Robert A. Eisenbeis, P. M. Horvitz, E., J. Kane and. Kaufman, G.G. (1986). Perspectives on safe & sound banking: Past, present, and future, Journal of Banking & Finance, Volume 12, Issue 4, Pages 604-608.

Borio, C. and R. Filosa, 1994, 'The Changing Borders of Banking: Trends and Implications', BIS Economic Paper, No. 43, (December).

Bovens, M. 2007." Analysing and assessing accountability: A conceptual framework". European Law Journal, 13(4), 447-468. doi: 10.1111/j.1468- 0386.2007.00378.

Bovens, M. 2010." Two concepts of accountability: Accountability as a virtue and as a mechanism". West European Politics, 33(5), 946-967. doi: 10.1080/01402382.2010.486119.

Brei, M., Schclarek, A., 2015. A theoretical model of bank lending: Does ownership matter in times of crisis? Journal of Banking and Finance 50, 298–307.

Chrysovalantis G, Fotios P, 2013. Financial supervision regimes and bank efficiency: International evidence. Journal of Banking & Finance 37. 5463–5475.

Coenen, T. L. 2008. Essentials of Corporate Fraud. Hoboken: John Wiley & Sons, Incorporated. Retrieved from https://ebookcentral-proquestcom .ezproxy.puv.fi/lib/vamklibrary-ebooks/detail.action?docID=331643.

Cordery, C., Baskerville, R., & Porter, B. (2010). Control or collaboration?: Contrasting accountability relationships in the primary health sector. Accounting, Auditing & Accountability Journal, 23(6), 793-813. doi: 10.1108

Demaestri, E., Guerrero, F., 2005. Financial supervision: integrated or specialized? The case of Latin America and the Caribbean. Financial Markets, Institutions & Instruments 14, 43–106.

Dessein, W., 2002. Authority and communication in organizations. Rev. Econ. Stud. 69, 811–838.

Dessein, W., Garicano, L., Gertner, R., 2010. Organizing for synergies. Am. Econ. J. 2, 77–114.

Ebrahim, A. 2003. Making sense of accountability: Conceptual perspectives for northern and southern nonprofits. Nonprofit Management and Leadership, 14(2), 191-212. doi: 10.1002/nml.29

Ebrahim, A. 2010. The many faces of nonprofit accountability The Jossey-Bass Handbook of Nonprofit Leadership and Management (pp. 101-123). San Francisco, CA: Jossey-Bass.

Englert, Roy T (1978-1979), Bank Supervision in Historical Perspective, Business Lawyer, Vol. 34.

Ferguson, R., 2000, 'Alternative Approaches to Financial Supervision and Regulation', Journal of Financial Services Research, 17(1), 297–303.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Designing a knowledge management implementation model in the financial supervision of the Court of Audit in the banking sector

Yasman Maleki[1]
Abbas Ali Haghparast[2]
Reza Sotoudeh[3]
Habib Piri[4]

Received: 2025/March/31 Accepted: 2025/June/04

Abstract

The aim of this study was to design a knowledge management implementation model in the financial supervision of the Court of Audit in the banking sector with a mixed approach. In the qualitative phase with 15 people, who were mainly managers and deputies of the Court of Accounts and the banking sector and university professors and experts in the field of finance and auditing, the interviews continued until the achievement of theoretical saturation in a purposeful way. Cochran's formula was chosen at random. The research tool in the qualitative part of the exploratory interview was semi-structured and in the quantitative part to evaluate the implementation of knowledge management in the financial supervision of the Court of Accounts in the banking sector, a researcher-made questionnaire was used based on the codes obtained in the qualitative stage. In the qualitative part, the analysis of the interviews was performed using the foundation data analysis method. The validity and reliability of the components were examined and Cronbach's alpha of all the above components was 0.7 and during it; The most important components of knowledge management implementation in the financial supervision of the Court of Audit in the banking sector were assessed. In a quantitative part, through the method of structural equations, the accuracy of the research model was confirmed and it was found that the selection of concepts, dimensions and indicators is very accurate and can provide a suitable framework for developing a vision document in the banking sector.

Keywords: Implementation, Knowledge Management, Financial Supervision, Court of Audit, Banking
JEL Classification: M40, P34, Z10, P30

[1] Department of Accounting, Zah.C., Islamic Azad University, Zahedan, Iran. stu.Yasamanmaaleki@iatuac.ir
[2] Department of Accounting, Zah.C., Islamic Azad University, Zahedan, Iran (Corresponding author). abbasali.haghparast@iau.ir
[3] Department of Finance and Accounting, Faculty of Humanities, Meybod University, Meybod, Iran. sotudeh@meybod.ac.ir
[4] Department of Accounting, Zah.C., Islamic Azad University, Zahedan, Iran. habib.piri@iau.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱۴۰۴
صفحه ۳۹۵ تا ۴۱۸

طراحی مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا

منصور شیخ الاسلامی کندلوس[۱]
علی‌محمد مزیدی شرف آبادی[۲]✉
سیدعلیرضا افشانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۶

چکیده

با توجه به اهمیت روزافزون مشتریان در بانک و بالطبع اهمیت روزافزون مدیریت اثر بخش ارتباطات با مشتریان، سازمان‌هایی که در پیاده‌سازی و اجرای برنامه‌ها و سیستم‌های مدیریت ارتباط با مشتریان موفق بوده‌اند، مزایای اقتصادی و غیراقتصادی متعددی را کسب نموده‌اند بنابراین شناسایی و اولویت‌بندی عوامل کلیدی توفیق مدیریت ارتباط با مشتری در بانک بسیار مهم تلقی می‌شود. لذا پژوهش حاضر با هدف طراحی مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا انجام شده است. این پژوهش با رویکرد کیفی و روش گرندد‌تئوری انجام شد. مشارکت‌کنندگان پژوهش، مشتریان کلیدی بانک سینا در شهر تهران بودند که از طریق مصاحبه با ۳۱ نفر از آنان اطلاعات جمع‌آوری شد. بعد از جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل داده‌ها، مقوله هسته با عنوان «ضعف در سیاست‌گذاری حوزه مشتری» برساخت شد، بدین معنا که بانک سینا در حوزه مشتری، برنامه‌ریزی ضعیفی داشته است که پیامدهای منفی در سه سطح فردی «سردرگمی رؤسای شعبی و نداشتن برنامه‌های ارتباطی دقیقی با مشتریان»، واحدی «عدم وجود دستورالعمل‌های مشخص و برخوردهای سلیقه‌ای با مشتریان» و ساختاری «ریزش مشتری و ریسک شهرت» به همراه داشته است.

واژه‌های کلیدی: مدیریت ارتباط، مشتریان کلیدی، بانک سینا، سیاست‌گذاری حوزه مشتری

طبقه بندی JEL: M14 , M36 , MOO

۱. گروه علوم ارتباطات، واحد میبد، دانشگاه آزاد اسلامی، میبد، ایران .ms.slami@yahoo.com
۲. گروه علوم ارتباطات، واحد میبد، دانشگاه آزاد اسلامی، میبد، ایران(نویسنده مسئول).al.mazidi@iau.ir
۳. گروه جامعه شناسی ، دانشکده علوم اجتماعی ، دانشگاه یزد، یزد، ایرانafshanialireza@yazd.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

مدیریت ارتباط با مشتری سازمان‌ها را قادر می‌سازد تا با شناخت مشتریان، نیازها، خواسته‌ها و ترجیحات آن‌ها روابط بلند مدتی را با مشتریان سودآور، به عنوان کلیدی برای سودآوری در بازار پویای امروزی ایجاد کنند (نیکو و همکاران، ۱۳۹۵: ۲۸). یک نکته مهم در صنعت بانکداری حاکی از آن است که وقتی مشتری وارد تعامل با سازمان می‌گردد چگونه می‌توان وی را در طول مدیریت ارتباط با سازمان مدیریت نمود و ارزش بلند مدت وی را حداکثر کرد (سیدین و همکاران، ۱۴۰۱: ۳). نیازهای مشتریان در ارتباط مستقیم با رضایت مشتریان می‌باشد و نیازهای مشتریان به صورت ویژه و خاص می‌باشند (ابوساگ و همکاران[1]، ۲۰۱۹: ۱). بنابراین بخش‌بندی مشتریان بر اساس نیازهای مشتری حائز اهمیت بوده و کاملاً مبتنی بر ارزش مشتریان می‌باشد (ملکی مین باش و همکاران، ۱۳۹۵: ۴۶۴). بانک‌های ایرانی بیشتر بر روی خدمات خود تأکید دارند (عزیزی و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۲). به همین منظور می‌توان چنین مطرح نمود که بر مبنای نظریه هشتاد بیست یا پارتو مشتریان کلیدی از مهم‌ترین ابعاد مد نظر مدیریت ارتباط با مشتریان بانک‌ها می‌باشد (اسماعیل‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۹۹). بنابراین مشتریان کلیدی مشتریان مهمی هستند که درصد زیادی از درآمد، از معامله با آن‌ها تأمین می‌شود و بانک‌ها به آن‌ها توجه ویژه‌ای دارند. در واقع، این مشتریان اشخاص یا شرکت‌هایی هستند که در طول زمان جریان درآمدی برای شرکت ایجاد می‌کنند و این جریان از سطح قابل قبول هزینه‌های جلب، فروش و ارائه خدماتی که شرکت به این امر اختصاص داده، بیشتر است (ملکی مین باش رزگاه و همکاران، ۱۳۹۵: ۴۶۵).

فرآیند کلی ایجاد و نگهداری رابطه با مشتریان سودآور بوده و از طریق ارائه ارزش بیشتر به مشتریان و جلب رضایت بیشتر آنان است (محرابی و همکاران، ۱۳۸۸: ۶۲). بر همین مبنا باید بخش‌بندی مشتریان از لحاظ جمعیت‌شناختی و روانشناختی را مد نظر قرار دهند (مرتضوی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۳۱). مدیریت ارتباط با مشتری یک نظام اطلاعاتی یکپارچه است که برای برنامه‌ریزی، زمان‌بندی و کنترل فعالیت‌های قبل و بعد از فروش خدمات سازمان و با هدف توانمندسازی مشتریان جهت تعامل با سازمان از طریق ابزارهای متعددی چون وب‌سایت، تلفن و غیره به کار می‌رود (اصولی، ۱۳۹۸: ۲). در رابطه با سایر سازمان‌ها (شعب بانک‌ها) نیز می‌بایست طراحی شود و اطلاعات مربوطه به اشتراک گذاشته شود (هالی و همکاران[2]، ۲۰۲۰: ۹۲). این سیستم‌ها و اجرای دقیق آن‌ها منجر به سلامت محیطی می‌گردد (باشر و همکاران[3]، ۲۰۲۰: ۱۰). از آنجایی که بسیاری از سیستم‌های CRM[4] در مرحله اجرا با شکست مواجه شده‌اند لذا در نظر گرفتن عوامل موفقیت‌آمیز حائز اهمیت بوده و کنترل در هر مرحله از اجرا ضروری است (چالنویی و همکاران[5]، ۲۰۱۶: ۳۶۵). بنابراین CRM بر عملکرد کلی بانک تأثیر می‌گذارد و ابعاد مشتری محوری، شناسایی ظرفیت‌های سازمانی، تکنولوژی اطلاعات، مدیریت دانش مشتری و موفقیت مدیریت ارتباط با مشتری را در برداشته و با این ابعاد در ارتباط می‌باشد (سلطانی و همکاران[6]، ۲۰۱۸: ۴). از این رو با توجه

[1]. Abosag et al
[2]. Halli et al
[3]. Baasher et al
[4]. مدیریت ارتباط با مشتری
[5]. Chalenooie et al
[6]. Soltani et al

به اهمیت روزافزون مشتریان در بانک و بالطبع اهمیت روزافزون مدیریت اثر بخش ارتباطات با مشتریان، شناسایی و اولویت‌بندی عوامل کلیدی توفیق مدیریت ارتباط با مشتری در بانک بسیار مهم تلقی می‌شود. سازمان‌هایی که در پیاده‌سازی و اجرای برنامه‌ها و سیستم‌های مدیریت ارتباط با مشتریان موفق بوده‌اند، مزایای اقتصادی و غیراقتصادی متعددی را کسب نموده‌اند (رحمت نژاد و همکاران، ۱۳۹۴: ۴۲).

لذا با توجه به موارد مذکور این مساله چنین مطرح می‌شود که صنعت بانکداری ایران همچون دیگر کشورهای در حال توسعه به عنوان یکی از پایه‌های تأثیرگذار در اقتصاد کشور نقش تعیین‌کننده‌ای در فعالیت‌های اقتصادی کشور ایفا می‌کند (میرزایی و همکاران، ۱۴۰۱: ۲۸۳) و مشتریان را باید دلیل وجودی سازمان به حساب آورد، لذا نه تنها شناخت نیازهای بالفعل آنان، پیش‌بینی و هدایت نیازهای بالقوه مشتریان، طراحی و اجرای برنامه‌های ارائه خدمات در جهت رفع این نیازها برای جذب مشتری از ارکان اساسی هرگونه فعالیت‌های بانکی است بلکه می‌بایست جهت کسب مزیت رقابتی و موفقیت در نظام بانکداری از فرایند مدیریت ارتباط با مشتری بهره برده شود. در این زمینه و در فرایند مدیریت ارتباط با مشتری سعی می‌شود سودمندترین مشتریان به عنوان مشتریان کلیدی شناسایی، جذب و به بهترین شکل نگهداری شوند و از طرف دیگر با ایجاد ارزش در بین مشتریان شرایط انتقال مشتریان کلیدی سایر بانک‌ها یا سایر شعب به بانک فراهم گردد و تعداد مشتریان کلیدی افزایش یابند لذا با توجه به شکست‌های روز افزون سیستم‌های مدیریت ارتباط با مشتریان پیاده‌سازی شده می‌بایست راهبردهای اصلی بانک‌ها مبتنی بر توسعه و ارتقاء این سیستم تبیین شده و عواملی که منجر به شکست این سیستم می‌گردد شناسایی نمایند. از آنجا که راهبرد مدیریت ارتباط با مشتری، اثرات عملکردی فوری ندارد و بیشتر جنبه بلند مدت دارد، لذا در هنگام ارزیابی راهبرد سازمان در این زمینه، بعد رفتاری را نیز باید مورد توجه قرار داد (حسنقلی پور و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۷) چرا که ماهیت بانک‌ها به‌گونه‌ای است که نمی‌توانند از لحاظ محل یا منطقه تبعیض قائل شوند و بخش‌بندی جمعیت‌شناختی و اجتماعی – اقتصادی که بر رفتار مصرف‌کننده تأثیر دارند را نادیده بگیرند (شیرکوند و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۴۱). بنابراین وقتی مردم یک نام تجاری را انتخاب می‌کنند، با توجه به اینکه منطقی و عقلایی رفتار می‌کنند و تصمیم‌گیری آن‌ها بر محاسبه و به حداکثر رساندن نتایج مبتنی است (ملک اخلاق و همکاران، ۱۴۰۰: ۴۷۸) فقط به یک ویژگی آن توجه نمی‌کنند بلکه خصیصه‌های چندگانه‌ای را وابسته به نوع خدمات و میزان درگیری ذهنی خود در نظر می‌گیرند و با توجه به آن‌ها تصمیم به انتخاب می‌گیرند (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۸: ۲). از این‌رو کسب برتری رقابتی مستلزم بهبود خدمات می‌باشد (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۴۶) بدین منظور برآوردن نیازهای مشتریان از ضروریات می‌باشد (حاجی کریمی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲۶) که از الزامات آن به کارگیری مدیریت ارتباط با مشتری است (ترابی‌راد و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۷).

در همین زمینه مدیران، ایجاد بستر ارتباطی مؤثر و درازمدت با مشتریان را، در افزایش سهم بازار و توان رقابتی مؤثر دانسته و با ایجاد یک ساختار توانمند به نام مدیریت ارتباط با مشتری، تلاش در ارتقای توان تجاری سازمان‌های خود دارند (تقوی فرد و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۸). لذا شناسایی عوامل ریسک مرتبط با این موضوع از مهم‌ترین ابعاد بوده و این موضوع باید در نظر گرفته شود که سازمان‌هایی که در پیاده‌سازی و اجرای برنامه‌های سیستم‌های مدیریت ارتباط با مشتری در بانک‌ها موفق بوده‌اند توانسته‌اند مزایای اقتصادی و غیر اقتصادی کسب

نمایند. لذا پژوهش حاضر تلاش دارد با رویکردی کیفی فرایند مدیریت ارتباط با مشتری را در بانک سینا مورد کاوش قرار دهد و عواملی که در افزایش مشتری مداری بانک‌ها نقش دارند را شناسایی و به ارائه مدل پارادایمی این موضوع بپردازد و به این سوال پاسخ دهد که مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی در بانک سینا چگونه است؟

۲- چارچوب مفهومی

بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری از مهم‌ترین سازمان‌های خدماتی به حساب می‌آیند و تأثیر به سزایی بر اقتصاد کشور دارند. بعد از انقلاب اسلامی که نظام بانک‌داری تغییر نمود مشتری مصرفی به مشتری تولید کننده تغییر نقش داد (حسینی و همکاران، ۱۴۰۰: ۱۵۴). در نظام بانکی، مشتریان محور اصلی بوده و برنامه‌ریزی جهت شناخت و برآوردن نیازهای مشتریان، افزایش رضایت‌مندی و وفادارسازی آن‌ها نه تنها بقای سازمان را تضمین می‌کند، بلکه ضامن رشد و شکوفایی آن نیز خواهد بود. بنابراین بانک‌ها و مؤسسات مالی همواره در تلاش‌اند تا از طریق بهبود کیفیت خدمات، بر نیات رفتاری مشتریان خود اثر گذاشته و به اهداف خود در زمینه افزایش سهم از مشتری و سودآوری بیشتر دست یابند (مرزانی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۲۸).

راهکار موفق در دستیابی به یک جایگاه مناسب در بازار رقابتی، ارائه ارزش به مشتریان فعلی و بالقوه بر مبنای نیازها و خواسته‌های آنان و در قالب خدماتی با کیفیت بالا است. ارتقاء سطح کیفی خدمات تنها در صورتی‌که نیازها و انتظارات مشتریان را برآورده کرده و برای آن‌ها ارزش‌آفرینی نماید، می‌تواند رفتار مشتریان را تحت تأثیر قرار داده، سبب مراجعه مجدد آن‌ها به سازمان شده و به وفاداری منتهی گردد. در واقع سازمان با ایجاد ارزش‌های برتر، مشتریانی رضایت‌مند خلق می‌کند که به سازمان وفادار باقی‌مانده و نیازهای بانکی و مالی خود را در مراجعات بعدی برآورده می‌نمایند. به‌طور حتم داشتن مشتریان وفادار برای هر سازمانی مستلزم صرف هزینه و زمان است. در مقابل، مشتریان وفادار با تبلیغات دهان به دهان و توصیه سازمان به سایر مشتریان باعث کاهش هزینه‌های سرسام‌آور تبلیغات، مشتری‌یابی و جذب مشتریان جدید شده و نوعی اطمینان و آرامش برای ماندگاری در بازار به‌ویژه در شرایط رقابت فراهم می‌آورد (مرزانی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۲۸). از سوی دیگر بانک‌ها با ارائه مزایای متنوع و خدمات رقابتی و تجدید ساختار خدماتش به سوی استفاده از تکنولوژی سریع و در جهت برآورده کردن نیازهای در حال تغییر مشتریان، در حال گسترش یافتن از میان مرزها هستند. به دلیل این اقدامات، ماهیت خدمات بانک‌داری و ارتباط با مشتریان دستخوش تغییرات شده است. محیط بسیار رقابتی و به سرعت در حال تغییری که بانک‌ها مجبور به فعالیت در آن هستند آن‌ها را به‌سوی تجدیدنظر در نگرششان به‌سوی رضایت مشتری و بهینه‌سازی کیفیت و عملکرد خدمات سوق می‌دهد (کوثری‌فر و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۳۵).

مشتری مداری یعنی گردآوری اطلاعات در مورد مشتریان در سطوح مختلف سازمان و انجام اقدامات مناسب بر اساس آطلاعات جمع‌آوری شده (عقبائی، ۱۴۰۱: ۴۸). اما یکی از مهم‌ترین چالش‌ها در سازمان‌های مشتری‌مدار، شناسایی مشتریان و درک تفاوت میان آن‌ها و رتبه‌بندی و اولویت‌بندی‌شان می‌باشد. با اولویت‌بندی مشتریان می‌توان نوع و درصد رابطه با آن‌ها را مشخص نمود و به کمک آن نحوه تخصیص بودجه برای فعالیت‌های بازاریابی را مشخص کرد. در واقع هدف نهایی اولویت‌بندی دست‌یابی به رضایت و وفاداری مشتری است. تعداد زیاد

مراجعه‌کنندگان سازمانی و از طرف دیگر محدودیت منابع انسانی، سازمان‌ها را وادار می‌کند تا اقدام به اولویت‌بندی مشتریان نمایند، تا خدمات خود را متناسب با اولویت‌های مشتریان ارائه دهند (یوسفی‌زاد و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۷۹). از سوی دیگر تقسیم‌بندی مشتری فرآیند تقسیم کردن مشتریان به گروه‌هایی با نیازها، ویژگی‌ها یا رفتارهای مشابه است که اغلب سازمان‌ها برای طبقه‌بندی مشتریان برای اهداف بازاریابی استفاده می‌کنند. بر این اساس، تقسیم‌بندی مشتری به عنوان یکی از مفاهیم مهم و قابل استفاده برای هدف بازاریابی تبدیل شده و بانک‌ها به دنبال یافتن مشتری‌های وفادار برای محصولاتشان هستند (یوسفی‌زاد و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۷۶). در همین راستا مشتریان اصلی مجموعه کوچکی از کل مشتریان می‌باشند که واقعاً وفادار به بنگاه بوده و ارزش زیادی برای بنگاه خلق می‌نمایند. بر این اساس، تعریف مشتریان کلیدی به عنوان یکی از تصمیمات راهبردی در نظر گرفته می‌شود، مشتریان کلیدی را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد: مشتری کلیدی کسی است که ارزش او از طریق نقش او در سودآوری، روابط فعالانه بلند مدت با رهبری قوی ایده‌ها تعریف می‌گردد. باید توجه داشت که لزومی ندارد تا یک مشتری تمام خصوصیات فوق را دارا باشد تا به عنوان یک مشتری کلیدی شناخته شود. بلکه تعدادی از مشتریان اصلی ممکن است فقط دو مشخصه یا حتی یکی از مشخصات فوق را دارا باشد. همچنین باید توجه داشت که برای شناسایی مشتریان کلیدی، علاوه بر اطلاعات مرتبط با معاملات فرد با سازمان، اطلاعات غیر معاملاتی نظیر معرفی مشتریان جدید با بازخور او نیز باید جمع‌آوری گردد. اطلاعات مرتبط با مشتریان را با توجه به محتوای آن‌ها می‌توان به سه دسته اطلاعات مشتریان، اطلاعات سازمانی و بازخوردهای غیر معاملاتی مشتری تقسیم کرد. بر همین مبنا اطلاعات مشتریان شامل مشخصات فردی و داده‌های مرتبط با معاملات مشتری است این نوع اطلاعات رایج‌ترین نوع اطلاعات جمع‌آوری شده در اجرای CRM می‌باشد. بنگاه با ثبت مشخصات فردی می‌تواند حجم فروش، سودآوری، الگوی خرید و تکرار برتری‌های مشتری را به دست آورد. برای نمونه، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری پس از افتتاح حساب توسط مشتری، مشتریان سودآور را از مشتریان غیر سودآور تمیز می‌دهند (محرابی و همکاران، ۱۳۸۸: ۶۳).

۳- پیشینه تحقیق

جاوید و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی تحت عنوان « ارائه مدل توسعه سیستم مدیریت ارتباط با مشتری با تأکید بر استراتژی‌های بازاریابی دیجیتال (مورد مطالعه: بانک شهر)» به این نتیجه دست یافتند که هفت مقوله بازاریابی، زیر ساخت، مدیریت و برنامه‌ریزی، کیفیت خدمات و مدیریت ارتباط برای بهینه‌سازی سیستم مدیریت ارتباط با مشتری، محیط سازمانی و عملکرد برای توسعه استراتژی‌های بازاریابی دیجیتال دارای اهمیت هستند.

عیوق و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تحت عنوان «ارزیابی میزان آمادگی بانک‌های خصوصی کشور جهت استقرار سیستم مدیریت ارتباط با مشتری» به این نتیجه دست یافتند که بانک‌های خصوصی کشور از آمادگی لازم جهت پیاده‌سازی سیستم مدیریت ارتباط با مشتری برخوردار هستند. این آمادگی در حوزه‌های سازمانی،

زیرساخت فناوری اطلاعات و ارتباطات[1]، اطلاعاتی و نیروی انسانی بوده ولی محیط خارجی سازمان از آمادگی لازم در این عرصه برخوردار نبوده و نیازمند توجه بیشتر است.

اسماعیل‌زاده و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی تحت عنوان «ارزیابی نقش مدیریت ارتباط با مشتری بر وفاداری مشتریان (بانک‌های سپه استان آذربایجان غربی» به این نتایج دست یافت که عملکرد سیستم مدیریت ارتباط با مشتری و ابعاد چهارگانه آن شامل تمرکز بر روی مشتریان کلیدی، مدیریت دانش، سازمان‌دهی فرآیندهای کسب و کار و استفاده از فن‌آوری‌های نوین بر روی وفاداری مشتریان تأثیر مثبتی دارند.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی تحت عنوان «ارزیابی تأثیر هویت برند بر عملکرد از طریق نقش میانجی مدیریت ارتباط با مشتری» به این نتایج دست یافت که برندها به لحاظ نوع محصول یا خدماتی که ارائه می‌دهند، مانند هم عمل می‌کنند. شرکت‌های بیمه نیز از این قاعده مستثنا نیستند. در چنین وضعیتی، فقط شرکت‌هایی می‌توانند خود را متمایز جلوه دهند که هویتی ویژه، مشخص و از پیش تعریف شده داشته باشند. همچنین برند به عنوان خدمات، برند به عنوان نماد، برند به عنوان سازمان و برند به عنوان شخص بر عملکرد سازمانی تأثیر مثبت دارد. این در حالی است که تأثیر برند به عنوان خدمات بر عملکرد سازمانی نسبت به سایر عوامل بیشتر بوده است.

محمدشفیعی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی تحت عنوان «تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری بر بهبود فرآیندهای داخلی، رضایت مشتریان و سودآوری (مورد مطالعه: شعب سازمان تأمین اجتماعی اصفهان)» که با هدف شناسایی و مدل‌سازی مهم‌ترین عوامل درون‌سازمانی و برون‌سازمانی در پیاده‌سازی موفق سیستم مدیریت ارتباط با مشتری در سازمان تأمین اجتماعی و تأثیر آن بر بهبود فرآیندهای داخلی سازمان از یک سو و رضایت مشتریان و سودآوری از سوی دیگر صورت گرفت به این نتایج دست یافتند که اجرای اثر بخش مدیریت ارتباط با مشتری بر بهبود فرایندهای داخلی سازمان، سودآوری و رضایت مشتریان آن تأثیر مثبت دارد.

مرادی (۱۳۹۷) در پژوهشی تحت عنوان «عوامل کلیدی مؤثر بر پیاده‌سازی مدیریت ارتباط با مشتری در مؤسسات مالی و اعتباری خصوصی (مطالعه‌ی موردی موسسه‌ی اعتباری کوثر)» نشان داد که مدیریت ارتباط با مشتری یک فرایند تجاری است که تمام جوانب مشخصه‌های مشتری را آدرس‌دهی می‌کند، دانش مشتری را به وجود می‌آورد، روابط را با مشتری شکل می‌دهد و برداشت آن‌ها را از محصولات یا خدمات سازمان ایجاد می‌کند. مدیریت ارتباط با مشتری یکی از دستاوردهای عصر اطلاعات و دانش است و با توجه به ویژگی‌های آن، امروزه سازمان‌ها با جدیت به دنبال بهره‌مندی از نتایج آن هستند همچنین تمرکز بر مشتریان اصلی و کلیدی، توجه به مدیریت دانش، برخورداری از فناوری مدرن و به‌روز و سازمان‌دهی فرایندهای کسب و کار در استقرار مدیریت ارتباط با مشتری در موسسه اعتباری کوثر تأثیرگذار هستند.

مهرانی (۱۳۹۵) در پژوهشی تحت عنوان «تأثیر مدیریت ارتباط با مشت (CRM)، بازاریابی رابطه‌مند (RM) با عملکرد کسب و کار شعب بانک انصار شهر تهران» به این نتایج رسیدند که توسعه روابط بین مشتری و ارائه‌دهنده

[1]. Information and Communications Technology (ICT)

خدمت، نیازمند ایجاد یک یا چند پیوند بین طرفین است و این‌که مدیریت ارتباط با مشتری تأثیر مثبتی بر روی بازاریابی رابطه‌مند و بازاریابی رابطه‌مند تأثیر مثبتی بر روی عملکرد کسب و کار دارد.

الدمور[1] و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی تحت عنوان « تاثیر عوامل موفقیت ECRM بر کسب و کار عملکرد: بانک‌های تجاری اردن» به این نتایج دست یافت که: مدیریت ارتباط با مشتری بر روی مشخصه‌های اعتماد مشتریان، حفظ مشتری و رضایت مشتری و نهایتا بر عملکرد مالی تأثیر دارد ضمن اینکه اعتماد مشتری و رضایت مشتری باعث خواهد شد که مشتری حفظ شود.

آشیکول[2] و بیکر (۲۰۱۹) تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری در بازریابی دیجیتال بر رضایت و وفاداری مشتری را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آها نشان داد که CRM به سازمان‌ها کمک می‌کند تا با بازار هدف خود در ارتباط باشند و روندهای تغییر در بازار را تحلیل کنند.

جابری و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی تحت عنوان « بررسی تاثیر استراتژی‌های مدیریت دانش بر CRM در بیمه پارسیان شهر تهران» نشان داد که اجرای استراتژی‌های مدیریت دانش شامل: کسب دانش، اجرا و پیاده‌سازی و انتشار دانش، به شکل مثبت بر عملکرد مدیریت ارتباط با مشتری تأثیرگذار می‌باشد.

سانتوریدیس[3] و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی تحت عنوان « بررسی تأثیر منابع CRM بر فرآیندهای CRM: رویکرد مبتنی بر چرخه زندگی مشتری در مورد یک بانک یونانی» به این نتایج دست یافتند: منابع سازمانی مدیریت ارتباط با مشتری تاثیر مثبت بر فرایندهای همه مراحل چرخه عمر مشتری دارد. همچنین منابع انسانی بیان کننده تأثیر مهم و معنی‌دار بر مرحله اول(شروع، جذب مشتری، بهبود و بازگشت) و مرحله میانی (حفظ و نگهداری) چرخه عمر مشتری داشته، در حالی‌که حداقل تاثیر را بر مرحله نهایی (توسعه و خروج مشتری) داشته است و در آخر نیز منابع تکنولوژیکی تأثیر کمی بر مرحله میانی(حفظ و نگهداری) چرخه عمر مشتریان داشت.

سادک[4] و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان« اندازه‌گیری اثر ابعاد مدیریت ارتباط با مشتری روی عملکرد غیرمالی بانک‌های تجاری» نشان دادند که رابطه معناداری بین مدیریت ارتباط با مشتری و رضایت مشتری در بانک‌های تجاری وجود دارد. همچنین تأثیر مثبتی بین رضایت مشتری و وفاداری که بر روی عملکرد مالی بانک‌های تجاری منعکس شده است، وجود دارد.

جمع‌بندی

در نظام بانکی، مشتریان محور اصلی بوده و برنامه‌ریزی جهت شناخت و برآوردن نیازهای مشتریان، افزایش رضایت‌مندی و وفادارسازی آن‌ها نه تنها بقای سازمان را تضمین می‌کند، بلکه ضامن رشد و شکوفایی آن نیز خواهد بود. بنابراین بانک‌ها و مؤسسات مالی همواره در تلاش‌اند تا از طریق بهبود کیفیت خدمات، بر نیات رفتاری مشتریان خود اثر گذاشته و به اهداف خود در زمینه افزایش سهم از مشتری و سودآوری بیشتر دست یابند. با

[1]. Al-Dmour
[2]. Ashikul
[3]. Santouridis
[4]. Sadek

توجه به بررسی‌های انجام شده، اکثر پژوهش‌هایی که در زمینه مدیریت ارتباط با مشتری انجام شده‌اند بیشتر نقش این مولفه را بر رضایت‌مندی و وفاداری مشتریان سنجیده و همچنین رویکرد و روش مورد استفاده آن‌ها کمی بوده است اما این پژوهش در تلاش است تا با رویکری کیفی عوامل کلیدی توفیق مدیریت ارتباط با مشتری در بانک سینا را شناسایی نماید و با ارائه راهکارهایی در جهت بهبود نحوه مدیریت ارتباط با مشتری، انگیزه مشتریان در راستای سرمایه‌گذاری در بانک‌ها را افزایش دهند.

۴- روش‌شناسی تحقیق

پژوهش حاضر با هدف ارائه مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا انجام شده است. این پژوهش بر پایه نظریه گراندد‌تئوری[1] طراحی گردیده است. روش نظریه داده بنیاد به منزله یکی از روش‌های مهم در پژوهش کیفی استفاده می‌شود. در این روش، پژوهشگر اقدام به تولید یک تبیین عام(نظریه] از یک فرایند، کنش یا تعامل می‌کند که بر اساس دیدگاه شماری از مشارکت‌کنندگان شکل می‌گیرد (بهمنی، ۱۴۰۰: ۵۶). هدف پژوهش حاضر پاسخگویی به این سوال اصلی است که مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا چگونه است؟ چارچوب نمونه‌گیری در این پژوهش، نظری و هدفمند است. از این‌رو، هدفمند است که جامعه هدف مشتریان کلیدی بانک سینا هستند که ارتباط زیادی با این بانک دارند. نظری بودن نمونه‌گیری نیز بدین معناست که نمونه برای رساندن تحقق به سطح انتزاع نظری، کفایت لازم را دارد. در این روش فرایند گردآوری و تحلیل داده‌ها همزمان انجام می‌گیرند و گردآوری داده‌ها تا اشباع نظری ادامه دارد (فراستخواه، ۱۴۰۰: ۱۳۵-۱۴۷). در مطالعات نظریه داده بنیاد، مصاحبه نقش محوری را در گردآوری داده‌ها ایفا می‌کند که در این پژوهش از مصاحبه عمیق و نیمه ساختاریافته جهت گردآوری اطلاعات استفاده شد و نمونه‌گیری تا زمان دستیابی به اشباع نظری و نرسیدن به اطلاعات جدید از مصاحبه شوندگان، ادامه یافت و بعد از مصاحبه با ۳۱ مشارکت‌کننده به اشباع نظری رسیدیم. تحلیل داده‌ها در طی سه مرحله کدگذاری باز، محوری و گزینشی با استخراج مفاهیم از درون گزاره‌ها شروع و به استخراج الگوی پارادیمی[2] منتهی می‌گردد و مقوله‌های فرعی و اصلی استخراج می‌گردند. در این مسیر، با شروع اولین مرحله کدگذاری، یعنی کد گذاری باز، متن سطر به سطر و گاهی کلمه به کلمه تحلیل شده و در مرحله بعد، مفاهیم به دست آمده به زیر مقولات و مقولات اصلی تقلیل یافت. برچسب‌گذاری مقوله‌ها در این مسیر بر اساس شناسایی ویژگی‌ها و ابعاد مفاهیم تشکیل دهنده آن‌ها صورت می‌گرفت. سپس، مقوله هسته در ارتباط با مقولات فرعی و اصلی دو مرحله قبل خود و بر اساس تکنیک مقایسه‌ای ثابت برساخت شده است. مرحله بعدی دستیابی به قابلیت اعتماد مطالعات کیفی می‌باشد که در این پژوهش از معیارهای لینکن و گوبا[3] استفاده می‌شود. لینکن و گوبا چهار معیار باورپذیری، اطمینان‌پذیری، انتقال‌پذیری و تصدیق‌پذیری را معرفی کرده‌اند. آن‌ها برای افزایش باورپذیری تحقیق کیفی چند استراتژی را معرفی می‌کنند: حضور طولانی مدت در میدان و مشاهده مداوم

[1]. Grounded theory
[2]. Paradigm model
[3]. Lincoln and Goba

آن، استفاده از روش مثلث‌بندی در زمینه اطلاعات و کنترل توسط اعضا(فلیک، ۱۳۹۴: ۴۲۰). قابلیت انتقال، ارائه توصیف فربه و پرمایه لازم و ضروری است. یکی دیگر از معیارها اطمینان‌پذیری است. در این امر، بحث از قابلیت نتایج در ارائه تغییرات و ناپایداری موجود در واقعیت است. محقق در این موضوع، به شرایط در حال تغییر پدیده مورد نظر توجه دارد. این معیار همچنین در پی این است که خواننده را متقاعد کند که یافته‌های پژوهش با توجه به روال طی شده پژوهش قابلیت اطمینان دارند(ایمان،۱۳۹۱: ۱۸۳-۱۸۱). که در این زمینه از می‌توان از ضیط مصاحبه‌ها استفاده نمود. آخرین معیار لینکن و گوبا تصدیق پذیری است که به واسطه آن می‌توان از داده‌ها، یافته‌ها و نتایج تا منابعشان قابل ردگیری است و توسط دیگران نیز مورد تایید است؛ اطمینان حاصل کرد(حریری، ۱۳۸۵: ۷۶).

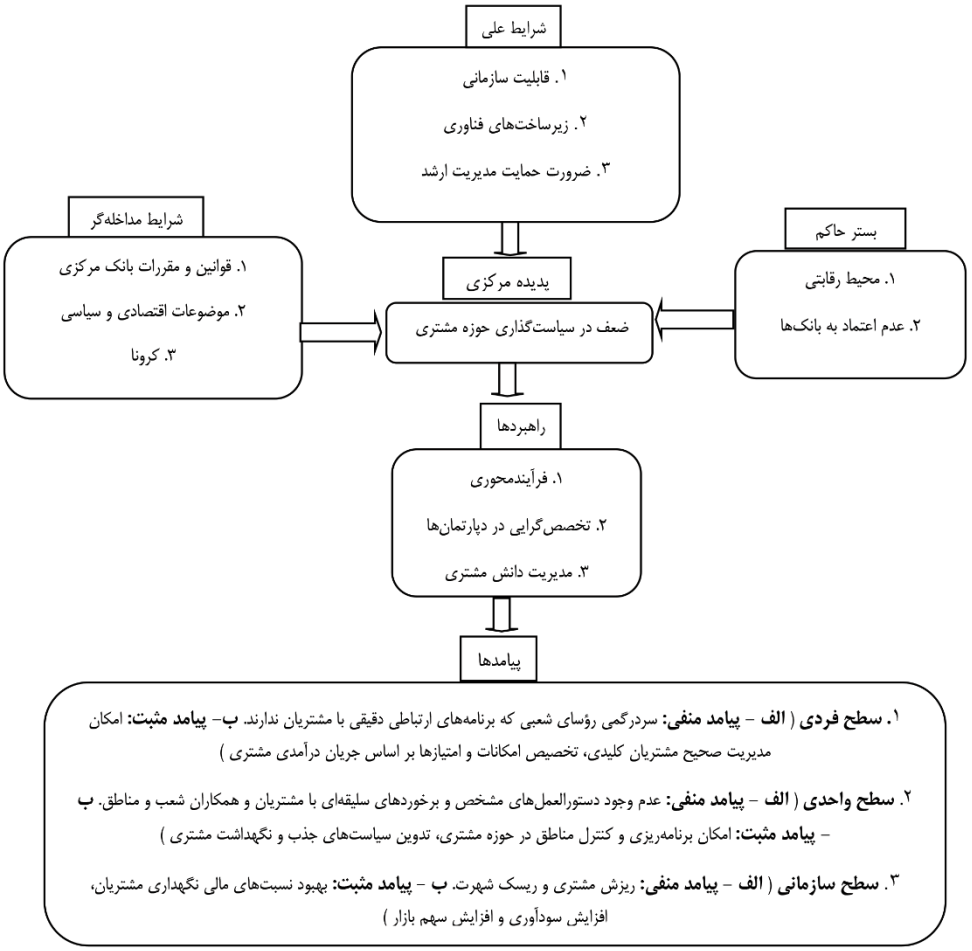
جدول ۱- فهرست مشارکت‌کنندگان تحقیق

ردیف	جنس	مدرک تحصیلی	طبقه مشتری	ردیف	جنس	مدرک تحصیلی	طبقه مشتری
۱	زن	دیپلم	طلایی	۱۷	مرد	دکتری	طلایی
۲	مرد	کارشناسی ارشد	طلایی	۱۸	زن	کاردانی	طلایی
۳	مرد	کارشناسی	طلایی	۱۹	زن	کارشناسی	طلایی
۴	زن	کارشناسی	طلایی	۲۰	مرد	دیپلم	طلایی
۵	مرد	کارشناسی	طلایی	۲۱	مرد	کارشناسی ارشد	طلایی
۶	مرد	دیپلم	طلایی	۲۲	مرد	سیکل	طلایی
۷	مرد	کارشناسی	طلایی	۲۳	زن	کارشناسی	طلایی
۸	مرد	کاردانی	طلایی	۲۴	مرد	سیکل	طلایی
۹	مرد	دیپلم	طلایی	۲۵	مرد	کارشناسی ارشد	طلایی
۱۰	زن	کارشناسی ارشد	طلایی	۲۶	مرد	کارشناسی ارشد	طلایی
۱۱	زن	کاردانی	طلایی	۲۷	مرد	کارشناسی	طلایی
۱۲	مرد	کارشناسی	طلایی	۲۸	زن	کارشناسی	طلایی
۱۳	زن	کارشناسی	طلایی	۲۹	مرد	کاردانی	طلایی
۱۴	مرد	دیپلم	طلایی	۳۰	مرد	دکتری	طلایی
۱۵	مرد	دیپلم	طلایی	۳۱	مرد	کارشناسی	طلایی
۱۶	مرد	کارشناسی ارشد	طلایی				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-یافته‌های پژوهش

در این پژوهش به طراحی مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا پرداخته شده است. در ادامه سعی می‌شود بر اساس منطق الگویی پارادایمی یافته‌ها ارائه شود.



نمودار۱- الگوی پارادایمی طراحی مدل بومی ارتباط با مشتریان کلیدی بانک سینا

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-۱- شرایط علی

شرایط علی همان موجبات علی یا عوامل و شرایط پیدایش اصلی یا محوری پدیده هستند (قاسمی و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۶۲). بر اساس نتایج حاصل از مصاحبه با مشارکت‌کنندگان، سه مقوله "قابلیت سازمانی"، "زیرساخت‌های فناوری" و "ضرورت حمایت مدیریت ارشد" بعنوان شرایط علّی اثرگذار بر پدیده محوری شناسایی گردیدند.

۵-۱-۱- قابلیت سازمانی

این مقوله در سطح سازمانی بر بهبود فرآیندهای سازمانی بانک سینا تأثیر می‌گذارد. قابلیت سازمانی به دانستن چگونه عمل کردن، پتانسیل‌های عملی ناشی از ترکیب و هماهنگی منابع، دانش و صلاحیت‌های سازمان از طریق جریان ارزش برای تحقق اهداف استراتژیک می‌باشد (دانایی‌فرد، ۱۳۹۴: ۹۳). این مقوله در برگیرنده مفاهیمی همچون "قابلیت مدیریتی"،"حرفه‌ای بودن سازمان و بلوغ فرآیندها و رویه‌های اداری"، "حذف قوانین و مقررات زائد"، "نیازسنجی مشتری" و "اعتمادسازی مشتریان" است. در واقع، جوهره اصلی مقوله قابلیت سازمانی این است که برنامه‌هایی برای مشتری طرح‌ریزی گردد که منتج به ایجاد انگیزه در مشتری جهت حفظ و بقا در بانک شده و علاوه بر حفظ روش‌های ارتباطی پیشین، با ایجاد کانال‌های ارتباطی جدید موجبات استحکام ارتباطی بیشتر آن‌ها با بانک را فراهم آورد.

یکی از موضوعات با اهمیت در شرایط علّی، قابلیت مدیریتی است که می‌بایست در اسناد بالادستی بانک سینا مورد توجه جدی قرار گرفته و به پرورش مدیرانی که فهم خوبی از کسب و کار بالاخص کسب و کار داده‌محور دارند منجر گردد. هم‌چنین، یکی از موضوعات کلیدی مورد اشاره توسط مشتریان برتر بانک در شرایط علّی، بوروکراسی اداری است. مشتریان معقدند که در بانک سینا فرآیندها چابک نبوده و درخواست‌های ساده آن‌ها نیز بسیار زمان‌بر خواهد بود. بنابراین انتقال تمامی فرآیندها به حوزه مشتری (نگاه فرآیندی به مشتری) یکی از موضوعات کلیدی و با اهمیتی است که از فراوانی بالاتری برخوردار می‌باشد. قوانین، رویه‌ها و آیین‌نامه‌هایی که بسیاری از آن‌ها موانع متعددی را پیش‌روی شروع کسب و کارها قرار می‌دهند یا مانع ادامه راه آن‌ها می‌شوند از مشکلات اساسی و مخل کسب و کار در کشور به شمار می‌روند. از همین رو، بسیاری از مشتریان وجود این‌گونه قوانین را دلیلی برای رویگردانی از بانک‌ها دانسته و بازنگری در این قوانین و مقررات بالاخص حوزه دریافت تسهیلات را جهت تسهیل فرآیندها ضروری می‌دانند. یکی دیگر از نکات با اهمیت و قابل تأمل ارائه شده توسط مشتریان، عدم شناخت نیازهای آن‌ها توسط بانک می‌باشد. مشتریان در طول مصاحبه‌ها معتقد بودند که بانک خدمات و محصولات یکسانی مثل سایر بانک‌ها ارائه داده و سیر خدمتی آن تفاوتی با سایر رقبا ندارد و موضوع نیازسنجی با توجه به شرایط و موقعیت مشتری جزء دغدغه‌های بانک به شمار نمی‌آید. در نهایت نیز، اعتمادسازی در مشتریان به معنای ایجاد حس اعتماد به نفس در مشتری بوده که منجر به ارائه خدمات بهتر و در نتیجه ایجاد تجربه بهتر برای مشتری می‌گردد. اعتماد از ارکان اصلی اقبال مشتریان به بانک‌ها بالاخص بانک سینا می‌باشد که شعار آن "اعتماد شما سرمایه ماست" است.

۵-۱-۲- زیرساخت‌های فناوری

یکی دیگر از مقوله‌های علّی است که بر ایجاد بسترهای لازم جهت ارائه خدمات اثرگذار می‌باشد. این حوزه نیز در برگیرنده مفاهیمی هم‌چون "عدم امکان سفارشی سازی خدمات"،"تغییر در روش‌های گردآوری و تحلیل داده‌ها" و "اجرای موفق پروژه‌های DWH" است.

سفارشی‌سازی به عنوان پاسخی به تغییر ماهیت تقاضای مشتری برای تنوع بیشتر و کیفیت بالاتر محصولات می‌باشد. همچنین در تعریفی دیگر سفارشی‌سازی به معنای ارائه محصول به مشتری به گونه‌ای است که سازمان بتواند بر اساس پرسونای مشتری و موقعیت وی محصول یا خدمتی را متناسب با او طراحی نماید. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، سفارشی‌سازی خدمات یکی از ارکانی است که بنابر نقل قول مشتریان بانک در اجرای آن توفیقی نداشته است.

بروزرسانی و تغییر شیوه‌های گردآوری داده‌ها و تحلیل اطلاعاتی یکی دیگر از راه‌هایی است که موجب کشف علل عدم توفیق بانک در حوزه‌های مشتری می‌گردد. در واقع، نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد یکی از موضوعات تأثیرگذار بر سایر فرآیندها، ضعف در نحوه گردآوری، ثبت و ضبط اطلاعات از مشتریان بانک می‌باشد. این ضعف سبب شده تا تصمیم‌گیری‌های داده محور با تأخیر مواجه شود یا به تصمیم‌گیری شهودی منجر گردد.

تکنولوژی انبار داده‌ها[1] شامل مجموعه‌ای مفاهیم و ابزارهای جدیدی است که با فراهم آوردن اطلاعات از دانشگران (افراد اجرایی، مدیر و تحلیلگر) مدیران را در تصمیم‌گیری پشتیبانی می‌نماید. دلیل اصلی ساخت انبار داده‌ها، بهبود کیفیت اطلاعات در سازمان است. در واقع دسترسی به داده‌ها از هر جا درون سازمان داده‌ها از منابع داخلی و خارجی تهیه می‌شوند و به اشکال گوناگون از داده‌های ساختاری گرفته تا داده‌های ساخت نیافته مانند فایل‌های متنی یا چند رسانه‌ای، در مخزنی مجتمع می‌شوند. انبار داده‌ها یا DWH مخزنی از این داده‌هاست که به صورتی قابل درک در دسترس کاربران نهایی کسب و کار قرار می‌گیرد. اجرای دقیق این پروژه می‌تواند در تعقیب و تحلیل رفتار مشتری و شناسایی نیازهای آن‌ها (به خصوص آن دسته از نیازهایی که بیان نمی‌شوند) بسیار کاربردی و مؤثر باشد.

۵-۱-۳- ضرورت حمایت مدیران ارشد

یکی دیگر از مقوله‌های علّی است که در سطح گروهی بر قابلیت‌های کلان مشتری‌مداری اثر می‌گذارد. حمایت مدیران ارشد یک ارزش اصلی مهم است که برای نشان دادن تعهد و تقویت مشارکت کارکنان استفاده می‌شود (حیدری و همکاران، ۱۴۰۰: ۴۵). این مقوله در برگیرنده مفاهیمی هم‌چون "باور به مباحث مشتری‌مداری" و "حمایت و پشتیبانی مدیران ارشد بانک" است.

یکی از بیشترین مواردی که توسط پاسخ‌دهندگان در بانک سینا مطرح شد، عدم آشنایی برخی رؤسای شعب با مباحث حوزه مشتری‌مداری است. آن‌ها معتقدند که برخی از رؤسای شعب، مشتری‌مداری را یک بحث حاشیه‌ای

[1] .Data Warehouse

و ستادی می‌دانند و از ارتباط با مشتری فقط به دنبال کسب سود هستند (به سودآوری توجه بیشتری دارند). پیاده‌سازی اغلب طرح‌ها و برنامه‌ها به‌ویژه در حوزه مشتری به نوع و نحوه حمایت مدیران عالی بستگی دارد. نوع حمایتگری مدیران عالی نیز بسیار اهمیت دارد، حمایت جدی، مقتدرانه و نه حمایت سطحی و ضعیف از طرح‌ها و برنامه‌های حوزه مشتری بسیار مهم است. این امر نیاز به مدیران عالی دارد که جسور بوده و روحیه مبارزه جویانه‌ای و نگاه کسب و کاری داشته باشند. نخستین گام در مشتری‌مداری این است که بدانیم "مشتری چه می‌خواهد؟" اگر بتوانیم پاسخ مناسب و کاملی برای این پرسش پیدا کنیم، آن‌گاه رضایت‌مندی و وفاداری مشتریان را خواهیم داشت. این موضوع می‌بایست به صورت یک باور در سازمان در آمده و در تار و پود تمامی طراحی فرآیندهای سازمان نقش گیرد.

معمولاً در ابتدای پیاده‌سازی هر طرح و ایده‌ای جدید، بیشترین مقاومت در برابر آن ایجاد می‌شود. در چنین مواقعی حمایت مدیران ارشد از طرح سبب تضمین اجرایی شدن آن شده و به نوعی مقاومت‌ها و سنگ‌اندازی‌ها را از بین می‌برد. به بیان بهتر تدوین برنامه برای مشتریان بدون حمایت مدیران ارشد مقدور نخواهد بود.

۲-۵- شرایط زمینه‌ای

شرایط زمینه‌ای، مجموعه شرایطی هستند که زمینه پدیده مورد نظر را فراهم می‌سازند و بر رفتارها و کنش‌ها تأثیر می‌گذارند (قاسمی و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۶۲). شرایط بستر، مقوله‌محوری و نتایج منتج از آن‌را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این پژوهش، مقوله‌های «محیط رقابتی» و «اعتماد به بانک‌ها» به منزله شرایط بستر در نظر گرفته شده است.

مقوله محیط رقابتی اشاره به این دارد که وجود محیط‌های رقابتی سبب ایجاد شرایط پویاتر شده و امکان رشد و شکوفایی سازمان‌ها را در این محیط بیشتر فراهم می‌کند. محیط رقابتی، شامل مفاهیم «وجود شرایط رقابتی در صنعت بانکداری» و «پدیده عدم اطمینان» است.

در شرایط رقابتی بانک‌ها به منظور حفظ و جذب مشتریان اقدام به نوآوری و ایجاد طرح‌های جدید می‌کنند که این امر سبب ارائه خدمت به مشتریان می‌شود که یکی از این خدمت‌ها می‌تواند، ایجاد و بهبود کانال‌های ارتباطی بانک با مشتریان باشد. ضمن آن‌که صنعت بانکداری جزو صنایع بالغی محسوب شده که دارای حداقل ۲۸ رقیب می‌باشد که سبب افزایش رقابت برای سهم بازار خواهد شد. عدم اطمینان ناشی از کمبود دانش و اطلاعات کارکنان در سازمان‌های مبتنی بر بازارهای رقابتی از یک سو محیط سازمان را با تشدید ناهنجاری‌های رفتاری و از سوی دیگر ناتوانی و محدودیت در توسعه و بهبود رویکردهای ارائه خدمت به مشتریان همراه می‌کند. در واقع، افزایش عدم اطمینان مشتریان به لایه‌های درونی سازمان نفوذ نموده و سبب بروز مشکلات بسیاری در حیطه فرآیندهای خدمت‌رسانی و تحقق فرهنگ مشتری‌مداری بعنوان اصلی‌ترین هدف سازمان می‌گردد.

مقوله عدم اعتماد به بانک‌ها اشاره به این دارد که مفهوم اعتماد به بانک‌ها می‌تواند به عنوان یک عامل بازدارنده در مدلسازی ارتباط بانک سینا با مشتریان کلیدی مطرح گردد. از جمله عوامل اثرگذار این مفهوم «کم شدن اعتماد مردم به بانک‌ها» و «ادغام بانک‌ها و احتمال ورشکستگی» است که بر روی افکار عمومی سایه افکنده است.

کاهش اعتماد به بانک‌ها و فقدان کارایی آن‌ها از طریق تخریب نظام بانکی، تأثیر مستقیم بر رشد اقتصادی دارد. با توجه به این‌که امنیت پایدار در گرو داشتن اقتصادی پویا و مدرن است، به‌طور غیر مستقیم در امنیت پایدار جامعه اسلامی نیز مؤثر خواهد بود. البته باید توجه داشت که ورشکستگی بانک‌ها مانند ورشکستگی سایر شرکت‌های سهامی نیست زیرا ورشکستگی بانک‌ها با توجه به وجود میلیون‌ها سپرده‌گذار از اهمیت بسزایی برخوردار بوده و با مسائل حقوقی، اقتصادی، سیاسی و امنیتی مواجه خواهد شد. یکی از راهکارهای اصلی حقوقی برای پیشگیری از ورشکستگی بانک‌ها که در شرایط بحران‌های مالی در دنیا تجربه شده، ادغام است. با توجه به ویژگی‌ها و مزایایی که ادغام دارد می‌تواند یکی از مؤثرترین روش‌ها برای پیشگیری از ورشکستگی باشد. ادغام بانک‌ها یکی از کارسازترین سازوکارهای اقتصادی برای نجات بنگاه اقتصادی از شرایط نابسامان مالی و ورشکستگی به شمار می‌رود.

۵-۳- شرایط مداخله‌گر

شرایط مداخله‌گر عوامل عمومی و محیطی تعدیل کننده اثر شرایط علی و زمینه‌ای بر روی پدیده اصلی می‌باشند (قاسمی و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۶۲). در پژوهش حاضر، شرایط مداخله‌گر عواملی هستند که در فرآیند اجرای راهبرد بهبود قابلیت‌های سازمانی، ایجاد می‌شوند. سه مقوله به منزله شرایط مداخله‌گر در بانک سینا در نظر گرفته شده‌اند: « قوانین و مقررات بانک مرکزی»، « نظام ارزیابی معیوب مشتریان کلیدی» و « موضوعات اقتصادی و سیاسی».

مجموعه قوانین بانک مرکزی با توجه به الزام‌آور بودن آن‌ها جهت ایجاد چهاچوب برای بانک شده که در آن سودآوری و مدل‌های ارتباطی با مشتریان می‌بایست از قالب‌های مشخصی پیروی کند. من باب مثال، محدودیت‌ها در اخذ کارمزد از یک سو سبب کاهش سودآوری در فروش محصولات و خدمات بوده و از یک سوی دیگر باعث می‌شود تا امکان صرف‌نظر کردن از این کارمزدها جهت ارتباط عمیق‌تر و ایجاد پیش‌زمینه جهت فعالیت‌های گسترده‌تر در آینده با مشتریان کلیدی فراهم نشود.

از جمله موضوعات تاثیرگذار و در عین حال غیر قابل تغییر توسط بانک، موضوعات اقتصادی و سیاسی بوده که از دلایل اصلی اقبال مشتریان به سیستم بانکی می‌باشد. با این‌که بانک در تغییر این مورد نقشی ندارد اما به جهت تاثیرگذاری بالا، این موضوع در مدل‌سازی لحاظ خواهد شد. جوهره این عامل مداخله‌گر سه مورد "رکود اقتصادی" و "تلاطم‌های سیاسی حاصل از برجام" می‌باشد. رکود در تعریفی کلی به معنای حرکت منفی چرخه اقتصاد است. چرخه اقتصاد عبارت است از تولید، مصرف و نهایتا صادرات و واردات. تولید می‌تواند هم به داخل اشاره کند و هم به واردات مرتبط باشد. تامین به معنای رفع نیاز داخلی است که پس از آن به صادرات می‌انجامد (رونق اقتصادی). تولید داخلی نیز می‌تواند وابسته به واردات باشد. فاکتورهایی که بخش‌های اقتصاد را تشکیل می‌دهند، بر اساس نظامی به نام عرضه و تقاضا که روی پشتوانه‌ای به نام پول و سپس ارز و کالا استوار است، فعالیت می‌کنند. با این تعریف، رکود، زمانی خود را نشان خواهد داد که در فاکتورهای فوق مشکلی پدید آید؛ حال آن مشکل هم می‌تواند داخلی باشد و هم توسط عوامل بیرونی تحریک شود. این عامل که بانک در تعیین آن

نقشی ندارد مستقیما بر روی اقبال مشتریان به بانک اثرگذار است. در عصر کنونی، تحولات بین‌المللی و جهانی شدن اقتصاد (وابستگی اقتصادی) برای کشورهای در حال توسعه، موجب ایجاد فرصت‌ها و به تبع آن هزینه‌هایی می‌شود. استفاده از تحولات بین‌المللی بستگی به این دارد که کشورها چگونه از فرصت‌ها و امکانات بین‌المللی بهره‌مند شده و هزینه‌های آن را به حداقل می‌رسانند. کشور ایران نیز همانند بسیاری از کشورهای دیگر که مسائل سیاسی و اقتصادیش با تحولات بین‌المللی در هم گره خورده، اقتصادش تحت تأثیر عوامل و مسائل سیاسی بین‌المللی می‌باشد. این تأثیرگذاری در اقتصاد ایران به وضوح قابل مشاهده است چرا که اقتصاد در ایران بعد از رویدادهای سیاسی مهم مانند فراز و نشیب‌های برجام، شاهدی معتبر بر این ادعا می‌باشد.

در پی شیوع ویروس کرونا در کشور، رفتار متغیرهای کلان اقتصاد دستخوش تغییر شد. افزایش نرخ رشد نقدینگی، رکود گسترده کسب و کارها ناشی از چالش‌های ویروس کرونا و چسبندگی نرخ سود بانکی از جمله این تغییرات است. در همین راستا عدم امکان ارتباط حضوری با مشتریان نیز به عنوان یک چالش جدی موانعی را جهت اجرای برنامه‌های بازاریابی و حتی برنامه‌های نگهداشت به‌وجود آورده که حل و فصل کردن آن به عنوان یکی از اهداف جدی نظام بانکی محسوب می‌شود.

برخی از تصمیمات و قوانین بانک مرکزی جزو سیاست‌های انقباضی و انبساطی بوده به طوری که اجرای آن‌ها مستقیما بر عواملی چون جریان نقدینگی، پایه پولی تاثیرگذار است. برنامه‌ریزی اهدافی که به موازات برآورده کردن الزامات قانونی بانک مرکزی موجب بهبود خدمت رسانی و کیفیت ارتباطی با مشتریان شود از جمله چالش‌های پیش روی بانک سینا می‌باشد.

۵-۴- راهبردها

راهبردها یا کنش‌ها، اقدامات هدفمندی هستند که راه‌حل‌هایی برای پدیده مورد نظر فراهم می‌سازند و منجر به ایجاد پیامدها و نتایجی می‌شوند (قاسمی و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۶۲). با توجه به یافته‌ها و داده‌های حاصل از پژوهش، "راهبرد فرآیند محوری"، "تخصص‌گرایی در دپارتمان‌ها"، "مدیریت دانش مشتری" و "بانکداری دیجیتال" به‌عنوان راهبردهای تأثیرگذار بانک سینا شناسایی شده‌اند.

در طراحی مدل‌سازی ارتباط بانک سینا با مشتریان کلیدی، رویکرد فرآیند محوری مورد تأکید بوده و این رویکرد حائز پیامدهایی می‌باشد. عدم نگاه زنجیره تأمین و فرآیندمحور به حوزه مشتری از جمله آسیب‌هایی است که می‌بایست در این قسمت مورد توجه جدی قرار گیرد.

تخصص‌گرایی در دپارتمان‌ها نیز اساساً موضوعی متفاوت از راهبردهای حوزه مشتری نمی‌باشد. بانک‌های فعالی که در این صنعت در پی تخصص‌گرایی کارکنان خود هستند، باید به دنبال مدیریت مطلوب و مناسب سرمایه‌های انسانی خود بوده و در پی نوعی از روش‌ها و ساز و کارها باشند که مختص بهره‌وری هرچه بیشتر نیروی کار آن‌ها باشد. یکی از پاسخ‌دهندگان بانک سینا در این زمینه عنوان می‌کند که "ما اگر بخواهیم واقعاً افراد قوی را جذب و حفظ کنیم باید خیلی جدی به بحث آن بپردازیم. یعنی اصلاً در مورد این آدم‌ها طور دیگری فکر کنیم و عمل کنیم". بنابراین، لازم است تخصص‌گرایی در معاونت‌ها در بانک سینا از آموزش مباحث مربوط به

مشتری‌مداری و نهادینه شدن فرهنگ ارزش به مشتری در بانک بهره گرفته شود. در این حالت همه فرآیندهای تأمین، آموزش و بهسازی انگیزش و حفظ و نگهداشت، در هر یک از این دو بخش می‌تواند متفاوت از دیگری و خاص موضوع تخصص گرایی و پرورش نیروی کار خبره باشد. اجرای برنامه‌های استراتژیک در حوزه جذب و نگهداشت مشتری نیاز به نهادینه شدن این فرهنگ در بین تمامی کارکنان سازمان دارد. این فرهنگ‌سازی می‌بایست در راستای ارزش‌های فعلی بانک و کدهای دستوری صورت پذیرد. بکارگیری نیروهای متخصص جهت اجرای پروژه‌های جذب و نگهداری از ملزومات اجرای صحیح این برنامه می‌باشد. در واقع یکی از نیروهای متخصص، متخصص فروش و فروشندگی حرفه‌ای است ضمن آن‌که متخصصین حوزه بازاریابی نیز می‌توانند به این مسئله کمک شایانی نمایند.

دانش مشتری به معنای شناخت مشتریان، نیازها، خواسته‌ها و اهداف آن‌ها است. برای سازمانی که بخواهد در مسیر فرآیندها، تولیدات و خدمات خود تدبیری بیندیشد تا با مشتریانش ارتباط واقعی برقرار کند، احاطه بر این دانش ضروری است. این دانش، تسلط بر مفاهیم و نحوه‌ی بیان را نیز شامل می‌شود که شناخت مدیران اصلی و تحلیل اطلاعات از راه دور مانند تحلیل داده‌های محصولات فروش رفته، واکنش‌های مجازی و دیگر داده‌های تحلیلی هم بخشی از آن است. "تحلیل تماس‌های مشتریان" و "راه‌اندازی سیستم پایگاه دانش مشتری" از جمله عوامل مهم جهت تعیین مدیریت دانش مشتری است.

تحلیل تماس مشتری در مورد محصولات و خدمات یکی از کاراترین روش‌ها جهت شناخت نیازها و اطلاعات مشتری است. این تحلیل‌ها از آن جهت مهم است که گاهی مشتری نیازهای خود را به زبان نیاورده و می‌بایست با تحلیل مکالمات آنان به نیازهای پنهان وی پی برد. در صورت راه‌اندازی پایگاه دانش مشتری، مدت زمان مورد انتظار مشتری جهت دریافت پاسخ یا برآورده شدن نیاز به شدت کاهش پیدا کرده و همچنین با توجه به نیاز کمتر به نیروی انسانی جهت پاسخ به مشتری از لحاظ هزینه‌ای نیز برای سازمان مقرون به صرفه می‌باشد.

بانکداری دیجیتال، روند شناسایی، بیان و اجرای فرصت‌های دیجیتالی است که مزیت رقابتی سازمان شما را افزایش می‌دهد. اجرای بانکداری دیجیتال می‌تواند مزایایی چون ایجاد ارتباط منحصر به فرد و ارزش افزوده بین تجربه مشتری و خدمات ارائه شده، امکان ادغام معنادار از قابلیت‌های کسب و کار، امکان تعامل بدون شکاف با مشتریان و حتی شرکا و تسهیل هماهنگی فوق‌العاده‌ای از رویدادهای جاری بانک به ارمغان بیاورد.

۵-۵- پیامدها

پیامدها نتایجی هستند که از راهبردها و کنش‌های مربوط به مقوله‌محوری حاصل می‌شوند (قاسمی و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۶۲). پیامدهای ناشی از مدل ارتباطی بانک سینا با مشتریان کلیدی شامل "سطح فردی "، " سطح واحدی" و "سطح سازمانی" می‌باشد که در ادامه به تشریح آن‌ها پرداخته شده است.

در پژوهش حاضر، پیامدهای منفی "سطح فردی" سبب سردرگمی رؤسای شعبی شده که برنامه‌های ارتباطی دقیقی با مشتریان ندارند و هم‌چنین، پیامدهای مثبت آن امکان مدیریت صحیح مشتریان کلیدی، تخصیص امکانات و امتیازها بر اساس جریان درآمدی مشتری را فراهم می‌آورد.

هیچ چیز بیشتر از عملکرد خوب خدمات ارتباطی نمی‌تواند مشتری را نسبت به برند دلگرم کند. خدمات ارتباطی سازمان در واقع نماینده‌ی کسب و کار است. قوت در این خدمات منجر به رضایت با ارزش‌ترین دارایی سازمان یعنی مشتری می‌شود. بی‌تفاوتی زمانی اتفاق می‌افتد که فردی امید خود را برای نائل آمدن به اهدافش از دست دهد و می‌کوشد تا از منبع نا امیدی خود کناره بگیرد. این پدیده ویژه مشتریانی است که به سازمان تکراری و کسل‌کننده وابستگی دارند و در ارتباط خود اغلب به این واقعیت تسلیم می‌شوند که در سازمان خود چندان امیدی به بهبودی و پیشرفت وجود ندارد. اما اگر سازمان از پویایی و نشاط و تنوع در ارائه خدمات بهره گیرد، حس مسئولیت‌پذیری در قبال سازمان را در مشتریان تقویت کرده و باعث بی‌تفاوت نبودن مشتریان خواهد شد.

عوامل "سطح واحدی" بعنوان دومین پیامد پژوهش نیز شامل دو بُعد منفی و مثبت بوده که عدم وجود دستورالعمل‌های مشخص و برخوردهای سلیقه‌ای با مشتریان و همکاران شعب و مناطق از جمله عوامل منفی می‌باشند. از سوی دیگر، عوامل مثبت این سطح، امکان برنامه‌ریزی و کنترل مناطق در حوزه مشتری و تدوین سیاست‌های جذب و نگهداشت مشتری است.

از جمله پیامدهای منفی مهم "سطح سازمانی" می‌توان به ریزش مشتری و ریسک شهرت اشاره داشت. علاوه بر موضوعات مطروحه، "سطح سازمانی" منجر به بهبود نسبت‌های مالی نگهداری مشتریان، افزایش سودآوری و افزایش سهم بازار می‌گردد که از جمله پیامدهای مثبت این سطح به شمار می‌آید.

مدل ارتباطی بانک با مشتریان کلیدی می‌تواند به رشد و تعالی و نیز بهبود جایگاه رقابتی سازمان کمک نماید. از آن‌جایی که امروزه مشتریان کلیدی، مهمترین مزیت رقابتی به شمار می‌روند، لذا در اختیار داشتن مشتریان بزرگ می‌تواند هم برای سازمان بهره‌وری و سودآوری داشته باشد و هم مزیت رقابتی سازمان در مقابل رقبا محسوب گردد. بنابراین، می‌توان گفت که طراحی و تدوین مدل ارتباطی بانک با مشتریان کلیدی نهایتاً موجب بالندگی و تعالی خود شرکت خواهد شد. طراحی و تدوین مدل‌سازی ارتباط بانک با مشتریان کلیدی در سطح کلان و در درازمدت موجب افزایش سهم بازار و افزایش اقبال مشتریان کلیدی از سایر بانک‌ها به بانک سینا خواهد شد و در بلند مدت سازمان را به دلیل افزایش مشتریان به سودآوری نیز برساند. شهرت برند در واقع تمام تداعی‌هایی است که افراد به برند نسبت می‌دهند. به عبارت دیگر شهرت برند ادراک کلی از میزان مقبولیت و احترام‌گذاری به برند در میان جامعه بوده و شهرت برند بیان‌کننده میزان موفقیت برند در تحقق وعده‌ها و برآورده کردن انتظارهای ذینفعان در گذشته و پیش‌بینی رفتار آن‌ها در آینده می‌باشد. به همین دلیل، شرکت‌ها سعی در برقراری ارتباط با مشتریان دارند و با تاثیری که بر ادراک مشتریان از خدمات دریافت شده دارند، تصویری مطلوب در ذهن مشتریان ایجاد می‌کنند. خدمات‌رسانی متمایز، همه جانبه، و سفیران انسانی شایسته می‌تواند منبع مزیت رقابتی مهمی برای بانک محسوب شود. شهرت برند یکی از پیامدهای با اهمیت اجرای مدل ارتباطی با مشتریان کلیدی بانک است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس آنچه در الگوی پارادایمی بیان شد ضعف در سیاست‌گذاری حوزه مشتری به عنوان مقوله مرکزی مطرح گردید. مشتری مداری و افزایش رقابت مفاهیم تازه‌ای هستند که دنیای کسب و کار را تحت تأثیر خود قرار داده‌اند، به‌گونه‌ای که دیگر با اندیشه‌های قدیمی، رقابت در دنیای جدید امروز امکان‌پذیر نیست. در چنین شرایطی بیشتر سازمان‌ها دریافته‌اند که برای حفظ بقایشان، باید به سمت مشتری‌مداری و جلب رضایت مشتری حرکت کنند. سازمان‌هایی که به نیازهای مشتریان اعتنا نمی‌کنند و رویکرد کالا را پیشه می‌کنند، از صحنه رقابت حذف خواهند شد. امروزه و از دیدگاه رقابتی، بقا و تداوم حیات سازمان‌ها از یک سو در گرو شناسایی و جذب مشتریان جدید است و از سوی دیگر پیشرفت تکنولوژی و ظهور ابزارهای جدید ارتباطی، سازمان‌ها را با انبوهی از مشتریان متفاوت روبرو ساخته و به دلیل ارتقای سطح آگاهی مشتریان و دسترسی آسان‌تر به آنان اطلاعات حق انتخاب مشتری بیشتری شده است و مجموع این تحولات محیط بازاریابی را دستخوش تغییرات عدیده کرده است و سیاستگذاری در حوزه مشتری را دچار مشکل کرده است. امروزه که مشتریان حرف اول را در بانک‌ها می‌زنند و همه بانک‌ها در پی جذب و حفظ آن‌ها در برابر رقبای خود هستند، با این مشکل مواجه می‌شوند که مشتریان، بسیار قدرتمند، باهوش و دست‌نیافتنی شده‌اند و این در حالی است که رقابت بین بانک‌ها برای جلب این‌چنین مشتریانی بسیار سخت و طاقت‌فرسا خواهد بود. حال باید دانست که بازاریابی خدمات بانک‌ها در عصر حاضر برای رفع این مشکل بسیار ضروری می‌باشد.

در رابطه با مقوله اصلی، یافته‌های این پژوهش نشان داد که بانک از قابلیت سازمانی قدرتمندی برخوردار نیست تا برنامه‌هایی برای مشتری طرح‌ریزی کند که منتج به ایجاد انگیزه در مشتری جهت حفظ و بقا در بانک شده و علاوه‌بر حفظ روش‌های ارتباطی پیشین، با ایجاد کانال‌های ارتباطی جدید موجبات استحکام ارتباطی بیشتر آن‌ها با بانک را فراهم آورد. عدم چابکی بانک و زمان‌بر بودن رسیدگی به درخواست‌های ساده نیز از مشکلات دیگر می‌باشد که نشان از بوروکراسی گسترده بانک سینا دارد. که این بوروکراسی گسترده باعث ایجاد حس اعتماد در مشتریان خودش نشده است. به دنبال عدم اعتمادسازی، سفارشی‌سازی که به عنوان پاسخی به تغییر ماهیت تقاضای مشتری برای تنوع بیشتر و کیفیت بالاتر محصولات می‌باشد نیز صورت نگرفته و همچنان ضعف در نحوه گردآوری، ثبت و ضبط اطلاعات از مشتریان بانک وجود دارد و مشتری‌مداری یک بحث حاشیه‌ای و ستادی تلقی شده و ارتباط با مشتری فقط کسب سود است و سیاست‌گذاری‌های حوزه مشتری چندان مطلوب نیستند و دچار ضعف‌های اساسی می‌باشند که نیاز به پیگیری این موضوع توسط بانک دارد تا مشتریان ابراز رضایت بیشتری نسبت به این بانک در مقایسه با سایر بانک‌ها داشته باشند و بیشتر به سمت این بانک هدایت شوند. یافته‌های پژوهش با یافته‌های عیوق(۱۳۹۹)، الدمور(۲۰۱۹) و مرادی(۱۳۹۷) همخوانی دارد. در این زمینه استراتژی‌هایی همواره مطرح می‌گردد که می‌توانند راهگشای این امر باشند. ارزش‌گذاری به مشتریان بانک و نهادینه کردن این فرهنگ در بین کارکنان و اهمیت ویژه قائل شدن برای آنها و همچنین افزایش دانش تخصصی کارکنان بانک از قوانین و ضوابط در جهت ارائه خدمات بیشتر و بهتر به مشتریان حضوری و داشتن درگاه‌های بانکی آنلاین و

راهنمایی جامع نحوه استفاده از خدمات آنلاین و افزایش اراده خدمات بانکی به صورت آنلاین می‌توانند ضعف‌های حوزه مشتری را تا حدودی پوشش دهند و رضایت مشتریان را جلب نمایند.

به طور کلی با توجه به بسترهای زمینه‌ای، عوامل مداخله‌گر و راهبردهای مطرح شده در یافته‌های پژوهش می‌توان راهکارهای ذیل را در جهت بهبود سیاست‌های حوزه مشتری ارائه داد:

- ✓ توجه و تمرکز بر تعامل با مشتری و مشارکت دادن او در بعضی از برنامه‌های بانک مانند انتخاب کارمند نمونه به صورت ماهانه توسط مشتریان.
- ✓ درگیر کردن مشتریان و ارزش دادن به آن‌ها در ایجاد حس تعلق بیشتر به بانک موثر است.
- ✓ تولید آهنگ‌های آرامش بخش و ملایم در مورد بانک برای پخش در شعبه‌ها و در کلیه ساختمان‌های بانک به صورت هماهنگ.
- ✓ ایجاد پایگاه دانش مشتری
- ✓ افزایش آموزش‌ها با هدف ایجاد تخصص‌گرایی
- ✓ توجه جدی به پایگاه دانش کارکنان به عنوان مهمترین عنصر دریافت نظرات مشتریان بانک
- ✓ فعال نمودن نظام پیشنهادات به عنوان یکی از مهمترین ابزارهای شناخت منابع نوآوری
- ✓ طراحی و تولید پوشاک همسان و هم‌رنگ برای کارکنان شعبه به طوری که هویت برند بانک سینا از آن برداشت شود
- ✓ وجود روزنامه و مجله در شعب که در زمان انتظار مشتریان مورد استفاده قرار گیرد
- ✓ وجود تابلوهای اطلاع‌رسانی و بروشور: با توجه به اهمیت آموزش ابزارهای بانک‌داری نوین و به ویژه بانک‌داری الکترونیک به مشتریان، پیشنهاد می‌شود فیلم‌های آموزشی در زمان انتظار مشتریان در شعب نمایش داده شود و از این طریق ضمن اطلاع رسانی به مشتریان، زمان انتظار را برای آن‌ها خوشایند سازد.
- ✓ طراحی مناسب‌تر برای نمای بیرونی و سر در ورودی.
- ✓ ارتقا کیفیت تجهیزات و امکانات موجود در شعبه که موجبات راحتی مشتریان در زمان انتظار را فراهم نماید (امکاناتی از قبیل روزنامه، تلویزیون و ...).
- ✓ تعامل نزدیک با بانک مرکزی با هدف شناخت قوانین و مقررات و اطلاع از رویه‌ها
- ✓ استفاده از مدل‌های پیش‌بینی اقتصادی

محدودیت‌ها

- عدم همکاری برخی از مشتریان کلیدی جهت مشارکت در پژوهش
- سخت‌گیری بانک در جهت ارائه مشخصات مشتریان کلیدی

فهرست منابع

اسماعیل‌زاده، اثمر؛ رستمی، سمیه و علیرضائی، شبنم (۱۳۹۸). ارزیابی نقش مدیریت ارتباط با مشتری (CRM) بر وفاداری مشتریان (بانک‌های سپه استان آذربایجان غربی)، رویکردهای پژوهشی نو در علوم مدیریت، شماره ۲ (۱۱)، ۴۹۷-۵۲۴.

اصولی، بهبود (۱۳۹۸). بررسی تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری بر بازار گرایی بانک‌ها، چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۲ (۱۰)، ۱-۱۲.

ایمان، محمدتقی (۱۳۹۱). "فلسفه روش تحقیق در علوم انسانی"، چاپ اول، قم: پژوهشگاه حوزه و دانشگاه.

بهمنی، سجاد، پیرک، مژگان (۱۴۰۰). دو تجربه درهم تنیده: روایت پرستاران بخش عفونی و بیماران بهبودیافته از کرونا در بیمارستان رازی اهواز: مطالعه‌ای با روش نظریه داده بنیاد، مجله جامعه‌شناسی کاربردی، شماره ۴، ۶۸-۴۵.

ترابی‌راد، تهمینه و رهنورد، فرج اله (۱۳۹۳). ارزیابی آمادگی پست‌بانک ایران برای اجرای نظام مدیریت ارتباط با مشتری، فرآیند مدیریت و توسعه، شماره ۸۷، ۵۵-۷۲.

تقوی‌فرد، محمدتقی؛ واقف کودهی، ماندانا و صالحی مقدم، شیما (۱۳۹۴). تأثیر مدیریت دانش در موفقیت "مدیریت ارتباط با مشتری" با در نظر گرفتن اثرات واسطه‌ای عوامل سازمانی (مورد مطالعه: بانک ملی ایران)، مطالعات مدیریت کسب و کار هوشمند، شماره ۱۲، ۷۷-۹۶.

جاوید، محمدرضا، نعمتی‌زاده، سینا و قاسمی، بهروز (۱۴۰۰). ارائه مدل توسعه سیستم مدیریت ارتباط با مشتری با تأکید بر استراتژی‌های بازاریابی دیجیتال(مورد مطالعه: بانک شهر)، فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری، شماره ۹، ۳۶-۱۹.

حاجی کریمی، عباسعلی و کریم‌نژاد، المیرا (۱۳۹۴). تأثیر مدیریت دانش بر متغیرهای سازمانی و موفقیت اجرای مدیریت ارتباط با مشتری»، چشم‌انداز مدیریت بازرگانی (چشم‌انداز مدیریت (پیام مدیریت))، شماره ۱۴ (۲)، ۱۳۹-۱۲۳.

حریری، نجلا (۱۳۸۵). "اصول و روش‌های پژوهش کیفی"، چاپ دوم، تهران، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.

حسینی، سید محمد کامل و عالی، صمد (۱۴۰۱). تبیین مشارکت مشتری برای خلق ارزش در صنعت بانکداری ایران بر مبنای ارزش ادراک‌شده، فصلنامه اقتصاد مالی، (۵۸)۱۶، ۱۷۲-۱۵۳.

حیدری، زهرا، رحیمی اقدم، صمد و حسینی، سیدصمد (۱۴۰۰). تأثیر حمایت مدیران ارشد بر کارآفرینی سازمانی با نقش میانجی تعهد عاطفی اعضای هیئت علمی دانشگاه تبریز، مجله توسعه کارآفرینی، شماره ۱، ۶۰-۴۱.

دانایی‌فرد، حسن؛ برزگر، فاطمه و احمدی، هانیه (۱۳۹۴). سازوکارهای ارتقای قابلیت‌های سازمانی در بخش دولتی، فصلنامه مدیریت سازمان‌های دولتی، شماره۱۱، ۱۰۶-۹۱.

رحمت‌نژاد، اصغر و صمدی، مهران (۱۳۹۴). مطالعه رابطه بین مدیریت ارتباط با مشتری (CRM) کارآمد با میزان اثربخشی سازمانی از دیدگاه کارکنان شعب بانک ملت، مطالعات جامعه‌شناسی، شماره ۷ (۲۸)، ۴۱-۵۶.

سیدین، بهرام؛ رمضانی، مجتبی؛ بوداقی خواجه نوبر، حسین و علوی متین، یعقوب (۱۴۰۱). ارایه مدل ارزش ویژه برند بانک رفاه و نقش سواد دیجیتال جامعه در توسعه خدمات الکترونیکی، ماهنامه جامعه‌شناسی سیاسی ایران، شماره ۸، ۲۱-۲.

شیرکوند، سعید؛ جوکار، قاسم و مزیدی، علی‌رضا (۱۳۹۳). خوشه‌بندی مشتریان بیمه بر اساس ارزش‌های مورد انتظار، بیمه، ۲۹ (۴)، ۱۳۷-۱۶۳.

عزیزی، شهریار؛ حسنی‌نژاد، مجید؛ دینی، امین؛ امیدیان، آسیه و فرهیخته، فاطمه (۱۳۹۱). شناسایی ویژگی‌های ساختاری و محتوایی مورد انتظار مشتریان از شعارهای تبلیغاتی بانک، تحقیقات بازاریابی نوین، شماره ۲ (۲)، ۳۶-۲۱.

عقبائی، فرشته؛ رضائیان، علی؛ الوانی، سید مهدی و هاشمی، سید ذبیح الله (۱۴۰۱). سودآوری مالی با تعیین الگوی روابط بین عوامل موثر بر فرهنگ مشتریان خدمات بانکداری الکترونیکی (مورد مطالعه : بانک ملت)، فصلنامه اقتصاد مالی، (۶۰)۱۶، ۶۸-۴۵.

علیزاده، حمید؛ طیبی نیارکی، علیرضا؛ یکتا، حسن و رومیانی، سمیرا (۱۳۹۸). ارزیابی تأثیر هویت برند بر عملکرد از طریق نقش میانجی مدیریت ارتباط با مشتری، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، شماره ۱ (۱۳)، ۲۳۳-۲۴۸.

عیوق، اشکان؛ مؤتمنی، علیرضا و درویش، مجید (۱۳۹۹). ارزیابی میزان آمادگی بانک‌های خصوصی کشور جهت استقرار سیستم مدیریت ارتباط با مشتری، پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، شماره ۵ (۱۷)، ۱۴-۱.

فراستخواه، مقصود (۱۴۰۰). "روش تحقیق کیفی در علوم اجتماعی با تأکید بر نظریه برپایه"، چاپ دوازدهم، تهران: انتشارات آگاه.

فرهنگی، علی‌اکبر؛ حسنقلی پور، طهمورث و ناطقی پور، بهارک (۱۳۹۲). سنجش مدیریت ارتباط با مشتری مبتنی بر رویکرد ارتباطی در بین مشترکان نشریه‌های تخصصی غیردولتی شهر تهران، مطالعات رسانه‌ای، شماره ۸ (۲۲)، ۴۶-۳۱.

فلیک، اووه (۱۳۹۴). "درآمدی بر تحقیق کیفی"، ترجمه: هادی جلیلی، چاپ هشتم، تهران: نشر نی.

کوثری‌فر، احمد و جاویدی زرگر، مسعود (۱۳۹۵). بررسی رابطه تجربه مشتری بر وفاداری به برند و تبلیغات دهان به دهان با توجه به نقش واسطه رضایت مشتری (مطالعه موردی شعب بانک ملی خراسان رضوی)، مطالعات مدیریت و حسابداری، شماره ۲ (۳)، ۱۳۴-۱۴۵.

محرابی، جواد؛ بابای اهری، مهدی و طاعتی، مریم (۱۳۸۹). ارائه الگوی یکپارچه پیاده‌سازی مفهوم مدیریت ارتباط با مشتری (CRM) در بانک ملت، مدیریت توسعه و تحول، شماره ۴ (۱۳۸۹)، ۶۱-۷۱.

مرادی، مجتبی (۱۳۹۷). عوامل کلیدی مؤثر بر پیاده‌سازی مدیریت ارتباط با مشتری در مؤسسات مالی و اعتباری خصوصی (مطالعه‌ی موردی موسسه‌ی اعتباری کوثر)، مطالعات نوین بانکی، شماره ۱ (۱)، ۷-۲۸.

مرتضوی، سعید؛ کفاش پور، آذر؛ حبیبی راد، آرزو و آسمان دره، یاسر (۱۳۸۸). بخش‌بندی بازار بانک‌های مشهد بر مبنای مزایای مورد انتظار مشتریان، مجلهٔ دانش و توسعه، شماره ۱۷ (۲۹)، ۱۲۶-۱۶۱.

مرزانی، حسین و صادقی، تورج (۱۳۹۷). بررسی تأثیر بازنگری ادراک مشتریان از کیفیت خدمات بر نیات رفتاری با توجه به نقش میانجی رضایت مشتری (مطالعه موردی: مشتریان بانک مهر اقتصاد نیشابور)، رویکردهای پژوهشی نو در علوم مدیریت، شماره ۱ (۳)، ۳۲۷-۳۴۴.

ملک اخلاق، اسماعیل؛ کریمی، یوسف محمد و طالبی، داود (۱۴۰۰). طراحی مدل رفتار مشتریان بانکی در رسانه-های اجتماعی بر خط، نشریه کاوش‌های مدیریت بازرگانی، شماره ۲۵، ۴۹۷-۴۷۵.

ملکی‌مین باش رزگاه، مرتضی؛ زارعی، عظیم الله و حاجیلو، زاهده (۱۳۹۵). شناسایی و اولویت‌بندی مشتریان کلیدی بر مبنای ارزش دورهٔ عمر آن‌ها با استفاده از مدل آر. اف. ام. (مطالعهٔ موردی: شرکت مخابرات استان قم)، مدیریت بازرگانی، شماره ۸ (۲)، ۴۶۱-۴۷۸.

مهرانی، هرمز و صادقی، منصوره (۱۳۹۵). تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری (CRM)، بازاریابی رابطه‌مند (RM) با عملکرد کسب و کار شعب بانک انصار شهر تهران، پژوهشنامه اقتصاد و کسب‌وکار، شماره ۱۳، ۴۵-۵۴.

میرزایی، حسین؛ رضایی، مهرداد؛ صلاحی؛ جواد و افشاری راد، مجید (۱۴۰۱). ارزیابی تأثیر دوره مصونیت از ورشکستگی غیر ممکن بانک‌ها بر میزان سپرده‌ها در بانک‌های خصوصی و دولتی ایران (رهیافت داده‌های تابلویی پویا). فصلنامه اقتصاد مالی، (۶۰)۱۶، ۳۰۴-۲۸۱.

نیکو، حسین و مروتی شریف‌آبادی، علی (۱۳۹۶) تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری بر جنبه‌های عملکرد سازمانی (مورد مطالعه: هتل‌های ۳ تا ۵ ستاره مشهد)، مطالعات مدیریت گردشگری، شماره ۱۲ (۳۹)، ۲۷-۴۸.

یوسفی‌زاد، امیر و ثریایی، علی (۱۳۹۷). بررسی و خوشه‌بندی مشتریان، بر اساس مدل RFM و طراحی الگویی برای ارائه خدمات به مشتریان کلیدی، پژوهشنامه‌ی مدیریت اجرایی، شماره ۱۰ (۲۰)، ۱۷۵-۱۹۸.

Abosag, I., Ramadan, Z. B., Baker, T., & Jin, Z. (2019). Customers' need for uniqueness theory versus brand congruence theory: The impact on satisfaction with social network sites. Journal of Business Research, 117, 862-872.

Al-Dmour H.H., Algharabat, R.S., Khawaja, R. and Al-Dmour, R.H. (2019). Investigating the impact of ECRM success factors on business performance: Jordanian commercial banks. Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics.

Ashikul, H., & A, Baker. (2019). Effect of customer relationship management in digital marketing for customer satisfaction and loyalty. International Conference on Business, Accounting, Finance and Economics.

Baashar, Y., Alhussian, H., Patel, A., Alkawsi, G., Alzahrani, A. I., Alfarraj, O., & Hayder, G. (2020). Customer relationship management systems (CRMS) in the healthcare environment: A systematic literature review. Computer Standards & Interfaces, 71, 103442.

Ghalenooie, M. B., & Sarvestani, H. K. (2016). Evaluating human factors in customer relationship management case study: Private Banks of Shiraz city. Procedia Economics and Finance, 36, 363-373.

Hallikainen, H., Savimäki, E., & Laukkanen, T. (2019). Fostering B2B sales with customer big data analytics. Industrial Marketing Management, 86, 90-98.

Jabari, Hosein Safi, Mehrdad Javidi (2016), Investigating the impact of knowledge management Strategies on CRM in Parsian Insurance, Tehran city, Business International journal of humanities and social sciences,3(2),1403-1414.

Sadek, H., Youssef, A., Ghoneim, A., & Tantawy, P. (2012). Measuring the effect of customer relationship management (CRM) components on the non financial performance of commercial banks: Egypt case

Santouridis, Ilias & Tsachtani, Eirini. (2015). Investigating the Impact of CRM Resources on CRM Processes: a Customer Life-Cycle Based Approach in the Case of a Greek Bank. Procedia Economics and Finance, 19: 304 – 313.

Soltani, Z., Zareie, B., Milani, F. S., & Navimipour, N. J. (2018). The impact of the customer relationship management on the organization performance. The Journal of High Technology Management Research, 29(2), 237-246.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Designing a Local Model of Encounters (service encounters) with the Key Customers at Sina Bank

Mansour Sheikholeslami-Kondulos[1]
Alimohammad Mazidi-sharafabadi[2]
SeyedAlireza Afshani[3]

Received: 2025/March/31 Accepted: 2025/June/05

Abstract

With regard to the increasing importance of bank customers and effective management of customer relations (service encounters), it is observed that the organizations that have implemented programs and systems for managing customer relations have gained many economic and non-economic benefits. Therefore, it is important to identify and prioritize the key factors for successful customer relations management in the bank. The current qualitative research employed a grounded theory method and aimed to design a local model of communication (service encounters) with the key customers at Sina Bank. The data were collected through interviews with 31 key customers at Sina Bank in Tehran to reach theoretical saturation. The data were analyzed yielding the core them of "weakness in customer service policy" indicating that Sina Bank has had poor planning for customer affairs. The weaknesses were identified to be at three levels: At the level of individuals with the theme: "confusion of branch managers and absence of careful communication plans with customers", at the level of unit with the theme "lack of specific instructions and subjective dealings with customers", and the level of structure with the theme "customer loss and reputation risk".

Keywords: Encounter management, Key customers, Sina Bank, Customer service planning
Gel classificationJEL: MOO M36 and M14

[1] . Department of Communication Sciences, Meybod Branch, Islamic Azad University, Meybod, Iran . ms.slami@yahoo.com.
[2]. Department of Communication Sciences, Meybod Branch, Islamic Azad University, Meybod, Iran (Corresponding author). al.mazidi@iau.ir
[3]. Department of Sociology, Faculty of Social Sciences, Yazd University, Yazd, Iran .afshanialireza@yazd.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱٤۰٤
صفحه ٤۱۹ تا ٤٤۰

طراحی و تبیین سیستم پیش‌هشداردهنده بحران ارزی برای اقتصاد ایران با تمرکز بر متغیرهای بخش مالی اقتصاد

عباس کشوری[۱]
غلامرضا زمردیان[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱٤۰٤/۰۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱٤۰٤/۰۳/۱٦

چکیده

در سنوات اخیر در اقتصاد ایران نوسانات شدید نرخ ارز اتفاق افتاده و موجب تحمیل تبعات آن به اقتصاد کشور شده است. با این رویکرد در این مطالعه با تمرکز بر متغیرهای بخش واقعی و عمومی، موازنه خارجی و بخش مالی اقتصاد یک سیستم پیش هشداردهنده برای ارزیابی احتمال وقوع بحران‌های ارزی طی دوره ۱۳۷۰:۱-۱۴۰۰:۲ طراحی گردید. ابتدا از طریق شاخص فشار بر بازار ارز، سال‌های وقوع بحران شناسایی و سپس با استفاده از روش سیگنال‌دهی متغیرهای هدایتگر بحران تعیین و در چارچوب مدل لاجیت، نقش متغیرهای هدایتگر تحلیل شد. بر اساس نتایج سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹ به عنوان سال‌های وقوع بحران ارزی تعیین شدند. ضمن آن که رشد تولیدات صنعتی، رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی، درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز و درآمد ارزی کل متغیرهایی هستند که با افزایش آن‌ها احتمال وقوع بحران ارزی کاهش می‌یابد. در مقابل نرخ تورم، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی"به پایه‌ی پولی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی دولت به بانک مرکزی متغیرهایی هستند که افزایش آن‌ها احتمال وقوع بحران ارزی را افزایش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: سیستم هشدار زود هنگام (EWS)، شاخص فشار بر بازار ارز، بحران ارزی، تورم.

طبقه بندی JEL: G32 و G33 و G15

۱ گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.abas.keshvari@iau.ir
۲ گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران(نویسنده مسئول)gho.zomorodian@iauctb.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

هزینه‌های بالای وقوع بحران‌ها برای اقتصاد، سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و حتی عموم مردم را مجاب نموده تا به دنبال ایجاد سیستم‌هایی جهت هشدار زود هنگام وقوع بحران‌ها باشند. این امر سبب می‌شود تا بتوان نظارت و آگاهی از شرایط مالی و اقتصادی را بهبود و پیش از وقوع یک بحران ارزی، از روی علائمی که در اقتصاد ظاهر می‌شود، چنین حادثه قریب‌الوقوعی را پیش‌بینی و برای آن چاره‌اندیشی نمود (کلامی و همکاران، ۱۳۹۸). اولین عصر طلایی ادبیات هشدار زود هنگام[1] مربوطه به اواخر دهه ۱۹۹۰ است و در این سال‌ها، بحث‌های متدولوژیکی گسترده‌ای در خصوص مشکلات تراز پرداخت‌ها و سقوط ارزی انجام شد (کامینسکی و راینهارت[2]، ۱۹۹۹؛ فرانکل و رز[3]، ۱۹۹۶). البته متدولوژی دهه،۱۹۹۰ به علت توانایی پایین در دادن علامت‌های صحیح در مورد وقوع بحران‌های آینده، از اعتبار کافی برای انتقال به نسل دوم مدل‌های هشدار زود هنگام برخودار نبود. بعد از همه این سال‌ها، بحران اقتصادی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۸ ادبیات هشدار زود هنگام را بار دیگر به کانون توجه محافل اقتصادی بازگرداند(دیزچی،۱۳۹۴). در ادبیات جدید، نسل دوم مدل‌های هشدار زود هنگام باید سیاستگزاران را در جهت کاهش احتمال وقوع بحران یاری نمایند. پیش بینی تلاطم یکی از مهمترین موضوعات مورد مطالعه در بازارهای مالی دنیا است. تلاطم به عنوان یک عامل مؤثر در تعیین ریسک سرمایه گذاری، می تواند نقش مهمی در تصمیم گیری سرمایه گذاران ایفا کند(اربابی،۱۳۹۷).

در حقیقت، بحران‌های اقتصادی سال‌های اخیر مفهومی از یک سیستم هشدار زود هنگام[4] (EWS) را توسعه داد که باید قادر به شناسایی وقایع پرهزینه گوناگون نظیر عدم تعادل‌ها با بحران‌های مختلف باشد تا فرصت کافی برای کاهش هزینه‌های وقوع چنین بحران‌هایی را در اختیار سیاستگزاران قرار دهد (کلامی و همکاران، ۱۳۹۸). هدف از طراحی مدل‌های پیش‌هشداردهنده، طراحی سازوکار مناسب برای پیش‌بینی احتمال وقوع بحران‌ها در آینده می‌باشد (دیویس و کریم[5]، ۲۰۰۸). طراحی این سیستم‌ها می‌تواند نقش بسزایی در پیش‌بینی وقوع بحرانها، طراحی اقدامات پیشگیرانه و نیز محدودنمودن تبعات احتمالی حاصل از وقوع آنها داشته باشد.(پور عبادالهیان،۱۳۹۷).

ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، به طراحی سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی برای اقتصاد ایران پرداختند. در این راستا، با استفاده از نرخ رشد ارز بازار آزاد، بحران‌های ارزی که در اقتصاد ایران در دوره ۸۹-۱۳۶۷ به وقوع پیوسته شناسایی و طبقه‌بندی شدند. از بین ۱۹ شاخص هشداردهی معرفی شده، شاخص‌های نرخ رشد GDP حقیقی، نسبت کسری بودجه به GDP، انحراف لگاریتم نرخ ارز حقیقی مؤثر از روند آن، نسبت کسری حساب جاری به GDP، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و نسبت تغییر در M(2) به تغییر در ذخایر ارزی بانک مرکزی به‌عنوان شاخص‌های اصلی انتخاب شدند. بر اساس نتایج برای نیمه دوم ۱۳۶۷ و نه ماهه اول

1 -Early warning
2 - Kaminsky & Reinhart
3 - Frankel & Rose
4 - Early Warning System
5 - Davis & Karim

۱۳۶۸، سه ماهه اول ۱۳۶۹، نیمه دوم ۱۳۷۲، سال ۱۳۷۳، نیمه اول ۱۳۷۴، سه ماهه سوم ۱۳۷۵، سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸، وقوع بحران هشدار داده شد.

نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶)، به طراحی سیستم هشدار زودهنگام بحران ارزی در ایران پرداختند. در این مطالعه، با به کارگیری داده‌های فصلی طی دوره ۹۳-۱۳۶۷ و با استفاده از مدل با متغیر وابسته گسسته، ضمن بررسی عوامل مؤثر بر وقوع بحران ارزی، یک سیستم هشدار زودهنگام بحران نیز طراحی شد. بر اساس نتایج، متغیرهای نسبت وام به سپرده، نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه پولی، نرخ تورم و رشد تولید صنعتی، بیش‌ترین و قوی‌ترین نقش را در افزایش احتمال بحران‌های ارزی داشته‌اند. همچنین، متغیرهای نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی، درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، مهم‌ترین نقش را در کاهش احتمال بحران دارند.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، به طراحی الگوی هشداردهنده زودهنگام بحران‌های ارزی برای ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۶۰ پرداختند. در این مطالعه به منظور بررسی عوامل مؤثر بر وقوع احتمال بحران ارزی از رویکرد لاجیت و به منظور بررسی میزان اثر متغیرهای هشداردهنده زودهنگام بر وقوع بحران ارزی از رویکرد مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری استفاده گردید. نتایج نشان‌گر آن بود که متغیرهای کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت بر احتمال وقوع بحران ارزی تأثیر منفی داشته‌اند. نتایج حاصل از رویکرد مارکوف سوئیچینگ نیز حاکی از آن بود که افزایش متغیرهای کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم موجب افزایش وقوع بحران ارزی گردیده است. لیکن افزایش قیمت نفت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی موجب کاهش وقوع بحران ارزی می‌شود.

کلامی و همکاران (۱۳۹۸) عوامل مؤثر بر احتمال وقوع بحران ارزی ایران را طی سال‌های ۹۵-۱۳۶۰ با استفاده از الگوی لاجیت بررسی نمودند. نتایج نشان داد که با افزایش در متغیرهای نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبار داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم، احتمال رخداد بحران ارزی افزایش می‌یابد. افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز موجب کاهش در احتمال وقوع بحران ارزی می‌گردد.

علوی رضوی و همکاران (۱۳۹۹) عوامل مؤثر بر بحران ارزی را در سال ۱۳۹۷ بررسی نمودند. در این مطالعه از طریق مصاحبه با ۴۰ نفر از خبرگان علل مؤثر بر این واقعه شناسایی و با استفاده از روش گروه تمرکز، اهمیت و وزن هریک از عوامل تعیین گردید. نتایج نشان داد که قطع مداخلهٔ ارزی بانک مرکزی در بازار آزاد مهمترین عامل بحران ارزی در ایران است که با سوء مدیریت و سیاست نادرست تعیین نرخ ۴۲۰۰ تومان برای ارز در ابتدای سال ۹۷ منجر به تشویق و جهش تقاضای ارز و عدم بازگشت و احتکار ارز توسط صادرکنندگان بزرگ و عمدتاً وابسته به دولت در طرف عرضه شد.

نصیری و همکاران (۱۳۹۹)، عوامل هشداردهنده زودهنگام بحران ارزی را با استفاده از روش متوسط‌گیری بیزین الگوسازی نمودند. بدین منظور ۷۰ متغیر هشداردهنده بحران در طول دوره زمانی ۲۰۱۸- ۱۹۷۰ برای

شرکای تجاری ایران در نظام‌های ارزی شناور و غیرشناور مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که با در نظر گرفتن نظام حاکمیت ارزی، متغیرهای متفاوتی به‌عنوان هشداردهنده بحران‌های ارزی معرفی می‌شوند؛ به طوری که تغییرات فشار بازار ارز، تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی، نسبت ذخایر بین‌المللی به بدهی خارجی، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و درصد نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی در نظام ارزی شناور و تغییرات فشار بازار ارز، نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی، درصد نسبت ذخایر بین‌المللی به تولید ناخالص داخلی و درصد نسبت صادرات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی در نظام غیرشناور، شاخص‌های هشداردهنده مهم هستند.

در این پژوهش به‌منظور مدیریت ریسک سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، پوشش ریسک قیمت سهام صنایع بورسی منتخب با نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از مدل‌های DCC و ADCC استفاده گردید. داده‌های مورد استفاده، بازده سهام صنایع بورسی و نرخ ارز به‌صورت روزانه طی بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۹ است. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی متقارن بین قیمت سهام این صنایع با نرخ ارز، در هر دو بحران ارزی وجود دارد. همچنین یافته های پژوهش نشان می‌دهد، در هر دو بحران ارزی بالاترین کارایی پوشش ریسک به ترتیب مربوط به صنعت چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری است، درحالی‌که پایین‌ترین آن مربوط به صنعت بانکداری است. بزرگ‌ترین مقدار ضریب پوشش ریسک در بحران ارزی اول و دوم به ترتیب مربوط به صنایع چند رشته‌ای صنعتی و بانک است. کمترین مقدار ضریب پوشش ریسک در هر دو بحران مربوط به صنعت سرمایه‌گذاری است. بالاترین مقدار میانگین وزنی پرتفوی بهینه در هر دو بحران ارزی مربوط به صنعت بانکداری است. نتایج این تحقیق فرصتی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند تا از استراتژی‌های پوشش ریسک و تخصیص دارایی‌هابه‌طور مطلوب استفاده کنند.

طیبی و نصیری (۱۴۰۰) به ارزیابی ارتباط بین بحران ارزی و شاخص کنترل سرمایه در ایران پرداختند. برای این منظور داده‌های سالانه انواع شاخص‌های کنترل سرمایه در کنار طیف وسیعی از متغیرهای اقتصاد کلان و متغیرهای مالی که وضعیت اقتصاد را در بخش‌های حقیقی، پولی، سیاسی، مالیه عمومی، خارجی، نهادی و ساختاری نشان می‌دهند، برای ۶۰ کشور تجربه‌کننده بحران ارزی در طول دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۷۵ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که کنترل سرمایه اثر معنی‌داری در کاهش وقوع بحران ارزی در کشورهای تحت بررسی داشته است.

الاساف[1] (۲۰۱۷) به طراحی سیستم هشدار دهنده زودهنگام بحران ارزی برای کشورهای اردن و مصر پرداخت. برای رسیدن به این هدف از مدل لاجیت چند جمله‌ای و داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ استفاده شده است. نتایج نشان داد که نرخ ارز واقعی، نسبت عرضه پول به ذخایر، نرخ رشد اعتبارات داخلی، نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به بدهی و رشد صادرات متغیرهایی هستند که نقش مهمی در پیش‌بینی بحران ارزی اقتصاد اردن و مصر دارند. ضمن آن که بر مبنای نتایج این مطالعه اگر چه متغیر نسبت ذخایر عرضه پول یکی از مهم‌ترین

1 - Al-Assaf

شاخص‌های پیش‌بینی بحران ارزی برای اقتصاد اردن است، اما این متغیر بر روی بحران ارزی در مصر اثر معنی‌داری نداشته است.

آری و سرگیبوزان[1] (۲۰۱۸) به ارزیابی بحران‌های ارزی در کشور ترکیه طی دوره ۲۰۱۴ -۱۹۹۰ پرداختند. جهت دستیابی به اهداف از روش‌های مختلف آماری استفاده و تعاریف متفاوت از بحران در تخمین عوامل تعیین‌کننده و پیش‌بینی دوره‌های بحران گنجانده شد. نتایج نشان داد که نرخ تورم، سبد سرمایه‌گذاری و نسبت سپرده‌های خارجی بانکی به کل سپرده‌ها، از عوامل اصلی ایجاد کننده بحران‌های ارزی در کشور ترکیه می‌باشند. ضمن آن که یافته‌های تجربی این مطالعه مشخص نشان داد که رویکرد مارکوف در پیش‌بینی بحران ارزی در ترکیه در مقایسه با مدل لاجیت عملکرد بهتری داشته است.

عبدالسلام و عبدالطیف (۲۰۲۰)، به ارزیابی مدل‌های EWS در خصوص بحران‌های مالی پرداختند تا مدل بهینه پیش‌بینی کننده بحران ارزی را برای کشورهای در حال توسعه مشخص نمایند. برای دستیابی به این هدف کشور مصر به‌عنوان مطالعه موردی انتخاب و از روش‌های وزن دهی برابر (EW) و میانگین‌گیری مدل پویا (DMA) برای ترکیب پیش‌بینی مدل‌ها استفاده شده است. نتایج نشان داد که با تمرکز تنها بر بحران‌های ارزی، پیش‌بینی ترکیبی، برای توضیح عدم قطعیت، بهتر از سایر مدل‌های رقیب بوده و در پیش‌بینی‌های درون و برون نمونه‌ای عملکرد بهتری داشته است.

فرزین و همکاران (۲۰۲۱)، با استفاده از مدل‌های EWS به پیش‌بینی بحران ارزی در اقتصاد ایران پرداختند. در این مطالعه سعی شده است بر اساس مطالعات انجام شده در سایر کشورها و با استفاده از روش‌های مرسوم استخراج علائم و تخمین احتمال وقوع بحران، مدل EWS مناسب برای بحران‌های ارزی اقتصاد ایران ارائه شود. بدین منظور با استفاده از مدل شبکه عصبی مصنوعی پرسپترون چند لایه و تابع محدودیت، مدل EWS با در نظر گرفتن داده‌های فصلی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ برای پیش‌بینی بحران ارزی سال ۲۰۱۹ طراحی شده است. نتایج نشان داد که هیچ بحران ارزی اقتصاد ایران را در سال ۲۰۱۹ تهدید نمی‌کند. ضمن آن که بر اساس نتایج شاخص صادرات یکی از متغیرهای پیشرو در سیستم است که بیشترین تأثیر را بر بحران‌های ارزی دارد. علاوه بر این، با توجه به داده‌های پیشین و جایگزینی آن‌ها در مدل، سال‌های ۱۹۹۳، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۳ به‌عنوان سال‌های وقوع بحران ارزی معرفی شده‌اند.

ایران نیز همانند سایر کشورها بحران‌های گوناگون از جمله بحران‌های ارزی را تجربه نموده است. در ایران بحران ارزی در مقاطع متعددی واقع شده و تبعات گسترده سیاسی، امنیتی و اقتصادی را به دنبال داشته است. بررسی علل و شناسایی سهم هر یک از عوامل در این واقعه بسیار حائز اهمیت است و می‌تواند چراغ راه ادامه مسیر حکمرانی اقتصادی باشد. با این رویکرد در این مطالعه سعی شده است تا با تمرکز بر متغیرهای بخش مالی اقتصاد سیستم پیش‌هشداردهنده مناسب برای ارزیابی احتمال وقوع بحران‌های ارزی در نظام اقتصادی ایران طراحی گردد. با توجه به این موضوع مسئله اصلی که تحقیق حاضر به دنبال آن است این می‌باشد که بحران‌های ارزی در

1 - Ari & Cergibozan

نظام مالی ایران در چه بازه‌های زمانی اتفاق افتاده‌اند؟ چه عواملی نقش هدایتگر بحران‌های ارزی را داشته و به عبارت دیگر موجبات افزایش و یا کاهش احتمال وقوع بحران را طی سال‌های مورد بررسی (۱۴۰۰:۲-۱۳۷۰:۱) فراهم آورده‌اند؟ متغیرهای بخش واقعی و عمومی، موازنه خارجی و بخش مالی اقتصاد چگونه بر شاخص بحران ارزی اثر گذاشته‌اند؟

۲- روش‌شناسی پژوهش

۲-۱- شناسایی شاخص‌های هدایتگر بحران ارزی در نظام مالی ایران

برای شناسایی بحران ارزی ابتدا متغیرهای هدایتگری که سیگنال هشدار ارسال می‌کنند و یا به عبارت دیگر دارای رفتار منجر به بروز بحران هستند، شناسایی شدند. جهت رسیدن به این هدف با تمرکز بر مطالعات خارجی و داخلی فهرستی از شاخص‌های هدایت‌گر بحران ارزی سیستمیک استخراج شدند. سپس با توجه به اشتراکات یافته‌های مدل‌های طراحی شده پیشین، نظر خبرگان و شرایط اقتصاد ایران، شاخص‌های که بیشترین تاکید بر هشداردهی و نقش هدایت‌گری آن‌ها در بحران‌های ارزی سیستمیک دریافت شده بود، به‌عنوان شاخص‌های هدایت‌گر مطالعه حاضر به شرح جدول (۱) انتخاب شدند:

جدول ۱- متغیرهای هدایتگر بحران ارزی سیستمیک استخراج شده از پیشینه مطالعات و نظرات خبرگان

بخش	متغیرها	علامت اختصاری	منبع
متغیرهای بخش واقعی و عمومی	رشد تولیدات صنعتی	GIND	کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، فریدون (۲۰۰۸)، فرزین و همکارن (۲۰۲۱)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)
	نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	LI/CFBA	فرانکل و رز (۱۹۹۶)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، ادیسون (۲۰۰۳)، فورد و همکاران (۲۰۰۷)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)
	نرخ تورم	INF	آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸)، فرزین و همکارن (۲۰۲۱)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، کلامی و همکاران (۱۳۹۸)، نصیری و همکاران (۱۳۹۹)
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	GGDP	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، کلامی و همکاران (۱۳۹۸)، نصیری و همکاران (۱۳۹۹)
	نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی	BD/GDP	فرزین و همکارن (۲۰۲۱)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، کلامی و همکاران (۱۳۹۸)
	نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی	FD/GDP	سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، کلامی و همکاران (۱۳۹۸)

بخش	متغیرها	علامت اختصاری	منبع
متغیرهای موازنه خارجی	درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز	FOEI	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)
	درآمد ارزی کل	FI/ CFBA	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)
	نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی	CFBA/ CFBD	فرانکل و رز (۱۹۹۶)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، فریدون (۲۰۰۸)، انهانگ[1] (۲۰۱۵)، الاساف (۲۰۱۷)، نصیری و همکاران (۱۳۹۹)
متغیرهای بخش مالی	نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی " به پایه‌ی پولی	DBC/MB	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)
	نسبت وام به سپرده بانک‌ها	L/DCB	فرزین و همکاران (۲۰۲۱)
	نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی	DCB/LI	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)
	نرخ سود سپرده‌های بانکی	INR	نصیری و همکاران (۱۳۹۹)
	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	BDCB	کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)، لین و همکاران (۲۰۰۶)، فرزین و همکاران (۲۰۲۱)
	بدهی دولت به بانک مرکزی	GDCB	کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)، لین و همکاران (۲۰۰۶)، فرزین و همکاران (۲۰۲۱)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۲- تعیین سال‌های بحران ارزی

به چند روش می‌توان سال‌های بحران ارزی را تعیین کرد. شاخص مهم و متداول در این زمینه، شاخص فشار بر بازار ارز می‌باشد. این شاخص میانگین وزنی از درصد تغییرات نرخ ارز، نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و ذخایر ارزی کشور می‌باشد. چنان چه این شاخص با انحراف معیاری معین از میانگینش منحرف شود، آن سال به‌عنوان سال بحران تلقی می‌شود. در این مطالعه با معیار فوق، بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران جستجو، دوره‌های بحرانی شناسایی و شاخص‌ها بر مبنای پیش‌بینی از این دوره‌ها ارزیابی خواهند شد. شاخص فشار بر بازار ارز را می‌توان با استفاده از رابطه (۱) محاسبه نمود:

$$IMP_t = \frac{1}{cv_{ER}}\left(\frac{ER_t - ER_{t-1}}{ER_{t-1}}\right) - \frac{1}{cv_{IR}}\left(\frac{IR_t - IR_{t-1}}{IR_{t-1}}\right) + \frac{1}{cv_r}(r_t - r_{t-1}) \qquad (۱)$$

که در آن، ER نرخ ارز بازار، IR میزان ذخایر بین‌المللی کشور و r نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی (بالاترین نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت عادی بانک‌های دولتی) بوده و cv_{ER}، cv_{IR} و cv_r به

1 - Nhung

ترتیب ضریب تغییرات نرخ ارز بازار، ذخایر بین‌المللی کشور و نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی را در دوره زمانی مورد بررسی نشان می‌دهند. فرانکل و رز (۱۹۹۶) ،کامینسکی و راینهارت (۱۹۹۹) و کامینسکی (۲۰۰۶) فراتر رفتن شاخص فشار بر بازار ارز از یک مقدار آستانه‌ای را نشان‌گر بروز بحران ارزی می‌دانند. در خصوص متغیر نرخ رشد ارز و شاخص فشار بازار ارز، چنان چه مقدار آن‌ها در دوره t از حد آستانه‌ای معادل $\mu_x + 1.5\sigma_x$ و یا $\mu_x + 2\sigma_x$ (میانگین متغیر مورد بررسی به اضافه ۱/۵ و یا ۲ برابر انحراف معیار آن) فراتر رود، بیان‌گر وقوع بحران در دوره t و به آن دوره مقدار یک اختصاص می‌یابد. در غیر این صورت، به دوره موردنظر مقدار صفر اختصاص می‌یابد به عبارت دیگر:

$$C_t = \begin{cases} 1 & if \quad X_t > \mu_x + 1.5\sigma_x \; or \; \mu_x + 2\sigma_x \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۲)$$

(نصراللهی و همکاران، ۱۳۹۶).

۳-۲- استخراج علائم و احتمال تأثیر متغیرهای هدایتگر بر بحران ارزی

برای استخراج علائم بحران، از الگوهای استخراج سیگنال ارائه شده توسط کامینسکی، لیزوند و رینهارت (۱۹۹۸) استفاده می‌شود. در این راستا نظارت بر شاخص‌های جدول (۱) ملاک عمل قرار می‌گیرد. اگر برخی از شاخص‌ها از مرزهای آستانه‌ای خاصی که مرز بحران نام دارند، منحرف شوند، علائم بحران را منتشر می‌کنند. عملکرد هر شاخص‌ها نیز بر اساس ماتریس جدول (۲) به طور دقیق بررسی می‌شود. سلول A نشان دهنده تعداد دفعاتی است که آن شاخص علائم درستی را منتشر می‌کند، سلول B نیز تعداد دفعاتی است که طی دوره‌ای معین قبل از بحران، هر شاخص علامت مغشوش را منتشر کرده است؛ سلول C تعداد دفعاتی است که علیرغم بروز بحران، شاخص از انتشار علامت صحیح عاجز مانده است؛ در نهایت نیز سلول D تعداد دفعاتی است که در دوران عدم وجود بحران، شاخص علامتی که به علامت غلط بروز بحران معروف باشد را منتشر نکرده است.

جدول ۲- ارزیابی شاخص‌های پیشروی بحران مالی

وضعیت شاخص/وضعیت دوره	بحران در محدوده دوره معین اتفاق افتاده باشد.	بحران در محدوده دوره معین رخ نداده باشد.
شاخص علامت منتشر کرده باشد	A	B
شاخص علامت منتشر نکرده باشد	C	D

منبع: کامینسکی، لیزوند و ورینهارت (۱۹۹۸)

در مطالعات انجام شده با استفاده از داده‌های ترکیبی آستانه‌های بهینه برای تعیین مرز بحران برای هر شاخص آستانه‌ای تعریف شده است که نسبت نویز به علامت (B/A) را حداقل می‌کند؛ اما در مطالعات مربوط به کشورهای خاص یا مطالعات موردی مرز بحران در فاصله ۱/۵ ± انحراف معیار از میانگین هر شاخص تعیین شده است. برای ارزیابی نهایی شاخص‌ها، شاخص‌هایی به‌عنوان پیشروهای خوب در پیش‌بینی بحران‌های ارزی برگزیده

می‌شوند که نسبت علائم بد $\left(\frac{B}{B+D}\right)$ به علائم خوب $\left(\frac{A}{A+C}\right)$ در عملکرد آن‌ها کمتر از یک بوده و یا به‌طور نسبی کمتر از دیگر شاخص‌ها باشد. روش دیگر ارزیابی شاخص‌ها مقایسه احتمال شرطی$\left(\frac{A}{A+B}\right)$ با احتمال غیر شرطی $\left(\frac{A+C}{A+B+C+D}\right)$ آن شاخص است. چنانچه احتمال شرطی بیش از احتمال غیر شرطی باشد، آن شاخص حامل اطلاعات از بحران‌های آینده است.

۴-۲- طراحی مدل پیش هشداردهنده مبتنی بر رویکرد پیش‌بینی احتمال وقوع

با استفاده از شاخص‌های هدایت‌گر که در نهایت پس از گام دوم و سوم و از ارزیابی شاخص‌های جدول (۱) باقی می‌مانند، می‌توان الگویی را برای پیش‌بینی احتمال بحران ارزی ارائه کرد. الگوهایی که در این زمینه استفاده می‌شوند، الگوهای واکنش کیفی[1](QR) شامل لاجیت و پروبیت هستند. اگر X_i بردار متغیرهای مؤثر بر بحران ارزی دوره i ام و β بردار پارامترهای مربوط به هر یک از متغیرها باشد، عوامل مؤثر بر احتمال وقوع و عدم وقوع بحران ارزی را می‌توان به صورت رابطه (۳) بیان نمود:

$$prob(y_i = 0) = 1 - F(\acute{\beta} X_i) \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $y_i = 1$ و $y_i = 0$ به ترتیب دوره بحران و عدم بحران ارزی نشان می‌دهند. ضمن آن که X_i بردار متغیرهای توضیحی اثرگذار بر وقوع یا عدم وقوع بحران ارزی است و β نیز بردار پارامترهای برآوردی را نشان می‌دهد. با توجه به آن که رابطه بیان شده حالت احتمالاتی دارد، برای تبدیل شاخص $\acute{\beta} X_i$ می‌بایست یک تابع توزیع احتمال مورد استفاده قرار گیرد. توزیع لاجستیک توزیع رایج در این زمینه است (اووینو و همکاران[2]، ۲۰۱۴). استفاده از توزیع لاجستیک برای برآورد رابطه (۳) به استفاده از الگوی لاجیت منجر می‌شود. الگوی لاجیت احتمالات برآورد شده برای متغیر وابسته را در دامنه ۰ تا ۱ محدود می‌کند. ارتباط وقوع یا عدم وقوع بحران ارزی (y) با متغیرهای بخش واقعی و عمومی، موازنه خارجی و بخش مالی (جدول ۱) (X) در الگوی لاجیت، به صورت رابطه رگرسیونی (۴) بیان می‌شود:

$$y_i = \acute{B} X_i + \varepsilon_i \qquad (۴)$$

در رابطه بالا، y_i متغیری پنهان است که دارای همان مشخصه موردنظر (وقوع و یا عدم وقوع بحران ارزی) می‌باشد. X_i بردار متغیرهای توضیحی و β بردار پارامترهای برآوردی است. چنان چه مشخصه در دوره i وجود داشته باشد $y_i = 1$ خواهد بود و در غیر این صورت $y_i = 0$ است. بنابراین رابطه بالا را می‌توان به صورت روابط (۵) و (۶) نشان داد:

1- Qualitative Responses
2 - Owino et al.

$$\begin{cases} y_i = 0 & \text{عدم وقوع} \\ y_i = 1 & \text{وقوع} \end{cases} \quad (۵)$$

$$P_i = \Pr(y_i = 1) = \Pr(\acute{\beta} X_i + \varepsilon = 1) \quad (۶)$$

با توجه به موارد بیان شده جهت بررسی ارتباط میان متغیر وابسته (وجود یا عدم وجود بحران ارزی) با متغیرهای مستقل الگوی لاجیت را می‌توان به صورت رابطه (۷) معرفی کرد:

$$\Pr(y = 1) = \frac{e^{\beta' X}}{1 + e^{\beta' X}} = \psi(\beta' X) \quad (۷)$$

در رابطه (۷)، X_i بردار متغیرهای توضیحی، β بردار پارامترهای برآوردی و $\psi(0)$ تابع توزیع تجمعی لاجستیک است که دارای میانگین صفر و واریانس یک است. در الگوی لاجیت ضرایب برآورد شده دارای معنی و مفهوم خاصی نیستند و برای تفسیر نتایج حاصل از این دو مدل باید اثرات نهایی را محاسبه نمود. تغییر در احتمال $y_i =$ 1 بر اثر تغییر یک واحدی در متغیر مستقل اثر نهایی خوانده می‌شود. در الگوی لاجیت اثر نهایی (ME_L) به صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود (جبلی و همکاران[1]، ۲۰۱۵):

$$ME_L = \frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \frac{e^{\beta' X}}{(1 + e^{\beta' X})^2} \beta_i \quad (۸)$$

مناسب الگوی لاجیت را می‌توان با استفاده از معیارهای نیکویی برازش مورد بررسی قرار داد. نکته حائز اهمیت آن است که در این مدل‌ها نمی‌توان از ضریب تعیین (R^2) متداول برای معیار خوبی برازش استفاده نمود. در این رابطه آزمون نسبت راست نمایی (LR) یکی از معیارهای نیکویی برازش است که در مدل لاجیت مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنان چه دوره i در گروه j (وجود یا عدم وجود بحران ارزی) واقع شود، تابع لگاریتم راست نمایی برای حالت فوق را می‌توان به صورت رابطه (۹) بیان نمود:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{m} \left(y_{ij} ln \left[\frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{j \in s_m} \exp(V_{ij})} \right] \right) \quad (۹)$$

در این رابطه، yij یک متغیر دو حالتی (وجود یا عدم وجود بحران ارزی) است و N نیز تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد. با برآورد دو مدل مقید و نامقید آزمون نسبت راست نمایی و یا به عبارت دیگر آزمون LR را می‌توان به صورت رابطه (۱۰) تعریف نمود:

$$LR = 2[LL_{UR} - LL_R] \quad (۱۰)$$

1 - Jebeli et al.

در این رابطه، LL_{UR} و LL_R به ترتیب ارزش تابع راست‌نمایی را در مدل غیرمقید و مقید نشان می‌دهند. آزمون LR دارای توزیع $\chi 2$ با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌هاست. از آزمون LR برای بررسی معنی‌داری کلی رگرسیون استفاده می‌گردد. چنان چه آماره $\chi 2$ محاسبه شده از آماره $\chi 2$ جدول بزرگ‌تر باشد، نشان دهنده عدم قبول فرض صفر و برازش صحیح و مناسب الگو است (آگرستی[1]، ۲۰۰۳).

۲-۵- روش گردآوری اطلاعات

تحقیق حاضر از لحاظ موضوعی در حوزه مباحث مالی و اقتصادی قرار دارد. همچنین از آن جا که موضوع کلان و مربوط به کل کشور است، قلمرو مکانی تحقیق حاضر، فضای کلان اقتصاد ایران و کل کشور است. در مطالعه حاضر اطلاعات مربوط به تجزیه و تحلیل نتایج و بررسی اهداف و فرضیات تحقیق از طریق پیمایش اسنادی و به صورت سری زمانی (فصلی) از آمارنامه‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۱۴۰۰:۲ -۱۳۷۰:۱ جمع‌آوری شد. در ادامه با سازمان‌دهی داده‌ها در نرم‌افزار Excel، اطلاعات با استفاده از نرم‌افزارهای Eviews تجزیه و تحلیل شدند.

۳- فرضیه‌های پژوهش

- بحران ارزی در نظام مالی برای بازه‌های زمانی بروز بحران قابل تفکیک و شناسایی است.
- شاخص‌های هدایت‌گر بحران ارزی در نظام مالی قابل تشخیص و شناسایی هستند.

۴- یافته‌های پژوهش

با توجه به بالاتر بودن شاخص فشار بر بازار ارز از حدود آستانه‌ای در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹، سال‌های مذکور به‌عنوان سال‌های بحران ارزی انتخاب شدند. برای اطمینان از صحت نتایج، یافته‌های مطالعه حاضر با سایر مطالعات مشابه نیز مقایسه و دلایل و شواهد تاریخی وقوع بحران ارزی در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹ بررسی شده است. نتایج حاصل در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌گونه که از نتایج ارائه شده در جدول مشخص است مطالعات مشابه نیز بروز بحران ارزی را در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹ تائید می‌کنند. بررسی دلایل و شواهد تاریخی وقوع بحران‌های ارزی مذکور بیان‌گر این واقعیت است که وقوع بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران عمدتاً به تحریم‌های اقتصادی و تجاری و در نتیجه آن کاهش ذخایر ارزی و کاهش عرضه ارز و نیز افزایش تقاضا به دلیل رشد تقاضای سفته‌بازی ارز مرتبط است.

1 - Agresti

جدول۳- سال‌های وقوع بحران ارزی، مطالعات مشابه و شواهد تاریخی وقوع بحران

سال بحران	دلایل و شواهد تاریخی	مطالعات مشابه
۱۳۷۴	- اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز و حذف سیستم چند نرخی ارز	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶)، علوی رضوی و همکاران (۱۳۹۹)
۱۳۹۰	-تحریم واردات خرید یا انتقال محصولات نفتی از ایران - تحریم شرکت‌های خریدار نفت ایران توسط آمریکا	نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶)، طیب-نیا و همکاران (۱۳۹۸)، علوی رضوی و همکاران (۱۳۹۹)
۱۳۹۱	-اعمال تحریم اتحادیه اروپا (نهادهای مالی ایران، بانک مرکزی، شرکت‌های بیمه، صادرات نفت و گاز، محصولات پتروشیمی و فرآورده‌های نفتی، تبادلات مالی نظیر سوئیفت و نقل و انتقال درآمدهای ارزی) -اعمال تحریم شرکت ملی نفت ایران و تحریم شرکت‌های خریدار نفت از ایران توسط آمریکا -تحریم بانک مرکزی ایران توسط آمریکا	نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶)، طیب-نیا و همکاران (۱۳۹۸)، علوی رضوی و همکاران (۱۳۹۹)
۱۳۹۷	خروج آمریکا از برجام	طیب‌نیا و همکاران (۱۳۹۸)، علوی رضوی و همکاران (۱۳۹۹)
۱۳۹۹	-تشدید تحریم‌های اقتصادی علیه ایران -کاهش قیمت نفت (شیوع ویروس کرونا و رکود جهانی)	طیبی و نصیری (۱۴۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول (۴) سیگنال‌دهی متغیرهای هدایتگر بحران ارزی بررسی شده است. در ستون اول و دوم جدول شاخص-های استخراج شده نشان‌گر هدایت بحران ارزی سیستمیک در نظام مالی ایران ارائه شده است. در ستون سوم نسبت نویز به علامت ارائه شده است. هر چه نسبت محاسبه شده در این ستون کمتر باشد، شاخص قدرت توضیح دهندگی بیشتری در شناسایی بحران‌های ارزی سیستمیک دارد. در ستون چهارم نیز نسبت علائم بد به خوب ارائه شده است. در این رابطه شاخص‌هایی به‌عنوان پیشروهای خوب در پیش‌بینی بحران‌های ارزی برگزیده می‌شوند که نسبت علائم بد به علائم خوب در عملکرد آن‌ها کمتر از یک بوده و یا به طور نسبی کمتر از دیگر شاخص‌ها باشد. در نهایت نیز در ستون پنجم و ششم احتمالات شرطی و غیرشرطی ارائه شده است. چنان چه احتمال شرطی بیش از احتمال غیرشرطی باشد، می‌توان گفت که شاخص حامل برخی اطلاعات از بحران‌های ارزی آینده است و می‌تواند وقوع بحران‌های ارزی را سیگنال دهی کند. با توجه به توضیحات ارائه شده و بر اساس معیارهای مذکور می‌توان گفت که متغیرهای رشد تولیدات صنعتی، نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی، درآمدهای

ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز، درآمد ارزی کل، نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی" به پایه‌ی پولی، نسبت وام به سپرده بانک‌ها، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی دولت به بانک مرکزی به عنوان شاخص‌های هدایتگر بحران ارزی سیستمیک در نظام مالی ایران محسوب می‌شوند.

جدول۴- وضعیت سیگنال‌دهی متغیرهای هدایتگر بحران ارزی سیستمیک

بخش	متغیرها	علامت اختصاری	نسبت نویز به علامت	نسبت علائم بد به علائم خوب	احتمال شرطی	احتمال غیرشرطی
متغیرهای بخش واقعی و عمومی	رشد تولید صنعتی	GIND	۰/۲۰	۰/۰۴	۰/۸۳	۰/۱۶
	نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	LI/CFBA	۲۰	۴/۱۲	۰/۰۵	۰/۱۶
	نرخ تورم	INF	۰/۵۰	۰/۱۰	۰/۶۷	۰/۱۶
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	GGDP	۳/۵۰	۰/۶۹	۰/۲۲	۰/۱۶
	نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی	BD/GDP	۱/۲۵	۰/۴۶	۰/۴۴	۰/۱۶
	نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی	FD/GDP	۱	۰/۲۰	۰/۵۰	۰/۱۶
متغیرهای موازنه خارجی	درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز	FOEI	۳	۰/۵۹	۰/۲۵	۰/۱۶
	درآمد ارزی کل	FI/ CFBA	۳	۰/۵۹	۰/۲۵	۰/۱۶
	نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی	CFBA/ CFBD	۱۶	۳/۲۹	۰/۰۶	۰/۱۶
متغیرهای بخش مالی	نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی"به پایه‌ی پولی	DBC/MB	۱/۳۳	۰/۲۶	۰/۴۳	۰/۱۶
	نسبت وام به سپرده بانک‌ها	L/DCB	۴	۰/۷۸	۰/۲۰	۰/۱۶
	نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی	DCB/LI	۱۶	۳/۲۹	۰/۰۶	۰/۱۶
	نرخ سود سپرده‌های بانکی	INR	۱۲	۲/۴۷	۰/۰۸	۰/۱۶
	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	BDCB	۱/۷۵	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۱۶
	بدهی دولت به بانک مرکزی	GDCB	۰/۷۵	۰/۱۵	۰/۵۷	۰/۱۶

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مؤلفه‌های اعتبارسنجی که در جدول (۵) ارائه شده‌اند اعتبار الگوی برآوردی را تائید می‌کنند؛ با توجه به آن که سطح احتمال آماره‌ی آزمون جارگو-برا (۰/۹۴) از مقدار بحرانی جدول (۰/۰۱) بزرگ‌تر است، لذا فرض نرمال بودن

مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۹ درصد تائید می‌شود. برای بررسی خوبی برازش از آزمون هاسمرلمشو و آزمون آندریوز استفاده شد. همان‌گونه که از نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود با توجه به معنی‌دار نبودن آماره آزمون هاسمرلمشو و آزمون آندریوز در سطح خطای کمتر از ۱ درصد می‌توان نتیجه گرفت که مدل مطالعه حاضر با اطمینان ۹۹ درصد از برازش مناسبی برخوردار است. برای آزمون معنی‌داری کل رگرسیون نیز از نسبت راستنمایی (LR) استفاده شد؛ آماره این آزمون برای مدل پژوهش حاضر ۷۶/۹۵ به دست آمده و در سطح خطای کمتر از ۱ درصد معنی‌دار است. این موضوع نشان می‌دهد که متغیرهای هدایتگر لحاظ شده در مطالعه ۷۶/۹۵ درصد از دلایل بروز بحران ارزی را برای اقتصاد ایران توضیح می‌دهند. در نهایت نیز ضریب تعیین مک فادن ۰/۷۱ به دست آمده است که بیان‌گر توضیح دهندگی مناسب متغیرهای الگو از احتمال بروز بحران در اقتصاد ایران است.

جدول۵- مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی لاجیت

نوع آزمون	آماره	سطح معنی‌داری
جارگوبرا (JB)	۰/۱۳	۰/۹۴
حداکثر راستنمایی (LR)	۷۶/۹۵	۰/۰۰
هاسمرلمشو	۰/۸۵	۰/۹۹
آندریوز	۷/۵۹	۰/۱۶
ضریب تعیین مک فادن	۰/۷۱	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج حاصل از بررسی اثر متغیرهای هدایتگر بر بحران ارزی در اقتصاد ایران در جدول (۶) ارائه شده است. همان‌گونه که از اطلاعات ارائه شده در جدول فوق مشخص است رشد تولید صنعتی، نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی، درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز، درآمد ارزی کل، نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی" به پایه‌ی پولی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی دولت به بانک مرکزی متغیرهایی هستند که سبب وقوع بحران ارزی در اقتصاد ایران می‌شوند. لازم به ذکر است که اگر چه در الگوی لاجیت ضرایب برآورد شده جهت تأثیرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته را نشان می‌دهند اما در رابطه با اندازه اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته، دارای معنی و مفهوم خاصی نبوده و لذا برای تفسیر نتایج باید اثرات نهایی را محاسبه نمود.

رشد تولیدات صنعتی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر منفی و معنی‌دار دارد. بررسی اثر نهایی متغیر رشد تولیدات صنعتی گویای این واقعیت است که با افزایش یک واحدی در رشد تولیدات صنعتی، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۰۱ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، فریدون (۲۰۰۸)، فرزین و همکارن (۲۰۲۱) و ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) مشابهت فراوان دارد. رشد تولیدات

صنعتی باعث رشد استاندارد زندگی مردم می‌شود و فرصت‌های شغلی بیشتری را در کشور ایجاد می‌کند. در این رابطه افزایش مصرف و استاندارد زندگی باعث واردات بیشتر نمی‌شود بلکه می‌تواند از محل افزایش تولید داخل تأمین گردد. در نقطه مقابل نیز بخشی از افزایش تولیدات صنعتی می‌تواند به خارج از کشور صادر و رشد درآمد صادراتی کشور را سبب گردد. در نتیجه این امر درآمدهای ارزی و تراز تجاری کشور بهبود می‌یابد؛ با بهتر شدن وضعیت درآمدها و ذخایر ارزی، قدرت بانک مرکزی برای مداخله و فروش ارز به منظور تثبیت نرخ ارز در مواقع بحران افزایش می‌یابد.

تورم بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت و معنی‌دار دارد. اثر نهایی متغیر تورم گویای این واقعیت است که با افزایش یک واحدی در تورم، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۰۱ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸)، فرزین و همکارن (۲۰۲۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، کلامی و همکاران (۱۳۹۸) و نصیری و همکاران (۱۳۹۹) مشابهت دارد. تورم نتیجه کنش متقابل دو عامل فشار هزینه و تقاضا می‌باشد. بررسی نرخ تورم نشان می‌دهد عامل مسلط در تغییرات نرخ تورم، تغییرات نرخ رشد حجم پول و منابع ارزی می‌باشد. اگر چه تغییرات رشد حجم پول و نقدینگی می‌تواند در کوتاه‌مدت آثار قابل توجهی بر متغیرهای واقعی اقتصادی داشته باشد اما در میان‌مدت و بلندمدت، تغییرات رشد حجم پول و نقدینگی عمدتاً بر تورم تأثیر خواهند گذاشت. تورم پایدار در ایران سبب شده است که مردم اعتماد خود را به پول ملی از دست داده و پول خارجی باثباتی را جانشین پول ملی نمایند و از این طریق، ثروت مالی خود را در فرم پول باثبات دیگری حفظ کنند. این انتظارات که تورم در سال‌های آتی ادامه خواهد داشت، بی‌اعتمادی را در جامعه افزایش و سبب شده تا متقاضیان ارز برای خرید هر چه زودتر ارز خارجی هجوم بیاورند؛ با محدود بودن منابع ارزی، قیمت ارز به صورت ناگهانی بالا رفته و سبب وقوع بحران ارزی می‌گردد.

رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر منفی و معنی‌دار دارد. بررسی اثر نهایی متغیر رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی گویای این واقعیت است که با افزایش یک درصدی در رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۰۱ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۸)، کلامی و همکاران (۱۳۹۸) و نصیری و همکاران (۱۳۹۹) مشابهت دارد. رشد اقتصادی به افزایش تولید کالاها و خدمات اقتصادی یک دوره در مقایسه با دوره‌های دیگر اطلاق می‌گردد. رشد اقتصادی به طرق مختلف بحران ارزی را متأثر می‌سازد. کانال مستقیم اثرگذاری رشد اقتصادی بر ارز از طریق تراز تجاری است. افزایش رشد اقتصادی به معنی افزایش تولید کالا و خدمات در اقتصاد است؛ این امر ضمن افزایش رفاه خانوارها می‌تواند صادرات را تقویت و در مقابل واردات را کاهش دهد. در نتیجه این امر درآمدهای ارزی افزایش و تراز تجاری بهبود می‌یابد؛ با بهتر شدن وضعیت ذخایر ارزی کشور، قدرت بانک مرکزی برای مداخله و فروش ارز به منظور تثبیت نرخ ارز در مواقـعی که احتمال بروز بحران ارزی وجود دارد، افزایش می‌یابد.

نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت و معنی‌دار دارد. بررسی اثر نهایی این متغیرگویای این واقعیت است که با افزایش یک واحدی در نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۰۷ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات فرزین

و همکارن (۲۰۲۱)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۸) و کلامی و همکاران (۱۳۹۸) مشابهت دارد. کسری بودجه هنگامی رخ می‌دهد که دولت بیش از درآمد خود پول خرج کند. تأمین کسری بودجه از طریق استقراض از نظام بانکی به معنای افزایش نقدینگی و به دنبال آن افزایش نرخ تورم است. روی آوردن دولت به چاپ و انتشار اوراق بهادار نیز به معنای افزایش تقاضای دولت برای اعتبارات است که اولین تأثیر آن در بازار پول، افزایش نرخ بهره و به دنبال آن کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. در نهایت نیز تأمین کسری بودجه از طریق منابع خارجی می‌تواند منجر به کسری در حساب جاری شود. ضمن آن که در ایران با توجه به مشکل تحریم و سخت بودن استقراض خارجی، دولت برای جبران کسری بودجه ساده‌ترین راه، یعنی برداشت از صندوق ذخیره ارزی را انتخاب می‌کند. تبدیل این دلارها به ریال منجر به افزایش نقدینگی می‌شود که به نوبه خود با تأثیر بر روند عرضه و تقاضا منجر به تورم می‌شود. با توجه به توضیحات مشخص است که کسری بودجه با توجه به شرایط تحریمی کشور، از طریق ایجاد تورم و از طریق کاهش ذخایر ارزی می‌تواند سبب بروز وقوع بحران ارزی گردد.

نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر منفی و معنی‌دار دارد. اثر نهایی این متغیر گویای این واقعیت است که با افزایش یک واحدی در نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۳۱ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات سلمانی و همکاران (۱۳۹۸) و کلامی و همکاران (۱۳۹۸) مشابهت دارد. حساب جاری شامل درآمد خالص مانند سود و سود سهام و نقل و انتقالات مانند کمک‌های خارجی است؛ افزایش نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی به معنای پیشی گرفتن واردات بر صادرات و افزایش مخارج جاری کشور است؛ این امر در بلندمدت سبب می‌شود تا درآمد خالص ارزی کشور و به تبع آن ذخایر ارزی بانک مرکزی کاهش و لذا قدرت بانک مرکزی برای مداخله و فروش ارز به منظور تثبیت نرخ ارز در مواقـعی که علائم بروز بحران ارزی در حال نمایان شدن است، کاهش یابد.

دو متغیر درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز و درآمد ارزی کل بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر منفی و معنی‌دار دارند. در این رابطه بررسی اثر نهایی این متغیرها گویای این واقعیت است که با افزایش یک درصدی در درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز و درآمد ارزی کل، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۰۱ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) و فرزین و همکاران (۲۰۲۱) مشابهت دارد. با افزایش درآمدهای ارزی کشور به خصوص از محل صادرات نفت، ذخایر بانک مرکزی افزایش و قدرت مداخله و فروش ارز به منظور تثبیت نرخ ارز در جهت جلوگیری از بروز بحران افزایش می‌یابد؛ به عبارت دیگر از آن جا که کانال اصلی ورود ارز به کشور، درآمدهای حاصل از فروش نفت و کالاها و خدمات غیرنفتی هستند لذا درآمدهای ارزی نقش پشتوانه ریال را بازی می‌کنند. خبر این که کشورهای خریدار کالاها و خدمات نفتی و غیرنفتی ایران در آینده از خرید مجدد خودداری خواهند کرد در کوتاه‌مدت در اذهان عمومی نقش همان "توقف ناگهانی" ورود سرمایه خارجی به کشور را بازی کرده و با افزایش تقاضا برای ارز به خصوص تقاضای سفته‌بازی باعث بروز بحران ارزی در کشور می‌شود. ضمن آن که در بلندمدت نیز اگر این موضوع به حقیقت بپیوندد و

درآمدهای ارزی کشور با کاهش مواجه شود، منابع ارزی کفاف تقاضای رسمی ارز برای واردات را نمی‌دهند؛ این موضوع سبب فشار تقاضا در بازار ارز شده و لذا احتمال بروز بحران ارزی را در اقتصاد افزایش خواهد داد.

نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی" به پایه‌ی پولی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت و معنی‌دار دارند. اثر نهایی این متغیرها گویای این واقعیت است که با افزایش یک واحدی در نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی" به پایه‌ی پولی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، احتمال وقوع بحران ارزی به ترتیب ۰/۰۸ و ۰/۰۱ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)، لین و همکاران (۲۰۰۶)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) و فرزین و همکاران (۲۰۲۱) مشابهت دارد. با افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، پول جدید خلق و لذا با افزایش حجم نقدینگی، تورم در جامعه افزایش می‌یابد. با افزایش تورم و لذا افزایش بی‌اعتمادی به پول ملی قیمت ارز به صورت ناگهانی بالا رفته و احتمال وقوع بحران ارزی افزایش می‌یابد.

بدهی دولت به بانک مرکزی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت و معنی‌دار دارد. اثر نهایی این متغیر گویای این واقعیت است که با افزایش یک واحدی در بدهی دولت به بانک مرکزی، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۰۱ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)، لین و همکاران (۲۰۰۶) و فرزین و همکاران (۲۰۲۱) مشابهت دارد. دولت در ایران عمدتاً سیاست‌های اقتصادی، تعهدات ارزی و ریالی خود را از محل درآمدهای نفتی تأمین می‌کند؛ اما در بسیاری از سال‌ها به علت تحریم‌های اقتصادی و یا پائین بودن قیمت نفت، درآمدهای نفتی کفاف تأمین هزینه‌های دولت را نداشته و لذا بانک مرکزی بخشی از بار مالی دولت را به دوش کشیده است. این مسئله سبب شده است تا حجم بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش یابد. استقراض از بانک مرکزی موجب رشد پایه پولی و حجم نقدینگی و در نهایت ایجاد تورم در کشور می‌شود. با افزایش تورم و لذا افزایش بی‌اعتمادی به پول ملی قیمت ارز به صورت ناگهانی بالا رفته و احتمال وقوع بحران ارزی افزایش می‌یابد.

جدول۶- تحلیل نقش متغیرهای هدایتگر بر بحران ارزی در چارچوب مدل لاجیت

بخش	متغیرها	علامت اختصاری	ضریب	آماره z	سطح معنی‌داری	اثر نهایی
	عرض از مبدأ	C	-۱۵/۴۶	-۲/۷۲	۰/۰۰	-
متغیرهای بخش واقعی و عمومی	رشد تولیدات صنعتی	GIND	-۰/۰۳	-۲/۱۹	۰/۰۳	-۰/۰۱
	نرخ تورم	INF	۰/۱۹	۶/۶۹	۰/۰۰	۰/۰۱
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	GGDP	-۰/۰۹	-۳/۰۶	۰/۰۰	-۰/۰۱
	نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی	BD/GDP	۱۹/۳۱	۳/۱۵	۰/۰۰	۰/۰۷
	نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حقیقی	FD/GDP	-۹۰/۲۰	-۳/۷۲	۰/۰۰	-۰/۳۱

بخش	متغیرها	علامت اختصاری	ضریب	آماره z	سطح معنی‌داری	اثر نهایی
متغیرهای موازنه خارجی	درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز	FOEI	-۰/۰۱	-۲/۴۱	۰/۰۲	-۰/۰۱
	درآمد ارزی کل	FI/ CFBA	-۰/۰۱	-۲/۴۷	۰/۰۱	-۰/۰۱
متغیرهای بخش مالی	نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی"به پایه‌ی پولی	DBC/MB	۲۲/۸۷	۳/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۸
	نسبت وام به سپرده بانک‌ها	L/DCB	۰/۲۳	۰/۰۲	۰/۹۷	۰/۰۱
	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	BDCB	۰/۰۱	۱/۷۰	۰/۰۸	۰/۰۱
	بدهی دولت به بانک مرکزی	GDCB	۰/۰۱	۲/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری و بحث

به دلیل تأثیر منفی بحران‌های ارزی بر عملکرد بخش واقعی اقتصاد و نیز پیامدهای متعاقب آن، پیش‌بینی بحران‌های ارزی موردتوجه ویژه پژوهشگران اقتصادی قرار گرفته است. بسیاری از محققان EWS را برای اطلاع‌رسانی و مقابله با بحران‌های اقتصادی معرفی و پیشنهاد کرده‌اند. با استفاده از این روش می‌توان وقوع بحران‌های ارزی را پیش‌بینی و با آگاهی از زمان بروز بحران‌های ارزی با به کارگیری سیاست‌های لازم، از بروز چنین بحران‌هایی و اثرات منفی آن جلوگیری کرد. با این رویکرد از آن جا که در سنوات اخیر در اقتصاد ایران نوسانات شدید در نرخ برابری ارز اتفاق افتاده و این امر موجب بروز شوک‌های ارزی و تحمیل تبعات آن به اقتصاد کشور شده است، در این مطالعه سعی شد با تمرکز بر متغیرهای بخش واقعی و عمومی، موازنه خارجی و بخش مالی اقتصاد ایران یک سیستم پیش هشداردهنده مناسب برای ارزیابی احتمال وقوع بحران‌های ارزی طراحی گردد. با این رویکرد با به کارگیری روش‌های آماری و اطلاعات دوره زمانی ۱۴۰۰:۲-۱۳۷۰:۱ ابتدا از طریق شاخص فشار بر بازار ارز، سال‌های وقوع بحران ارزی در اقتصاد ایران شناسایی شد. سپس با استفاده از روش سیگنال‌دهی متغیرهای هدایتگر بحران ارزی تعیین و در چارچوب مدل لاجیت، نقش متغیرهای هدایتگر بر بحران ارزی تحلیل شده است. با توجه به نتایج، پیشنهادهای زیر ارائه شده است:

- بالاترین اعداد برای شاخص فشار بازار مربوط به دوره‌هایی است که شکاف بین نرخ ارز آزاد با نرخ رسمی زیاد شده است. پیشنهاد می‌شود جهت کاهش فشار بر بازار ارز، متناسب با تفاوت تورم ایران با تورم جهانی، ارز تک نرخی در قالب شناور مدیریت شده در دستور کار قرار گیرد. ضمن آن که با توجه به همخوانی بالای شاخص فشار بر بازار ارز با تحولات ارزی، می‌توان بیان نمود که شاخص فشار بر بازار ارز، شاخصی مطلوب برای تحلیل تحولات ارزی در اقتصاد ایران می‌باشد و از این شاخص می‌توان به عنوان یک شاخص پیش‌بینی کننده احتمال شوک‌های ارزی استفاده نمود. بر این اساس پیشنهاد می‌شود این شاخص به عنوان یکی از شاخص‌های بازار ارز توسط مقامات پولی مورد استفاده قرار گیرد.

- سیاست‌های اقتصادی داخلی از قبیل نقدی نمودن یارانه‌ها و افزایش حجم نقدینگی موجبات افزایش تورم و کاهش ارزش پول داخلی در برابر ارزهای خارجی را فراهم نموده است؛ در رابطه با مازاد عرضه پول نیز ایجاد چنین شرایطی، اثر هم‌افزا بر تخلیه ذخایر ارزی کشور داشته است. در این زمینه اتخاذ سیاست‌های ثبات پولی و کاهش نرخ تورم انتظاری از طریق سیاست‌های کنترل تورم، کاهش کسری بودجه و جلوگیری از افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی و تنظیم نمودن رشد نقدینگی در کشور متناسب با رشد اقتصادی می‌تواند زمینه کاهش فشار بر ذخایر ارزی کشور را به همراه داشته باشد.
- دو متغیر رشد تولیدات صنعتی و رشد اقتصادی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر منفی و معنی‌دار دارند. در چنین شرایطی پیشنهاد می‌شود حمایت از صنایع داخلی که در شرایط رکودی قرار دارند در اولویت قرار گیرد. ضمن آن که افزایش بهره‌وری عوامل تولید نیز مسئله مهمی است که باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. از سوی دیگر محدود نمودن ورود کالاهای خارجی که مشابه داخلی آن‌ها وجود دارد با جلوگیری از خروج ارز و افزایش ظرفیت تولید داخلی می‌تواند، تورم را کاهش و از شدت تقاضای ارز بکاهد. در نهایت نیز سیاست‌های کاهش سود در بازارهای موازی موجب جریان یافتن نقدینگی به سمت بازار سهام و تولید می‌گردد، این فرآیند علاوه بر اینکه موجب بهبود رشد اقتصادی و کاهش احتمال بروز بحران‌های ارزی می‌گردد، سرعت گردش پول را نیز به شدت کاهش می‌دهد.
- متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت و معنی‌دار دارد. در این رابطه پیشنهاد می‌گردد دولت در خصوص مخارج و هزینه‌های خود ارزیابی بهینه‌تری داشته باشد و تا حد ممکن از ایجاد هزینه‌های زیاد علی‌الخصوص هزینه‌های جاری اجتناب و موجب افزایش کسری بودجه نگردد. ضمن آن که مولدسازی دارایی‌های غیرمولد و افزایش درآمدهای مالیاتی می‌تواند با افزایش درآمدهای دولت، موجبات کاهش کسری بودجه را فراهم نماید.
- افزایش در کسری حساب جاری احتمال وقوع بحران ارزی را افزایش می دهد. در این خصوص پیشنهاد می‌شود ساختار اقتصادی و تولید در کشور بر اساس ورود به بازارهای جهانی و اتحادیه‌های منطقه‌ای طراحی شود و سیاست‌گذاران تمهیدات لازم را برای تقویت صادرات کشور به کار گیرند. در این خصوص بهبود ارتباط با سایر کشورها و حرکت به سمت ایجاد تنوع محصول در امر صادرات و محدود نمودن بخش واردات به کالاهای سرمایه‌ای و موردنیاز کشور و دوری از واردات کالاهای تجملی و دارای تولید مشابه در داخل می‌تواند موجبات بهبود وضعیت را فراهم نماید.
- با توجه به اثرات مخرب بحران بدهی دولت بر بحران‌های پولی و ارزی، مقامات مالی کشور باید توجه ویژه‌ای به کنترل کسری بودجه و انباشت بدهی دولتی داشته باشند؛ سیاست‌گذاران باید با اصلاح فرآیند جمع‌آوری مالیات فعلی و طراحی فرآیند مناسب جمع‌آوری مالیات و استفاده بهینه از درآمدهای نفتی، بودجه دولت را به تعادل برسانند؛ همچنین برای جلوگیری از بحران‌های ارزی و بانکی سیاست‌گذار اقتصادی می‌تواند با کنترل عملکرد وام‌دهی بانک از طریق دریچه تنزیل و کاهش سهم واردات و مدیریت درآمد ارزی و دارایی خارجی بانک مرکزی به مقابله با آن بپردازد.

فهرست منابع

ابراهیمی، ایلناز، و توکلیان حسین. (۱۳۹۱). طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ، بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران.

اربابی، فرزین (۱۳۹۷). پیش‌بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار دارایی‌های مالی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره۴۳، صص۱۹۲-۱۷۹

پور عبادالهان کوچ، محسن. اصغرپور، حسین. فالحی، فیروز. ستار رستمی، همت.(۱۳۹۷)، اندازه‌گیری شکنندگی سیستم بانکی ایران بر اساس شاخص BSFI، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۴۵.

دیزجی، منیژه. آهنگر گرگری، محدثه.(۱۳۹۴)، تاثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره۴۱.

سلمانی، بهزاد، اصغرپور، حسین، و کلامی، محمد. (۱۳۹۸). طراحی یک الگوی هشداردهنده زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکردهای لاجیت و مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری. اقتصاد و تجارت نوین، ۱۴(۳): ۱۲۴-۹۷.

طیب نیا، علی، و مهرآرا، محسن، و اختری، آزاده. (۱۳۹۸). حباب سفته بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز ایران و بحران‌های ارزی رویکرد تغییر رژیم مارکف با احتمالات انتقال متغیر. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۹(۷۴): ۱۶۴-۱۱۱.

طیبی، سید کمیل، و نصیری، نرگس. (۱۴۰۰). ارزیابی ارتباط بین بحران ارزی و شاخص کنترل سرمایه به‌منظور طراحی الگویی هشدار دهنده زودهنگام بحران ارزی. پژوهش‌های اقتصادی ایران.

علوی رضوی، سید یحیی، شهبازی نجفعلی، و احدی، محمدحسین. (۱۳۹۹). واکاوی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بحران ارزی سال ۱۳۹۷. فصلنامه آفاق امنیت، ۱۳(۴۸): ۷۶-۵۱.

کلامی، محمد، و سلمانی، بهزاد، و اصغرپور، حسین. (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر شاخص بحران ارزی تعدیل شده در ایران: رویکرد رگرسیون لاجیت. اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)، ۱۶(۴): ۶۷-۴۳.

نصرالهی، محمد، و یاوری، کاظم، و نجارزاده، رضا، و مهرگان، نادر. (۱۳۹۶). طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک. تحقیقات اقتصادی، ۵۲(۱): ۲۱۴-۱۸۷.

نصیری، نرگس، طیبی، سیدکمیل، شجری، هوشنگ، واعظ برزانی، محمد. (۱۳۹۹). الگوسازی عوامل هشداردهنده زودهنگام بحران ارزی تحت نظام‌های ارزی متفاوت. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۲۸ (۹۶): ۱۲۰-۹۱.

Abdelsalam, M. A. M., & Abdel-Latif, H. (2020). An optimal early warning system for currency crises under model uncertainty. Central Bank Review, 20(3), 99-107.

Agresti, A. (2003). Categorical data analysis. *John Wiley & Sons*

Al-Assaf, G. (2017). An early warning system for currency crisis: comparative study for the case of Jordan and Egypt. Journal of economics and financial issues, 7(3), 43-50.

Ari, A., & Cergibozan, R. (2018). Currency crises in Turkey: An empirical assessment. Research in International Business and Finance, 46, 281-293.

Berg, A., & Pattillo, C. (1999). Are currency crises predictable? A test. *IMF Staff papers*, *46*(2), 107-138.

Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. *Journal of International Money and Finance*, *25*(6), 953-973.

Berg, A., & Pattillo, C. (1999). Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative. *Journal of international Money and Finance*, *18*(4), 561-586.

Corsetti, G., Pesenti, P., & Roubini, N. (1999). Paper tigers?: A model of the Asian crisis. *European Economic Review*, *43*(7), 1211-1236.

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. *Journal of Financial stability*, *4*(2), 89-120.

Edison, H. J. (2003). Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system. *International Journal of Finance & Economics*, *8*(1), 11-53.

Farzin, F., Googerdchian, A., & Saffari, B. (2021). Anticipation of Currency Crisis in Iran Economy the Use of an Early Warning System. Iranian Economic Review, 25(1), 69-83.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. Journal of international Economics, 41(3-4), 351-366.

Friedman, M., & Schwartz, A. J. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960* (Vol. 14). Princeton University Press.

Jebeli, S. S. H., Barouni, M., Orojloo, P. H. and Mehraban, S. (2015). Estimating the marginal effect of socioeconomic factors on the demand of specialty drugs. Global journal of health science, 7(2), 28.

Kaminsky, G. L. (1999). *Currency and banking crises: the early warnings of distress*. International Monetary Fund.

Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *Staff Papers*, *45*(1), 1-48.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. American economic review, 89(3), 473-500.

Nhung, H. T. H. (2015). Developing an early warning system to predict currency crises in emerging markets.

Obstfeld, M. (1996). Models of currency crises with self-fulfilling features. *European economic review*, *40*(3-5), 1037-1047.

Owino, A. Y., Atuhaire, L. K., Wesonga, R., Nabugoomu, F., and Muwanga-Zaake, E. (2014). Logit models for household food insecurity classification. American Journal of Theoretical and Applied Statistics, 3(2), 49-54.

Radelet, S., & Sachs, J. (1998). The Onset of the East Asian Financial Crisis," NBER Working Paper 6680 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic).

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

Design Early Warning Systems of Currency Crises for Iran's Economy Focusing on the Variables of the Financial Sector of the Economy

Abbas Keshvari[1]
Gholamreza Zomordian[2]

Received: 2025/April/31 Accepted: 2025/June/05

Abstract

Due to the negative impact of the currency crisis on the performance of the real sector of the economy, today the forecast of this crisis through the Early Warning System (EWS) has been considered for information and dealing with it. With this approach, since in recent years in the Iranian economy there have been sharp fluctuations in the exchange rate and this has imposed its consequences on the country's economy, in this study we have tried to By focusing on the variables of the real and public sectors, the external balance and the financial sector of the economy, an appropriate warning system should be designed to assess the possibility of currency crises. With this approach, the data of the period 1991:4-2021:3 were used. First, the years of currency crisis were identified through the Exchange Market Pressure index. Then, using the signaling method, crisis-guiding variables are determined and in the framework of the logit model, the role of guiding variables on the currency crisis is analyzed. Based on the results of 1995, 2011, 2012, 2018 and 2020 were determined as the years of currency crisis. In addition, the criteria of noise to signal ratio, ratio of bad signs to good signs, conditional and unconditional probabilities, growth variables of industrial production, inflation rate, real GDP growth rate, ratio of budget deficit to real GDP, Ratio of current account deficit to real GDP, foreign exchange earnings from oil and gas exports, total foreign exchange earnings, ratio of "bank debt to central bank" to monetary base, the loan-to-deposit ratio of banks, bank debt to the central bank and government debt to the central bank introduced as guiding indicators of the currency crisis. The study of the effect of guiding variables on the currency crisis also showed that the growth of industrial production, real GDP growth, the ratio of current account deficit to real GDP, foreign exchange earnings from oil and gas exports and foreign exchange earnings are the variables that the increase of them ,is reduced the likelihood of a currency crisis . In contrast to inflation, the ratio of budget deficit to real GDP, the ratio of "bank debt to central bank" to monetary base, bank debt to central bank and government debt to central bank are variables that increase the likelihood of a currency crisis.

Keywords: Early Warning System (EWS), Exchange Market Pressure Index, Currency Crisis, Inflation .

Gel classification: G32, G33, and G15

[1] Department of Financial Management, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran.abas.keshvari@iau.ir
[2] Department of Financial Management, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding author) gho.zomorodian@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۹ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۷۱)/ تابستان ۱۴۰۴
صفحه ۴۴۱ تا ۴۷۲

نقش میانجی کیفیت ارائه صورتهای مالی و راهبری شرکتی بر تعامل بین سبک های تصمیم گیری و سلامت مالی شرکت ها

علی مسعودفر[۱]
رسول عبدی[۲]✉
عسگر پاک مرام[۳]
نادر رضایی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۶

چکیده

سلامت شرکت ها موضوعی است که به بحث تداوم فعالیت، ورشکستگی و درماندگی مالی در ارتباط است. از این رو، هدف پژوهش حاضر تاثیر سبک های تصمیم گیری بر سلامت شرکت ها در بازار سرمایه ایران است. برای اندازه گیری سلامت شرکت ها از شاخص تاب آوری، سلامت مالی و انعطاف پذیری مالی شرکت بهره گرفته شده است. پژوهش حاضر برحسب هدف، کاربردی و ازنظر روش‌های گردآوری داده‌ها، توصیفی-تحلیلی از نوع پیمایشی مبتنی بر رویکرد مدل یابی ساختاری است. جامعه آماری پژوهش، مدیران عالی و میانی شرکت‌های بورسی بوده و جهت گردآوری داده‌ها از پرسش‌نامه استاندارد استفاده‌شده است. در این پژوهش به پیش‌بینی روابط علّی میان سبک های تصمیم گیری و سلامت مالی شرکت ها پرداخته شد. نتایج نشان داد که سبک تصمیم گیری آنی بر تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی تاثیر می گذارد و همچنین، تاثیر سبک های تصمیم گیری اجتنابی، شهودی، عقلائی و وابستگی بر سلامت مالی مشاهده گردید. همچنین نتایج این پژوهش نشان داد که سبک های تصمیم گیری، گرایش به سلامت مالی پایین را با تقویت راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی کاهش می دهد.

واژه‌های کلیدی: تصمیم‌گیری، سلامت مالی، تاب آوری مالی، انعطاف پذیری مالی
طبقه بندی JEL: G41,G53

۱ گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.ali.masoudfar@iau.ir
۲ گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.(نویسنده مسئول).abdi57@iau.ir
۳ گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.Pakmaram@iau.ac.ir
۴ گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.naderrezaei@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

یکی از فعالیت های اصلی مدیریت تصمیم گیری است. تصمیم گیری با تشخیص مسائل، تعیین جانشین های حل مسائل، انتخاب از بین آنها و اجرای راه حل انتخاب شده سرو کار دارد. در ادبیات مدیریت نوین، هریک از وظایف سنتی مدیران مانند برنامه ریزی، سازماندهی، کنترل و غیره جلوه هایی از نوعی تصمیم گیری هستند. فرآیند تصمیم گیری تابعی از عوامل مهمی چون موضوع تصمیم، فرد تصمیم گیرنده، زمان تصمیم گیری و از همه مهم تر پیچیدگی متغیرهای دخیل در تصمیم گیری است(فلاح دوست، ۱۳۹۳). تصمیم گیری عبارت است از ترکیب دانش، فکر، احساس و تصور به طوری که مجموعه حاصل قابل اجرا باشد. به مفهوم واضح تر تصمیم گیری از انتخاب یک راهکار از میان دو یا چند راهکار می باشد. یک تصمیم، انتخاب یک راه حل یا اقدام از بین مجموعه ای از اقدامات ممکن و جانشین های دیگر است. نا اطمینانی معمولا تصمیمات را مشکل می کند؛ و اطمینان نسبت به انتخاب یک جانشین یا اقدامی که منجر به بهترین بازده شود را کاهش می دهد(ایسنفار[1]،۲۰۱۱). به نظر هربرت سایمون، تصمیم گیری جوهر اصلی مدیریت است و حتی می توان مدیریت را مترادف با آن دانست. وی نظریه تصمیم گیری خود را تحت عنوان مدیر به عنوان تصمیم گیرنده، ارائه نمود. به نظر او تصمیم گیرنده فردی است که در تقاطع راهها، در لحظه انتخاب، آماده است که در یکی از مسیرها پا گذارد. اگر مدیریت را مترادف با تصمیم گیری بدانیم، دیگر انتخاب تنها یک راه از راه های دیگر تصمیم گیری نیست، بلکه عنوان تصمیم گیری به کل فرآیند اطلاق می شود(پورعلی، ۱۳۹۲). در جهان پر تلاطم امروزی که سازمان ها و جوامع با تحولات شگرف محیطی و تکنولوژی و به تبع آن تجارت جهانی شدن روبرو هستند، توان دستیابی به سطح مطلوب و موردانتظار از عملکرد در هاله ای از ابهام فرو رفته است. از جمله این تحولات، رقابت روزافزون موسسات برای دستیابی به سود مورد نظر می باشد و شرکت ها برای ادامه حیات خود مجبور به رقابت با عوامل متعددی در سطح ملی و بین المللی و گسترش فعالیت های خود از طریق سرمایه گذاری های جدید هستند. شرکت ها برای سرمایه گذاری به منابع مالی نیاز دارند اما منابع مالی و استفاده از آنها باید به خوبی تعیین می شود تا شرکت بتواند در مسیر پیشرفت و سودآوری گام بردارد. همچنین باید نگران باشد که مبادا تصمیمات امروز تامین مالی آینده و یا فرصت های رشد و پیشرفت شرکت را به خطر اندازد. عدم توجه به این مفهوم در تصمیمات تامین مالی، وضعیت پرمخاطره ای را برای شرکت هابه وجود می آورد، بنابراین شرکت ها عموماً نگران وضعیت اعتباری خود هستند. این نگرانی از این بابت است که مبادا در پرداخت اصل و فرع بدهی ها ناتوان و با درماندگی مالی روبرو شوند، این موضوع نه تنها برای خودشان بلکه برای سایر ذینفعان شرکت، سرمایه گذاران بالقوه و همچنین اعتباردهندگان سایر کشورها نیز اهمیت دارد، تا از این طریق بتوانند از وضعیت اعتباری شرکت آگاهی پیدا کنند(محمودآبادی و غیوری مقدم، ۱۳۹۰). همچنین تشخیص به موقع شرکت ها قبل از دچار شدن به درماندگی مالی از اهمیت بالایی برخوردار است چرا که درماندگی مالی منجر به هدر رفتن منابع و عدم بهره گیری از فرصت های سرمایه گذاری شده و هزینه های زیادی را به همراه دارد(فتحی و همکاران، ۱۳۹۲). این شرایط و قرار گرفتن شرکت ها در عرصه

[1] Eisenfuhr

رقابت باعث شده تا شرکت های ناموفق سریعاً از عرصه رقابت خارج شده و سایر شرکت ها موقعیت بهتری برای رقابت بدست آورده و سود بیشتری ببرند. برای آنکه شرکت بتواند در چنین شرایطی تداوم فعالیت خود را حفظ نمایند نیازمند منابع مالی و تامین مالی می باشد تا پاسخگویی نیازهای خود بوده و به ادامه حیات خود کمک کند(چالاکی و همکاران، ۱۳۹۷).

سلامت مالی شرکت ها موضوعی است که با بحث تداوم فعالیت، ورشکستگی، درماندگی مالی و ویژگی های کیفی اطلاعات حسابداری در ارتباط است. لذا باید در حوزه های عملیاتی، بازاریابی و مالی و حسابداری دست به ارزیابی عملکرد شرکت ها زد(کریتسونیس، ۲۰۰۵). از آنجائیکه امروزه اجتناب از ورشکستگی به عنوان راهبردی بنیادی است که هدف آن تضمین فعالیت های تجاری می باشد. بحث پیش بینی سودآوری و ارزیابی تداوم فعالیت شرکت ها مورد توجه محققان قرار گرفته است. سلامت مالی به مفهوم توان سودآوری و تداوم فعالیت واحد اقتصادی برای کلیه سهامداران و ذینفعان از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است و اساساً همه ذینفعان در واحدهای اقتصادی به داشتن ابزارهای مناسبی که بتوانند سودآوری و تداوم فعالیت این واحدها را ارزیابی و پیش بینی کنند علاقمندند. از آنجائیکه صورتهای مالی تنها منبع اطلاعاتی مشترک در اختیار کلیه ذینفعان است اما از جمله مسائلی که در این گزارش ها به طور مشخص منعکس نمی شود، سلامت مالی و قدرت نسبی تداوم فعالیت آن در آینده است(پورعلی، ۱۳۹۲). سبک تصمیم گیری افراد بیانگر الگوی عادتی است که آنها در هنگام تصمیم گیری مورد استفاده قرار می دهند. به عبارت دیگر سبک تصمیم گیری هر فرد رویکرد شخصیتی او در درک و واکنش به وظیفه تصمیم گیری خود است. در نتیجه علاوه بر عوامل سازمانی و محیطی اثرگذار بر سبک تصمیم گیری مدیران، تفاوت ویژگیهای شخصیتی نیز باعث می شود که مدیران نسبت به موقعیت های تصمیم گیری به نحو متفاوت رفتار کنند و در نتیجه سبک تصمیم گیری آنها با یکدیگر متفاوت باشد. با توجه به اینکه در داخل کشور هیچ پژوهشی درزمینه ارائه الگویی برای سلامت مالی مبتنی بر سبک های تصمیم گیری انجام نگریده است، لذا، این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که چه الگویی برای سلامت مالی شرکت ها مبتنی بر سبک های تصمیم گیری در بازار سرمایه ایران مناسب است؟ این پژوهش با طرح مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های مرتبط با موضوع و همچنین تبیین روش پژوهش و فرضیه‌های برگرفته از مسئله و مبانی نظری پژوهش ادامه یافته و سپس به تشریح نتایج آزمون فرضیه‌ها پرداخته است و درنهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌گردد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

این پژوهش برای طرح مبانی نظری از تئوری تصمیم گیری و نظریه فردریکسون[1] و همکاران(۲۰۱۲) پیروی می کند. در دنیای رقابتی امروز بقای سازمان ها در گرو تصمیم گیری صحیح مدیران می باشد که اشتباه در این امر، پرداخت هزینه های گزافی را برای آنها در پی خواهد داشت. این ضرر و زیان در سازمان هایی که حجم عملیاتی بسیار گسترده ای را تحت پوشش قرار می دهند و میزان قدرت و اختیارات مدیران نیز در آن ها، بالا می باشد،

[1] Frederickson

نمود ویژه ای پیدا می کند و گاها منجر به انحلال سازمانی خواهد شد. تصمیم گیری مدیران سازمان ها تحت تاثیر معیارهای کمی و کیفی گوناگونی که با یکدیگر در تعارض هستند، می باشد. لذا روش های تصمیم گیری قوی و کارایی که بتواند با در نظر گرفتن معیار های مختلف، مدیران را جهت تصمیم سازی صحیح یاری رساند، مورد نیاز است. در سال های اخیر، این مساله، علاقه ی محققان و مدیران زیادی را به خود جلب کرده و تکنیک های مختلفی توسط آنها در کتب و مجلات علمی به زبان های گوناگون به چاپ رسیده است(اسلام پناه و هاشمی، ۱۳۹۸).

نتیجه تحقیق فردریکسون و همکاران(۲۰۱۲) حاکی از آن است که تجربه افراد از ارزیابی‌عملکرد توجه و پردازش حافظه آنها را شبیه سازی می‌کند و باور اولیه افراد مبنی‌بر شایستگی ارزیابی‌های مبتنی‌بر کیفیت تصمیم‌گیری را زیر سوال می‌برد. با این حال در حالت های، پیچیده تر زمانی که اطلاعات حالت تفسیری بیشتری پیدا می کنند باورهای اولیه افراد می تواند اثربخشی یادگیری آنها را محدود کند.تحقیق روان شناسی که بر اساس یادگیری احتمالات با علائم چندگانه انجام شد نشان می‌دهد زمانی‌که افراد روابط علی‌مشاهدات را یاد می‌گیرند تمایلی‌به استفاده برابر از همه مشاهدات را ندارند. زمانی‌که پیامدهای یک عمل خاص(مثلا تصمیم مربوط به تخصیص منابع) ترکیب می‌شوند و می‌توانند علت‌های زیادی داشته باشند، توجه افراد بر پیامدهای سازگار با تئوری‌های اولیه افراد بیشتر شده و تاثیر آن بر تصمیمات بعدی بیشتر می گردد در حالی‌که پیامدهای ناسازگار با این تئوری ها منجر به توجه کمتر افراد می گردد؛ از این رو یادگیری افراد در سطح پایین تری‌خواهد بود (یانگ[1] و همکاران، ۲۰۱۲).

بازارهای سرمایه در دنیای امروز به قلب تپنده اقتصاد اغلب کشورها تبدیل شده است و به مثابه دماسنج اقتصادی، وظیفه جمع آوری و تجهیز پس اندازهای کوچک افراد را در طرح های با بازده مناسب در اقتصاد بر عهده دارند. در گذر زمان، معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران این واحدها توسعه یافته و پژوهش های متعددی در این حوزه در حال انجام شدن است و اهمیت مبانی مرتبط در این حوزه را برای مراجع حرفه ای و قانون گذاری کشورهای مختلف که سعی در ارتقای قابلیت های بازارهای سرمایه خود دارند بیان می کند(سلطان حسینی، ۱۳۹۰). با توجه به موارد فوق، تعیین عوامل موثر یر سلامت مالی ارزیابی و صحت تاثیر آنها به سلامت مالی هم از دیدگاه سرمایه گذاران خرد، سرمایه گذاران خصوصی و شرکت و هم از دیدگاه کلان وضعیت اقتصای و اجتماعی جامعه بسیار حائز اهمیت است. از طرفی تعیین دقیق یا دلایل سلامت مالی در هر مورد کارآسانی نیست و به وسیله عوامل مختلف و مرتبط با هم تعیین می شود(چالاکی و همکاران،۱۳۹۷).

شرکت‌ها به‌طور مستمر برای بقای خود با چالش مواجه‌اند. ورود موفق به بازار و رقابت با عدم اطمینان بالایی همراه است و محدودیت‌های مختلفی دارد. ازاین‌رو، تعداد زیادی از شرکت‌ها مخصوصاً شرکت‌های جدید پس از ورود، بازار را زود ترک می‌کنند؛ بنابراین در بعضی از صنایع تنها تعداد کمی از تازه‌واردها بقاء می‌یابند. تا زمانی که دانش شرکت‌ها دربارهٔ فرآیندهای رشد و توسعه بهبود نیابد، موفقیت و شکست شرکت‌ها نیز مسئله‌ی مبهمی

[1] Yang

خواهد بود(مدهوشی و تاری، ۱۳۸۹). مطالعات نشان می‌دهند که احتمال بقاء به‌طور معنی‌داری در بین شرکت‌های هر صنعت متفاوت است و بخشی از این ناهماهنگی‌ها با ویژگی‌های خاص صنعت توضیح داده می‌شوند. درواقع نوع خط‌مشی انتخابی بنگاه، به نوع عامل مؤثر در این ناهماهنگی برمی‌گردد (اودرش، هاولینگ و تریک[1]، ۲۰۰۰). بااینکه ایجاد شرکت‌های جدید دارای اهمیت است، می‌توان میزان رشد و طول عمر آن‌ها را نیز به‌عنوان عاملی در نظر گرفت که در دستیابی به اهداف سیاست‌های بلندمدت درزمینه اشتغال و رشد اقتصادی اهمیت به سزایی دارد (دولینگر[2]، ۱۹۹۹).

در بسیاری از سازمان ها به ویژه سازمان های اداری و عمومی، تصمیمات اتخاذ شده با نسبت های متفاوت، اجرایی و سیاست گذاری می گردد. تصمیم گیری فرآیند مرتبط با حل یک مسئله با مشکل است و اغلب با اصطلاح «حل مشکل» مطرح می شود(روحانی[3] و همکاران،۲۰۱۶). از جمله جنبه های حساس وظایف مدیریت را می توان تصمیم گیری، ارتباطات، تنظیم و هدایت دانست. مدیریت برای تحقق کار آمد این وظایف، مبادرت به استفاده از فرآیند تصمیم گیری در قالب نقش تصمیم گیری می کند. محققان معتقدند مدیریت و تصمیم گیری دواژه هم معنا و مترادف هستند؛ به عبارت دیگر مدیر به وسیله تصمیماتش شناخته می شود. در واقع تصمیم گیری جوهره مدیریت بوده و آینه تمام نمای توانایی ها و قابلیت های مدیر است. از سوی دیگر ریشه یابی دلایل موفقیت و عدم موفقیت سازمان ها به تصمیمات اتخاذ شده مدیران آن سازمان ها منتهی می شود. از این رو است که کیفیت مدیریت را تابع کیفیت تصمیم گیری می دانند و مدعی هستند که تصمیم گیری به تنهایی، مهم ترین نقش مدیر است زیرا کیفیت طرح و برنامه ها اثربخشی و کارآمدی استراتژی ها و کیفیت نتایجی که از اعمال آنها به دست می آید همگی تابع کیفیت تصمیماتی است که مدیر اتخاذ می کند (ورما[4] و همکاران، ۲۰۱۵). عمل تصمیم گیری در اداره امور سازمانها به قدری مهم است که برخی نویسندگان، سازمان را شبکه تصمیم و مدیریت را عمل تصمیم گیری تعریف کرده اند، زیرا در دنیای امروز اداره امور سازمانی نمی تواند صرفا بر نبوغ و قضاوت شخصی افراد متکی باشد، بلکه تصمیمات بایستی حتی الامکان بر پایه بررسی های علمی، آمار و اطلاعات دقیق و به موقع و بر طبق اصول و روش های خاصی صورت پذیرد. امروزه پیچیدگی سازمان ها، هزینه های بالای عملیات وسعت تشکیلات سازمانی، لزوم شیوه های تصمیم گیری مناسب و اخذ تصمیمات مستدل را برای مدیران روشن می سازد. آنچه مدیران بیش از هر چیز به آن نیازمندند، ابزاری راحت، مطمئن و علمی برای یاری آنان در انجام تصمیمات است که پیوسته با گه گاه با آن مواجه می شوند. تکنیک های کمی و ابزارهای ریاضی در این راستا کارساز و ثمر بخش است. با این که در بسیاری از سازمان ها و ارگانها، تصمیم گیری هم یک وظیفه بحرانی و هم چالشی است. با وجود این، هنوز بسیاری از تصمیمات بر اساس تجربه و بینش و نه بر اساس شواهدی بر مبنای

[1] Audretsch & Houweling & Thurik
[2] Dollinger
[3] Rouhani
[4] Verma

یافته های دقیق و مستند صورت می گیرد. تصمیماتی که به این صورت گرفته می شود، اغلب به سبب کمبود داده و ارتباط بین داده و اهداف، عدم درک اهداف پیچیده و تخمین نادرست ریسک است (کریم[1]، ۲۰۱۶)

(اسکات و بروس۱۹۹۵) در مطالعات خود پیرامون سبک‌های تصمیم‌گیری افراد و عوامل مؤثر بر آن ویژگی های درونی افراد و تفاوت های فردی آن‌ها توجه بسیاری نمود و بر این اساس پنج سبک تصمیم‌گیری ارائه نمودند. سبک تصمیم‌گیری افراد بیانگر الگوی عادی است که آن‌ها در هنگام تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار می‌دهند.

الف) سبک تصمیم‌گیری عقلانی: در این سبک تصمیم‌گیری فرد از همه راه حل‌ها مطلع است و می داند که هر تصمیمی به چه نتیجه ای می انجامد و می تواند نتایج حاصل از تصمیم‌گیری را برحسب اولویت (بیشترین نفع) مرتب و سازماندهی کند (ابرلین، ۲۰۰۸) تا با استفاده از یک استراتژی بهینه سازی حصول به اهداف را به حداکثر برساند (هوی و میسکل، ۲۰۰۸). بنابراین افراد در این سبک تمامی راه حل‌های ممکن را تعیین و ارزشیابی نموده و با تعیین عواقب هر یک از این راه حل‌ها بهترین راه‌حل را انتخاب می‌کنند.

سبک تصمیم‌گیری شهودی: (رابینز ۲۰۰۹) معتقد است که این سبک، فرایند ناخودآگاه تصمیم‌گیری است که در سایه تجربه های استنتاج شده به دست می آید و مبتنی بر احساسات و یادگیری ضمنی افراد است و الزاماً سوای تجزیه و تحلیل معقول عمل نمی‌کند، بلکه این دو مکمل یکدیگرند. پس در این شیوه تصمیم‌گیرنده از یک رویه نظام مند استفاده نمی‌کند و در هنگام اتخاذ تصمیم از تجربه و آگاهی های ضمنی خود سود می جوید .

سبک تصمیم‌گیری وابستگی: (پارکر و همکاران ۲۰۰۷) معتقدند که این سبک بیانگر عدم استقلال فکری و عملی تصمیم‌گیرنده و تکیه بر حمایت‌ها و راهنمایی‌های دیگران در هنگام اتخاذ تصمیم است (مقدم و همکاران، ۱۳۸۷) و آگاهی‌های دیگران در هنگام این نوع تصمیم‌گیری نقش اساسی دارد (اسکات و بروس، ۱۹۹۵). بنابراین در این شیوه تصمیم‌گیرنده متکی به باورهای دیگران بوده و نقش منفعلی دارد.

سبک تصمیم‌گیری آنی: بیانگر شرایط اضطراری است که فرد بدون پشتوانه فکری قبلی، بلافاصله در کمترین زمان ممکن تصمیم اصلی خود را اتخاذ می‌کنند(اسکات و بروس، ۱۹۹۵). البته ممکن است این شیوه تصمیم‌گیری معلول شرایطی باشد که برای مدیر ایجاد می‌شود. البته استفاده از این سبک به معنی گرفتن تصمیمات خام و ناپخته نیست، زیرا در این شرایط نیز مدیر براساس تجربه و داده هایی که دارد تصمیم‌گیری می‌کند(صفاجو و پورزمانی، ۱۴۰۰).

سبک تصمیم‌گیری اجتنابی: به عقیده پارکر و همکاران (۲۰۰۷) این سبک به معنی به تعویق انداختن تصمیم‌گیری در هنگام مواجهه با مشکلات و طفره رفتن از واکنش، نسبت به مساله اتفاق افتاده می باشد. در این شیوه تصمیم‌گیرنده تمایل دارد که از هر گونه اتخاذ تصمیم اجتناب کرده و تا حد امکان از موقعیت تصمیم‌گیری دوری جوید(مقدم و همکاران، ۱۳۸۷) به گونه ای که می توان گفت افراد از گرفتن تصمیم وحشت داشته و نگران عواقب تصمیم خود می باشند(صفاجو و پورزمانی، ۱۴۰۰).

[1] Karin

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد تعریف مورد توافقی در مورد نظام راهبری شرکتی وجود ندارد و تفاوت‌های چشمگیری در تعاریف ارائه شده در هر کشور وجود دارد. از یک دیدگاه، نظام راهبری شرکتی به رابطه بین شرکت و سهامداران محدود می‌شود. این یک الگوی قدیمی‌است که در قالب تئوری نمایندگی بیان می‌شود. همچنین نظام راهبری شرکتی را می‌توان به‌صورت یک شبکه از روابط دید که نه تنها بین شرکت و مالکان آنها (سهامداران) بلکه بین شرکت و عده زیادی از ذی‌نفعان از جمله کارکنان، مشتریان، فروشندگان، دارندگان اوراق قرضه و ... وجود دارند. چنین دیدگاهی در قالب تئوری ذی‌نفعان دیده می‌شود. بررسی کلی تعاریف نظام راهبری شرکتی در متون علمی، نشان می‌دهد که تمام آنها دارای ویژگی‌های مشترک و معینی هستند که یکی از مهمترین آنها پاسخگویی است(بهار مقدم، صادقی و صفرزاده، ۱۳۹۷). تعریف نظام راهبری شرکتی متناسب با رویکردی که انتخاب شده است، صورت می‌گیرد؛ اگر دیدگاه حاکمیت شرکتی «سهامدار محور» باشد، در آن صورت حاکمیت شرکتی به روش‌هایی که در آن به سهامداران نسبت به دریافت بازده وجوه سرمایه‌گذاری شده خود اطمینان می‌دهد تمرکز دارد. اگر مفهوم گسترده‌تری انتخاب شود و «سهامداران و سایر ذینفعان» را در بر گیرد، در آن حالت حاکمیت شرکتی از اینکه شرکت‌ها مسوولیت پاسخگویی خود را به همه ذینفعان ایفا کرده و در همه فعالیت‌های تجاری خود در راستای مسئولیت‌های اجتماعی خود عمل می‌کنند، اطمینان حاصل می‌کند(جعفری سرشت، تهرانی و تبریزی، ۱۳۹۰). ساختار مالکیت در راهبری شرکتی جایگاه محوری و مشخص دارد. تعیین نوع ساختار مالکیت و ترکیب سهامداران شرکت، یک ابزار کنترل و اعمال حکمرانی در شرکت‌هاست. این مسأله بعد از راهبری در قالب ابعاد مختلف تعیین‌کنندهٔ نوع مالکیت شرکت نظیر توزیع مالکیت، تمرکز مالکیت، وجود سهامداران جزء اقلیت و عمده در ترکیب مالکیت شرکت و درصد مالکیت آن‌ها قابل بررسی است.برخی از مطالعات نشان می‌دهند که رابطهٔی معناداری بین ساختار مالکیت و افشای اجتماعی و زیست‌محیطی شرکت وجود ندارد. در حالی که بسیاری از مطالعات نیز نشان می‌دهد با گسترده‌تر شدن توزیع مالکیت، سطح افشای اجتماعی و زیست‌محیطی شرکت‌ها بالاتر می‌رود(حسینی و حقیقت، ۱۳۹۵).

کیفیت گزارشگری مالی را می‌توان میزان دقت گزارشگری مالی در انعکاس اطلاعات مربوط به عملیات و جریان‌های نقدی واحد انتفاعی تعریف نمود (لی[۱۳]، ۲۰۱۰). در ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی دو رویکرد وجود دارد؛ رویکرد نیازهای استفاده‌کنندگان و رویکرد حمایت از سرمایه‌گذاران. در رویکرد نیازهای استفاده‌کنندگان کیفیت گزارشگری مالی بر مبنای سودمندی اطلاعات مالی «مربوط بودن و قابل‌اتکا بودن» تعیین و تعریف می‌شود. اما در رویکرد حمایت از سرمایه‌گذاران و سهامداران کیفیت گزارشگری مالی به‌طور عمده برحسب «افشای کامل و منصفانه» برای سهامداران تعریف می‌شود. در این زمینه کیفیت گزارشگری مالی عبارت است از اطلاعات مالی کامل و شفاف که مانع گمراهی یا ایجاد ابهام برای استفاده‌کنندگان می‌شود (رحمانی،۱۳۸۱). اطلاعات فراهم‌شده توسط سیستم اطلاعاتی حسابداری بخشی از اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی به کار می‌برند؛ تجدیدنظر در پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی بر مبنای اطلاعات بی‌کیفیت در مقایسه با تجدیدنظر مبتنی بر اطلاعات باکیفیت، منجر به برآوردهای نامشخصی از قیمت سهام می‌شود. با توجه به عدم اطمینان حاصل از کیفیت نامطلوب اطلاعات در برآورد قیمت سهام، با گذر زمان، درک بهتری از محتوای اطلاعات

منتشره فراهم می‌شود و نیز یادگیری از ارزیابی‌های سایر سرمایه‌گذاران منجر به بهبود در برآوردها شده و درنهایت تعدیل قیمت سهام با تأخیر روی خواهد داد. تأخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره‌آمیز است و این مخاطره ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. انعکاس کامل و بلادرنگ اطلاعات ممکن است اثرات منفی و یا مثبت بر قیمت سهام داشته باشد (کالن[۱۴] و همکاران،۲۰۱۲).

بالوگانی و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهشی استدلال نمودند که اصول پایداری عملیاتی، باید در برگیرنده تأثیرات اقتصادی، زیست محیطی و اجتماعی عملکرد یک شرکت باشد، که نهایتا این امر می‌تواند سلامت مالی شرکت را بهبود بخشد و از رشد و بقای آن حمایت کند. بهادوری و سلارکا (۲۰۱۹)، در تحقیقی به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر سلامت شرکت پرداختند. نتایج آنها نشان داد شرکت های بزرگتر، با قدمت بیشتر و شرکت هایی که بین سهامداران سود تقسیم می کنند، تمایل بیشتری به سرمایه گذاری در پروژه ها دارند. همچنین رابطه مثبت و معناداری بین نسبت سهامداران نهادی و سلامت شرکت وجود دارد. همچنین نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره، تأثیری بر سلامت شرکت ندارد. همچنین سودآوری رابطه ی معناداری با سلامت شرکت ندارد. رازک(۲۰۱۸)، در تحقیقی به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و سلامت شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس مصر پرداخت. نتایج نشان می دهد که کیفیت حسابرسی داخلی ،کمیته حسابرسی ،دوگانگی وظیفه مدیرعامل و ساختار مالکیت بر سلامت شرکت تأثیرگذار است. لی سان و مارتینو (۲۰۱۷)، در تحقیقی به بررسی حاکمیت شرکتی و سلامت شرکت پرداختند. تحلیل های رگرسیونی یک رابطه مثبت و معنی دار میان حاکمیت شرکتی و سلامت شرکت را تایید کرد. نتایج نشان می دهد تجارت هایی که سازوکار حاکمیتی قوی دارند،عملکرد مسئولیت اجتماعی بهتری دارند. همچنین حاکمیت خوب نیز به عملکرد سلامت شرکت خوب منتهی می گردد. مزیت های سلامت شرکت، از تلاش هایی که در شرکت های آمریکایی برای بهبود حاکمیت شرکتی صورت می گیرد ،حمایت می نماید. سانگ و همکاران (۲۰۱۵)، در تحقیقی به بررسی سلامت شرکت و حاکمیت ذینفعان در سطح بین المللی پرداختند. آنها دریافتند که حاکمیت ذینفعان در مقایسه با حاکمیت هیئت مدیره، بیشتر به سلامت شرکت منتهی می گردد و بیشتر بر آن اثر می گذارد. اثرات ذینفعان در روی آوری به سلامت شرکت در شرایطی که حمایت از سرمایه گذار و حاکمیت شرکتی ضعیف است ، مشهودتر و ژرف تر می باشد. ارشد و رازک (۲۰۱۳)، در تحقیقی به بررسی سلامت شرکت، ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی پرداخت. شواهد تجربی نشان می دهد که مالکیت متمرکز یک اثر منفی بر سلامت شرکت دارد. سهامدار اصلی میلی به صرف پول در سلامت شرکت که می تواند به تمامی ذینفعان سود برساند، ندارد. در مقابل، مالکیت پراکنده سلامت شرکت را تقویت می نماید که نشان دهنده تعهد شدید مدیران به مسئولیت اجتماعی در قبال سلامت شرکت می باشد. این امر به آنها اجازه می دهد تا تعارضات میان سهامداران و ذینفعان را حل نمایند.

شاه بداغی و همکاران(۱۴۰۲) به بررسی تاثیر فساد مالی بر پایداری زیست محیطی در شرکت های بورسی پرداخته و به این نتیجه دست یافته اند که فساد مالی بر پایداری زیست محیطی شرکت ها تاثیر معنی داری دارد. همچنین تاثیر فساد مالی بر پایداری زیست محیطی در شرکت های بزرگ و کوچک متفاوت است. میرزایی و همکاران(۱۴۰۱) به بررسی تأثیر دوره مصونیت از ورشکستگی غیر ممکن بانکها بر میزان سپردهها در بانکهای

خصوصی و دولتی ایران طی سالهای ۱۳۹۶-۱۳۸۷ میپردازد. نتایج برآورد مدل نشان می دهد متغیرهای میزان سرمایه و بازده حقوق صاحبان سهام تأثیر مثبت و معنی دار بر طول دوره مصونیت از ورشکستگی بانکهای خصوصی و دولتی و درنهایت بر بر حجم سپرده‌های بانکها داشته است. علاوه بر این، متغیرهای کیفیت دارایی، اندازه بانک و رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی تأثیر مثبت و نرخ تورم تأثیر منفی و معنی دار بر حجم سپرده بانکهای مورد بررسی داشته است. عمارتی بخشایش و همکاران(۱۴۰۱) به بررسی تاثیر نرخ ارز به عنوان شاخص ارزیابی ثبات اقتصادی بر شاخصهای پایداری ارزش داراییها در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ پرداخته اند. بدین منظور پژوهش حاضر از نظر روش پژوهش، در زمره پژوهش های توصیفی از نظر هدف، در زمره پژوهشهای کاربردی جای می گیرد. همچنین طرح این پژوهش با استفاده از رویکرد پس رویدادیمیباشد. همچنین در پژوهش حاضر جهت بررسی رابطه بین متغیرها از الگوی پانل دیتا استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که نوسان نرخ ارز بر شاخص اول پایداری ارزش دارایی‌ها یعنی ارزش دفتری دارایی‌ها تأثیر معنادری در سطح ۹۵٪ دارد و این تأثیر به صورت معکوس می‌باشد. تاثیر نوسان نرخ ارز بر شاخص دوم پایداری ارزش دارایی‌ها که ارزش بازاری دارایی‌ها میباشد در سطح ۹۵٪ معنیدار میباشد. همچنین تاثیر نوسان نرخ ارز بر شاخص سوم پایداری ارزش دارایی‌ها یعنی ارزش فعلی دارایی‌ها نیز به صورت منفی و معنیدار در سطح ۹۵٪ بود. قادری و همکاران(۱۳۹۹)، به بررسی توسعه مفهوم سازه های حسابداری پایداری و سلامت مالی شرکت ها در بازار سرمایه ایران پرداخته و به این نتیجه دست یافته اند که سلامت مالی شرکت‌ها تحت تأثیر سازه های پایداری(فعالیت های داوطلبانه حسابداری، شفافیت طرز فکر حسابداری و گزارشگری مسئولیت اجتماعی) قرار می گیرد. شرکت‌ها برای اینکه دچار درماندگی مالی نشوند و سلامت مالی داشته باشند، باید دارای ویژگی‌های حسابداری پایداری باشند. بنابراین، اگر سرمایه‌گذاران و ذینفعان نتوانند به این اطلاعات پایدار متکی شوند، احتمال سلامت مالی شرکت کاهش خواهد یافت. عبدالباقی و میرلوحی(۱۳۹۸)، در پژوهشی با عنوان چرخه عمر، درماندگی مالی و استراتژی تجدید ساختار پرداخته و به این نتیجه دست یافته اند درماندگی مالی بر تجدید ساختار مدیریتی، عملیاتی و مالی تاثیر معنی داری دارد. رسولی و فخرایی (۱۳۹۷)، به بررسی تاثیر ساختار سرمایه و ساختار مالکیت بر بقای شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار پرداخته و به این نتیجه دست یافتند که میان ساختار سرمایه و بقای شرکت‌ها، رابطه معکوس و معناداری وجود دارد و مالکیت عمده، تاثیر معکوس بر بقای شرکت‌ها دارد. نمازی و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی به بررسی رابطه معیارهای سودآوری و ریسک با ارزش بازار سهام با تأکید بر جریان وجوه نقد (مورد مطالعه: شرکت‌های رو به رشد و رو به افول) پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که تفاوت‌های چشمگیر میان سطوح دوم و پنجم چرخهٔ عمر است. به گونه‌ای که صنایع موجود در مرحله دوم چرخه عمر (رشد)، تحت تأثیر متغیرهای سودآوری قرار می‌گیرند. نتایج نشان دهنده این است که روش الگوهای جریان نقدی برای تعیین مراحل چرخهٔ عمر؛ روش تفکیک کننده بهتری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های موجود در مرحله رشد که سود هر سهم، بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام بالایی دارند، ارزش بازار سهام آنها بیشتر است و شرکت های موجود در مرحله افول با توجه به ضرایب مثبت متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت قیمت به سود و ارزش دفتری هر سهم، ارزش بازار سهام آنها بیشتر می‌شود.

با توجه به بررسی منابع گسترده انجام شده توسط محققین تحقیق حاضر، در هیچکدام از این پژوهش ها خارجی اشاره شده در فوق به ارائه الگویی برای سلامت مالی شرکت ها پرداخته نشده است و همچنین، در داخل کشور، پژوهشی که به بررسی نقش سبک های تصمیم گیری بر سلامت شرکت ها با تاکید بر کیفیت ارائه صورتهای مالی و راهبری شرکتی پرداخته باشد، انجام نشده است.

فرضیه ها و مدل مفهومی

به استناد به مبانی نظری و پژوهش های پیشین انجام شده، فرضیه های پژوهش به شرح ذیل تدوین گردیده اند:

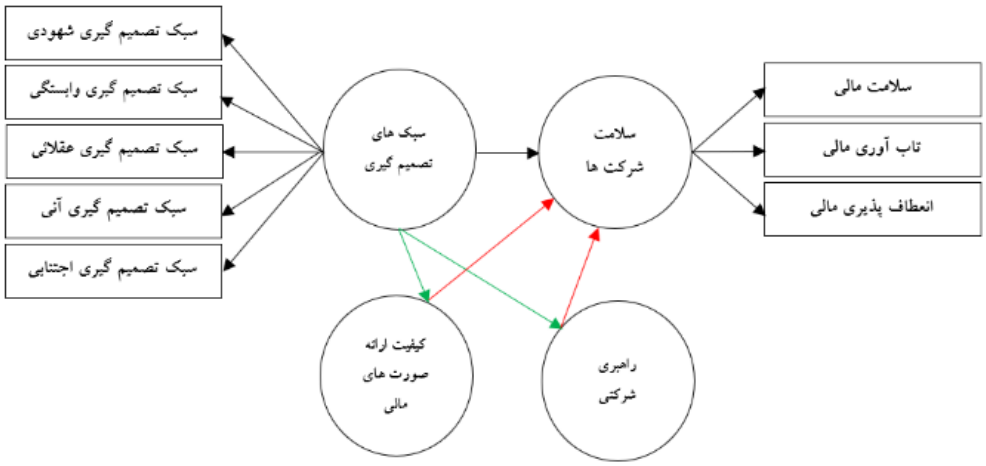
جدول۱: فرضیه های پژوهش

فرضیه	شرح
فرضیه۱(الف	تصمیم گیری آنی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۱(ب)	تصمیم گیری آنی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۱(ج)	تصمیم گیری آنی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۱(د)	تصمیم گیری آنی بر راهبری شرکتی تاثیر دارد.
فرضیه۱(ه)	تصمیم گیری آنی بر کیفیت ارائه صورتهای مالی تاثیر دارد.
فرضیه۲(الف)	تصمیم گیری اجتنابی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۲(ب)	تصمیم گیری اجتنابی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۲(ج)	تصمیم گیری اجتنابی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۲(د)	تصمیم گیری اجتنابی بر راهبری شرکتی تاثیر دارد.
فرضیه۲(ه)	تصمیم گیری اجتنابی بر کیفیت ارائه صورتهای مالی تاثیر دارد.
فرضیه۳(الف)	تصمیم گیری شهودی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۳(ب)	تصمیم گیری شهودی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۳(ج)	تصمیم گیری شهودی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۳(د)	تصمیم گیری شهودی بر راهبری شرکتی تاثیر دارد.
فرضیه۳(ه)	تصمیم گیری شهودی بر کیفیت ارائه صورتهای مالی تاثیر دارد.
فرضیه۴(الف)	تصمیم گیری عقلائی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۴(ب)	تصمیم گیری عقلائی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۴(ج)	تصمیم گیری عقلائی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۴(د)	تصمیم گیری عقلائی بر راهبری شرکتی تاثیر دارد.
فرضیه۴(ه)	تصمیم گیری عقلائی بر کیفیت ارائه صورتهای مالی تاثیر دارد.
فرضیه۵(الف)	تصمیم گیری وابستگی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۵(ب)	تصمیم گیری وابستگی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.

فرضیه	شرح
فرضیه۵(ج)	تصمیم گیری وابستگی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۵(د)	تصمیم گیری وابستگی بر راهبری شرکتی تاثیر دارد.
فرضیه۵(ه)	تصمیم گیری وابستگی بر کیفیت ارائه صورتهای مالی تاثیر دارد.
فرضیه۶(الف)	راهبری شرکتی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۶(ب)	راهبری شرکتی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۶(ج)	راهبری شرکتی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۶(د)	کیفیت ارائه صورتهای مالی بر سلامت مالی تاثیر دارد.
فرضیه۶(ه)	کیفیت ارائه صورتهای مالی بر تاب آوری مالی تاثیر دارد.
فرضیه۶(و)	کیفیت ارائه صورتهای مالی بر انعطاف پذیری مالی تاثیر دارد.
فرضیه هفتم	تصمیم گیری آنی، گرایش به سلامت مالی پایین را با تقویت راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی کاهش می دهد.
فرضیه هشتم	تصمیم گیری اجتنابی، گرایش به سلامت مالی پایین را با تقویت راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی کاهش می دهد.
فرضیه نهم	تصمیم گیری شهودی، گرایش به سلامت مالی پایین را با تقویت راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی کاهش می دهد.
فرضیه دهم	تصمیم گیری عقلائی، گرایش به سلامت مالی پایین را با تقویت راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی کاهش می دهد.
فرضیه یازدهم	تصمیم گیری وابستگی، گرایش به سلامت مالی پایین را با تقویت راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی کاهش می دهد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مدل، رابطه بین سطح نظری(تئوری) و کار جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات می‌باشد. مدل‌ها شامل نشانه‌ها و علائم هستند، یعنی خصوصیات برخی از پدیده‌های تجربی(شامل اجزاء و ارتباط آن‌ها) به‌طور منطقی از طریق مفاهیم مرتبط با یکدیگر بیان می‌شود. بنابراین، مدل منعکس‌کننده واقعیت است و جنبه‌های معینی از دنیای واقعی را که با مسئله تحت بررسی ارتباط دارند منسجم می‌سازند و روابط عمده را در میان جنبه‌های مذبور روشن می‌کند و سرانجام امکان آزمایش تجربی تئوری را با توجه به ماهیت این روابط فراهم می‌کند. بعد از آزمایش مدل درک بهتری از بعضی از قسمت‌های دنیای واقعی حاصل می‌شود. به‌طور خلاصه مدل دستگاهی است متشکل از مفاهیم، فرضیه‌ها و شاخص‌ها که کار انتخاب و جمع‌آوری اطلاعات موردنیاز برای آزمون فرضیه را تسهیل می‌کند(خاکی،۱۳۹۰). بنابراین با توجه به استدلال فوق، فرضیه‌های تدوین‌شده و مبانی نظری در ردیابی مدل مدیریت ثروت، مدل مفهومی پژوهش به‌صورت شکل(۱) تدوین‌شده است:



شکل۱: چارچوب مفهومی پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهشگر

روش شناسی

هدف پژوهش حاضر تبیین نقش سازه های شناختی-رفتاری بر مدیریت ثروت از طریق پیش‌بینی روابط علّی میان سازه های شناختی- رفتاری و مدیریت ثروت سرمایه گذاران است. این پژوهش برحسب هدف، کاربردی و ازنظر روش‌های گردآوری داده‌ها، توصیفی-تحلیلی از نوع پیمایشی مبتنی بر رویکرد مدل یابی ساختاری می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌ها به روش مدل‌سازی معادلات ساختاری، از نسخه ۳.۲.۷ نرم‌افزار آماری smart-pls استفاده شد. زمانی که حجم مشاهدات اندک است یا توزیع نرمالی ندارد، ترجیح بر به‌کارگیری نرم‌افزارهایی نظیر smart-pls است(داوری و رضازاده،۱۳۹۳). مدل مسیر کمترین مجذورات جزئی با دو مجموعه از معادلات ساختاری خطی(مدل درونی یا مدل ساختاری و مدل بیرونی یا مدل اندازه گیری) تعریف می شود. مدل ساختاری، رابطه بین متغیرهای مکنون و مدل اندازه گیری، ارتباط بین متغیرهای مکنون و نشانگرهای مشاهده شده را معین می کند. همچنین، از روش پرسشنامه آنلاین[1] و حضوری در مرحله گردآوری اطلاعات و رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی[2] در مرحله استنتاج استفاده نموده است. به‌منظور پخش پرسشنامه در بین مدیران شرکت های بورسی، از طریق شبکه‌های اجتماعی به‌صورت آنلاین و حضوری اطلاعات جمع‌آوری شد. به‌منظور پخش پرسشنامه در بین نمونه آماری، ۸۲ پرسشنامه بصورت حضوری و غیرحضوری از طریق شبکه‌های اجتماعی به‌صورت آنلاین جمع‌آوری شد که از این تعداد ۱۲ مورد به دلیل عدم‌کفایت یا صحت داده‌ها، مردود شناخته شد و تعداد مشاهدات صحیح را به ۷۰ مورد رساند. در مورد

[1] https://survey.porsline.ir
[2] PLS(Partiallesat square)

کفایت حجم نمونه در روش مدل‌سازی معادلات ساختاری نیز باید گفت، برای کسب نتایج معتبر و قابل‌تعمیم، طبق نظریه چن[1] و همکارانش(۲۰۰۳)، حجم نمونه باید نسبت ۱۰ مورد به ازای هر پارامتر برآورد شده باشد. بنابراین، با توجه به مدل ساختاری این پژوهش، مشاهدات (پرسشنامه) موجود(۷۰ مورد) به لحاظ آماری کفایت می‌کند. بنتلر و چو(۲۰۰۶) نیز ۵ مورد را به ازای هر پارامتر پیشنهاد کرده‌اند(هیر و همکاران، ۲۰۰۶، بنتلر و چو،۲۰۰۶).

پاسخ دهندگان بر اساس رده شغلی به پنج دسته تقسیم شده اند که فراوانی هریک از دسته ها در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول۲: وضعیت پاسخ دهندگان از نظر رده شغلی

رده شغلی	فراوانی	درصد
مدیر عالی	۱۱	۱۴
مدیر میانی	۲۲	۳۰
مدیر مالی	۴۰	۵۶
کل	۷۰	۱۰۰

یافته های پژوهشگر

در این مطالعه، متغیر مکنون درون‌زا سلامت شرکت ها، متغیرهای مستقل سبک های تصمیم گیری و متغیر میانجی کیفیت ارائه صورتهای مالی و راهبری شرکتی به روش پرسشنامه استاندارد شده سنجیده شده است. سؤالات این پرسشنامه برگرفته از پرسشنامه استاندارد شده استفاده شد. به‌علاوه، برای توسعه و بومی‌سازی ابزار پژوهش متناسب با محیط کشور و تائید روایی آن، ازنظر استادان دانشگاه و خبرگان حوزه مورد پژوهش بهره برده شد. جدول (۳) اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول۳: متغیرهای مدل پژوهش

متغیرها	سوالات استفاده شده از مطالعات قبلی	مقیاس اصلی
سبک های تصمیم گیری	از پرسش نامه اسکات و بروس(۱۹۹۵) استفاده می شود	روش۵امتیازی لیکرت (۱=کاملا مخالف و ۵=کاملا موافق)
سلامت مالی	پوتانگ و همکاران (۲۰۱۱) استفاده می شود.	روش۵امتیازی لیکرت (۱=کاملا مخالف و ۵=کاملا موافق)
تاب آوری مالی	از پرسشنامه کونور و دیویسون(۲۰۰۳) استفاده می شود.	روش۵امتیازی لیکرت (۱=کاملا مخالف و ۵=کاملا موافق)

[1] Chin

متغیرها	سوالات استفاده شده از مطالعات قبلی	مقیاس اصلی
انعطاف پذیری مالی	از پرسشنامه مالتیک (۲۰۱۵) و پوتانگ و همکاران (۲۰۱۱) استفاده می شود.	روش۵امتیازی لیکرت (۱=کاملا مخالف و ۵=کاملا موافق)
راهبری شرکتی	از پرسشنامه پونومارو (۲۰۱۲) استفاده می شود.	روش۵امتیازی لیکرت (۱=کاملا مخالف و ۵=کاملا موافق)
کیفیت ارائه صورت های مالی	از پرسشنامه انکاندبنیانگا و همکاران (۲۰۱۳)، استفاده می شود.	روش۵امتیازی لیکرت (۱=کاملا مخالف و ۵=کاملا موافق)

جدول۴: نتایج آماری توصیفی برای متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تصمیم گیری شهودی	۳.۹۰	۳	۱.۱۲	۱	۵
تصمیم گیری وابستگی	۳.۲۲	۴	۱.۱۱	۱	۵
تصمیم گیری عقلائی	۳.۱۱	۴	۱.۲۳	۱	۵
تصمیم گیری آنی	۳.۵۶	۳	۲.۱۱	۱	۵
تصمیم گیری اجتنابی	۳.۶۷	۴	۱.۲۱	۱	۵
کیفیت ارائه صورتهای مالی	۳.۵۳	۳	۱.۳۲	۱	۵
راهبری شرکتی	۳.۸۰	۴	۱.۳۳	۱	۵
سلامت مالی	۳.۳۳	۴	۱.۲۱	۱	۵
تاب آوری مالی	۳.۹۵	۳	۱.۳۴	۱	۵
انعطاف پذیری مالی	۳.۷۲	۴	۱.۴۵	۱	۵

یافته های پژوهشگر

تحلیل مدل و آزمون گویه ها

در مدل پژوهش، متغیرها به‌صورت سازه‌های انعکاسی سطح بالاتر، مدل‌سازی گردید. مراحل کار و روش‌های استفاده‌شده مطابق جدول (۵) است.

به‌منظور ارزیابی مدل اندازه‌گیری(مدل بیرونی)، پایایی و روایی سازه‌ها و شاخص‌ها ارزیابی می‌شود. آلفای کرونباخ و پایایی مرکب برای هر یک از سازه‌های مدل بیشتر از ۰/۷ به دست آمد. همچنین، تمام شاخص‌ها از پایایی لازم برخوردار بودند. به‌منظور بررسی روایی سازه‌های مدل، از روایی همگرا و روایی تشخیصی استفاده شد. معیار متوسط واریانس استخراج‌شده برای ارزیابی روایی همگرای تمام سازه‌های مدل، بیشتر از ۰/۵ است و با توجه به اینکه جذر میانگین واریانس استخراج‌شده در قطر ماتریس بیشتر از همبستگی یا سازه با سازه‌های دیگر است، بنابراین ملاک مذکور نیز از حد قابل قبولی برخوردار است. بنابراین، کیفیت سازه‌های مدل از روایی مناسبی برخوردار هستند.

جدول۵: خلاصه مراحل تحلیل داده‌ها

ارزیابی مدل اندازه‌گیری (اعتبار بیرونی)	پایایی	پایایی شاخص‌ها	
		بررسی تک‌بعدی بودن	آلفای کرونباخ
			پایایی مرکب
	روایی	روایی همگرا(AVE) و تشخیصی	
		روایی افتراقی	معیار فرنل و لاکر
		همبستگی سازه‌ها و هم خطی چندگانه(VIF)	بررسی اعتبار اشتراک
ارزیابی مدل ساختاری (اعتبار درونی)	برآورد ضریب مسیر		
	ضریب تعیین(R^2)		
	ارتباط پیش‌بین		
بررسی شاخص‌های کیفیت مدل	وارسی اعتبار اشتراکی		
	وارسی اعتبار حشو		
	معیار نیکوئی برازش(GOF) و ریشه مجذور میانگین باقیمانده(SRMR)		
آزمون فرضیه‌ها	بررسی ضرایب معناداری Z مربوط به هر یک از فرضیه‌ها		

یافته های پژوهشگر

جدول۶: بررسی کیفیت مدل اندازه گیری

سازه	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	روایی همگرا
تصمیم گیری شهودی	۰.۷۶۲	۰.۸۶۰	۰.۷۵۴
تصمیم گیری وابستگی	۰.۹۵۲	۰.۹۵۹	۰.۹۲۱
تصمیم گیری عقلائی	۰.۶۴۵	۰.۷۴۴	۰.۷۰۳
تصمیم گیری آنی	۰.۹۵۱	۰.۹۷۵	۰.۹۵۲
تصمیم گیری اجتنابی	۰.۹۶۶	۰.۹۷۵	۰.۹۰۸
کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰.۹۷۷	۰.۹۷۹	۰.۸۵۶
راهبری شرکتی	۰.۹۲۲	۰.۹۳۱	۰.۷۳۲
سلامت مالی	۰.۹۴۵	۰.۹۴۵	۰.۷۷۸
تاب آوری مالی	۰.۸۸۵	۰.۹۲۲	۰.۷۹۸
انعطاف پذیری مالی	۰.۹۶۸	۰.۹۶۵	۰.۷۴۰

یافته های پژوهشگر

در نهایت روایی واگرا سومین معیار سنجش برازش مدل های اندازه گیری در روش PLS است. روایی واگرایی در این روش از دو طریق سنجیده می شود: الف) روش های بارهای عاملی متقابل؛ (ب) روش فورنل و لارکر. در این

تحقیق از روش دومی برای سنجش روایی واگیرایی استفاده شده است. به زعم فورنل و لارکر، روایی واگیرایی وقتی در سطح قابل قبولی است که میزان میانگین واریانس استخراج شده برای هر سازه بیشتر از واریانس اشتراکی بین آن سازه و سازه های دیگر در مدل باشد. چنانچه جذر میانگین واریانس استخراج شده برای یک متغیر بزرگتر از همبستگی آن منتغیر با سایر متغیرها باشد، روایی و اگرا برای متغیر وجود دارد. در جدول زیر اعداد روی قطر اصلی جذر میانگین واریانس استخراج شده می باشند. با توجه جدول شماره (۷) می توان گفت که روایی واگرا در حد قابل قبولی قرار دارد.

جدول۷: روایی واگرا متغیرهای پژوهش

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱.انعطاف پذیری مالی	۰.۸۶۰									
۲.تاب آوری مالی	۰.۹۰۸	۰.۸۹۳								
۳.تصمیم گیری آنی	۰.۸۷۶	۰.۷۹۳	۰.۹۷۶							
۴.تصمیم گیری اجتنابی	۰.۸۸۲	۰.۸۴۰	۰.۸۹۲	۰.۹۵۳						
۵.تصمیم گیری شهودی	۰.۶۲۹	۰.۵۶۶	۰.۶۴۸	۰.۶۵۳	۰.۸۶۹					
۶.تصمیم گیری عقلائی	۰.۳۲۸	۰.۳۹۳	۰.۳۱۲	۰.۲۴۲	۰.۳۲۰	۰.۷۰۹				
۷.تصمیم گیری وابستگی	۰.۷۰۰	۰.۶۳۱	۰.۶۸۶	۰.۷۳۱	۰.۸۴۰	۰.۴۱۵	۰.۸۰۹			
۸.نظام راهبری شرکتی	۰.۹۴۰	۰.۸۳۹	۰.۸۹۴	۰.۸۹۴	۰.۶۴۱	۰.۲۸۷	۰.۲۱۴	۰.۹۶۰		
۹.سلامت مالی	۰.۸۶۱	۰.۹۳۹	۰.۷۳۷	۰.۷۸۶	۰.۵۶۳	۰.۳۶۳	۰.۵۱۸	۰.۷۰۰	۰.۸۸۲	
۱۰.کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰.۹۰۱	۰.۸۹۱	۰.۸۴۹	۰.۸۷۱	۰.۶۵۵	۰.۴۱۳	۰.۴۰۶	۰.۵۹۴	۰.۸۵۸	۰.۹۲۵

یافته های پژوهشگر

یکی از قوی ترین و مناسب ترین روش های تجزیه و تحلیل در تحقیقات علوم رفتاری، تحلیل چند متغیره است. زیار ماهیت این گونه موضوعات چند متغیره بوده و نمی توان آنها را با شیوه دو متغیری (که هر بار تنها یک متغیر مستقل با یک متغیر وابسته در نظر گرفته می شود) حل نمود. از این رو، در این تحقیق برای تایید یا رد فرضیات از مدل معادلات ساختاری و بطور اخص تحلیل مسیر استفاده شده است.

به‌منظور ارزیابی مدل ساختاری(مدل درونی)، پس از محاسبه ضرایب مسیر، بارهای عاملی و واریانس تبیین شده متغیرها به‌وسیله دستور الگوریتم PLS، معناداری مسیرها و بارهای عاملی با استفاده از روش بوت استراپ[1] برای به دست آوردن مقادیر t بررسی می‌شود.[2] نتایج معناداری مسیرها در جدول زیر مشاهده می‌گردد.

[1] Bootstrapping

[2] رویکرد Bootstrapping روشی مناسب برای ایجاد خطاهای استاندارد یا ارزش‌های t می‌باشد. در زمانی که اندازه نمونه کوچک و دقت برآوردگرها مطرح باشد، این روش می‌تواند خطاها را به‌وسیله روش بازنمونه‌گیری محاسبه نماید و فاصله اطمینان یا انحراف استاندارد مناسب و پرتوانی را ارائه نماید. همچنین این روش، زمانی که تابع توزیع احتمال برآوردگرها نامشخص یا پیچیده باشد، برای برآورد واریانس برآوردگرها بهره گرفته می‌شود(عباس زاده و همکاران،۱۳۹۱).

جدول۸: بار عاملی، معنی داری و ضریب تعیین اثرات کل(مستقیم و غیرمستقیم)

فرضیه	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
فرضیه۱(الف)–تصمیم گیری آنی←سلامت مالی	۰.۰۷۳	۰.۳۱۶	۰.۷۵۲	تأثیر ندارد
فرضیه۱(ب)–تصمیم گیری آنی←تاب آوری مالی	۰.۱۲۸	۰.۵۲۹	۰.۵۹۷	تأثیر ندارد
فرضیه۱(ج)–تصمیم گیری آنی←انعطاف پذیری مالی	۰.۴۰۳	۱.۹۹۳	۰.۰۴۷	تأثیر دارد
فرضیه۱(د)–تصمیم گیری آنی ←راهبری شرکتی	۰.۴۶۲	۲.۴۳۹	۰.۰۱۵	تأثیر دارد
فرضیه۱(ه)–تصمیم گیری آنی←کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰.۲۳۶	۱.۱۳۳	۰.۲۵۲	تأثیر ندارد
فرضیه۲(الف)–تصمیم گیری اجتنابی←سلامت مالی	۰.۷۰۹	۳.۳۲۴	۰.۰۰۱	تأثیر دارد
فرضیه۲(ب)–تصمیم گیری اجتنابی←تاب آوری مالی	۰.۷۳۲	۳.۳۸۲	۰.۰۰۱	تأثیر دارد
فرضیه۲(ج)-تصمیم گیری اجتنابی←انعطاف پذیری مالی	۰.۴۶۲	۲.۴۸۱	۰.۰۱۳	تأثیر دارد
فرضیه۲(د)–تصمیم گیری آنی ←راهبری شرکتی	۰.۴۳۲	۲.۴۷۸	۰.۰۱۴	تأثیر ندارد
فرضیه۲(ه)–تصمیم گیری آنی←کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰.۶۱۰	۳.۳۲۰	۰.۰۰۱	تأثیر دارد
فرضیه۳(الف)–تصمیم گیری شهودی←سلامت مالی	۰.۱۲۵	۰.۰۹۵	۰.۳۴۳	تأثیر ندارد
فرضیه۳(ب)–تصمیم گیری شهودی ←تاب آوری مالی	۰.۰۱۶	۰.۱۶۰	۰.۸۷۳	تأثیر ندارد
فرضیه۳(ج)–تصمیم گیری شهودی ←انعطاف پذیری مالی	-۰.۰۱۵	۰.۱۶۶	۰.۸۶۸	تأثیر ندارد
فرضیه۳(د)–تصمیم گیری شهودی ←راهبری شرکتی	۰.۰۱۰	۰.۱۰۵	۰.۹۱۷	تأثیر ندارد
فرضیه۳(ه)–تصمیم گیری شهودی ←کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰.۱۴۹	۱.۴۰۰	۰.۱۶۲	تأثیر ندارد
فرضیه۴(الف)–تصمیم گیری عقلائی←سلامت مالی	۰.۱۹۲	۲.۱۵۸	۰.۰۳۱	تأثیر دارد
فرضیه۴(ب)–تصمیم گیری عقلائی ←تاب آوری مالی	۰.۲۰۷	۲.۵۰۹	۰.۰۱۲	تأثیر دارد
فرضیه۴(ج)–تصمیم گیری عقلائی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۵۸	۱.۴۳۸	۰.۱۵۹	تأثیر ندارد
فرضیه۴(د)–تصمیم گیری عقلائی ←راهبری شرکتی	۰.۰۰۰	۱.۰۰۳	۰.۱۹۸	تأثیر ندارد
فرضیه۴(ه)–تصمیم گیری عقلائی ←کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰.۱۹۷	۴.۲۰۷	۰.۰۰۰	تأثیر دارد
فرضیه۵(الف)–تصمیم گیری وابستگی←سلامت مالی	-۰.۱۵۹	۰.۹۸۹	۰.۳۲۳	تأثیر ندارد
فرضیه۵(ب)–تصمیم گیری وابستگی ←تاب آوری مالی	-۰.۰۹۱	۰.۶۹۳	۰.۴۸۸	تأثیر ندارد
فرضیه۵(ج)–تصمیم گیری وابستگی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۷۱	۰.۵۴۲	۰.۶۰۰	تأثیر ندارد
فرضیه۵(د)–تصمیم گیری وابستگی ←راهبری شرکتی	۰.۰۵۹	۰.۴۹۳	۰.۶۲۲	تأثیر ندارد
فرضیه۵(ه)–تصمیم گیری وابستگی ←کیفیت ارائه صورتهای مالی	-۰.۱۲۹	۰.۹۷۶	۰.۳۳۰	تأثیر ندارد
فرضیه۶(الف)–راهبری شرکتی←سلامت مالی	۰.۲۴۹	۱.۲۰۵	۰.۲۲۹	تأثیر ندارد
فرضیه۶(ب)–راهبری شرکتی ←تاب آوری مالی	۰.۱۳۵	۰.۸۱۵	۰.۴۱۵	تأثیر ندارد
فرضیه۶(ج)–رهبری شرکتی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۵۶۴	۴.۸۹۰	۰.۰۰۰	تأثیر دارد

فرضیه	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
فرضیه۶(د)–کیفیت ارائه صورتهای مالی ←سلامت مالی	۰.۵۹۶	۳.۴۱۹	۰.۰۰۱	تأثیر دارد
فرضیه۶(ه)–کیفیت ارائه صورتهای مالی ←تاب آوری مالی	۰.۵۶۷	۳.۸۹۰	۰.۰۰۰	تأثیر دارد
فرضیه۶(و)–کیفیت ارائه صورتهای مالی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۲۴۶	۲.۲۱۳	۰.۰۲۷	تأثیر دارد

یافته های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود تحلیل مسیر ها نشان می دهد، مقدار آماره t برای دوازده مسیر، بالاتر از ۱/۹۶ بوده و در نتیجه معنادار است و برای مابقی مسیرها معنادار نمی باشد. در آزمون فرضیه های مورد نظر با استفاده از مدل معادلات ساختاری، اولاً خروجی نرم افزار نشان دهنده مناسب بودن مدل ساختاری برآزش یافته برای آزمون فرضیه است. ضرایب به دست آمده زمانی معنادار می باشند که مقدار آزمون معناداری آنها از عداد ۱/۹۶ بزرگتر و از عدد ۱/۹۶- کوچکتر باشند. همانطور که مشاهده می شود ضرایب معناداری نشان دهنده معنی داری تمامی مسیرهای مدل به استثنای مسیر سوم می باشد. بنابراین مدل ساختاری نشان می دهد فرضیه های اول، دوم، چهارم و پنجم پژوهش تایید می شود.

جدول۹: نتایج PLS فرضیه۷- ضریب مسیر - اثر غیر مستقیم ویژه

فرضیه ۷	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
تصمیم گیری آنی← راهبری شرکتی←سلامت مالی	۰.۱۱۵	۱.۰۳۸	۰.۳۰۰	تاثیر دارد
تصمیم گیری آنی← راهبری شرکتی←تاب آوری مالی	۰.۰۵۹	۰.۷۱۹	۰.۴۷۲	تاثیر ندارد
تصمیم گیری آنی← راهبری شرکتی←انعطاف پذیری مالی	۰.۲۶۰	۲.۰۰۶	۰.۰۴۵	تاثیر دارد
تصمیم گیری آنی← کیفیت ارائه صورتهای مالی←سلامت مالی	۰.۱۴۱	۱.۱۳۱	۰.۲۵۹	تاثیر ندارد
تصمیم گیری آنی← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←تاب آوری مالی	۰.۱۳۴	۱.۱۷۰	۰.۲۴۳	تاثیر ندارد
تصمیم گیری آنی← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۵۸	۰.۹۹۳	۰.۳۲۱	تاثیر ندارد

یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می دهد که سبک تصمیم گیری آنی آزمایش شده، در رابطه با شاخص انعطاف پذیری مالی بعد متغیر راهبری شرکتی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۲۶۰) بر انعطاف پذیری مالی از طریق راهبری شرکتی می گذارد که این تأثیر از طریق آزمون سوبل انجام شده است. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۱/۹۷۵)می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. همچنین تصمیم گیری آنی از طریق راهبری شرکتی بر سلامت مالی و تاب آوی مالی تاثیر معنی داری نمی گذارد. از سویی دیگر تصمیم گیری آنی از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی بر سلامت مالی، انعطاف پذیری مالی و تاب آوری مالی تاثیر معنی داری

نمی گذارد. بنابراین فرضیه تأثیر تصمیم گیری آنی، بر سلامت مالی از طریق نظام راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی(صرفاً از طریق مسیر نظام راهبری شرکتی بر انعطاف پذیری مالی) تایید می گردد.

جدول۹: نتایج PLS فرضیه۸- ضریب مسیر - اثر غیر مستقیم ویژه

فرضیه ۸	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
تصمیم گیری اجتنابی← راهبری شرکتی←سلامت مالی	۰.۱۰۸	۰.۹۷۲	۰.۳۳۱	تاثیر ندارد
تصمیم گیری اجتنابی ← راهبری شرکتی←تاب آوری مالی	۰.۰۵۹	۰.۷۱۰	۰.۴۷۸	تاثیر ندارد
تصمیم گیری اجتنابی ← راهبری شرکتی←انعطاف پذیری مالی	۰.۲۴۴	۲.۳۸۵	۰.۰۱۷	تاثیر دارد
تصمیم گیری اجتنابی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی←سلامت مالی	۰.۳۶۳	۲.۲۵۳	۰.۰۲۵	تاثیر دارد
تصمیم گیری اجتنابی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←تاب آوری مالی	۰.۳۴۶	۲.۵۶۲	۰.۰۱۱	تاثیر دارد
تصمیم گیری اجتنابی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۱۵۰	۱.۸۱۱	۰.۰۷۱	تاثیر دارد

یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می دهد که سبک تصمیم گیری اجتنابی آزمایش شده، در رابطه با شاخص انعطاف پذیری مالی بعد متغیر راهبری شرکتی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۲۴۴) بر انعطاف پذیری مالی از طریق راهبری شرکتی می گذارد که این تأثیر از طریق آزمون سوبل انجام شده است. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۲/۳۸۵) می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. همچنین، سبک تصمیم گیری اجتنابی آزمایش شده، در رابطه با شاخص سلامت مالی بعد متغیر کیفیت ارائه صورتهای مالی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۳۶۳) بر سلامت مالی از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی می گذارد. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۲/۲۵۳) می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. سبک تصمیم گیری اجتنابی آزمایش شده، در رابطه با شاخص تاب آوری مالی بعد متغیر کیفیت ارائه صورتهای مالی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۳۴۶) بر تاب آوری از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی می گذارد. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۲/۵۶۳) می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. سبک تصمیم گیری اجتنابیب آزمایش شده، در رابطه با شاخص انعطاف پذیری مالی بعد متغیر کیفیت ارائه صورتهای مالی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۱۵۰) بر انعطاف پذیری مالی از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی می گذارد. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۱/۸۱۱) می باشد که این میزان در سطح خطای ۱۰٪ معنادار می باشد. بنابراین فرضیه تأثیر تصمیم گیری اجتنابی، بر سلامت مالی از طریق نظام راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی(صرفاً از طریق مسیر نظام راهبری شرکتی بر انعطاف پذیری مالی و مسیر کیفیت ارائه صورتهای مالی بر سلامت مالی، تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی) تایید می گردد.

جدول۱۰: نتایج PLS فرضیه۹- ضریب مسیر - اثر غیر مستقیم ویژه

فرضیه ۹	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
تصمیم گیری شهودی← راهبری شرکتی←سلامت مالی	0.003	0.081	0.935	تاثیر ندارد
تصمیم گیری شهودی ← راهبری شرکتی←تاب آوری مالی	۰.۰۰۱	۰.۰۶۷	۰.۹۴۶	تاثیر ندارد
تصمیم گیری شهودی ← راهبری شرکتی←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۰۶	۰.۱۰۵	۰.۹۱۶	تاثیر ندارد
تصمیم گیری شهودی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی←سلامت مالی	0.089	1.329	0.185	تاثیر ندارد
تصمیم گیری شهودی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←تاب آوری مالی	۰.۳۴۶	۲.۵۶۲	۰.۰۱۱	تاثیر ندارد
تصمیم گیری شهودی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۳۷	۱.۲۵۲	۰.۲۱۱	تاثیر ندارد

یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می دهد که سبک تصمیم گیری شهودی آزمایش شده، در رابطه با شاخص های سلامت مالی بعد متغیر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی بر انعطاف پذیری مالی از طریق آنها تاثیر معنی داری نمی گذارد. لذا این تأثیر از نظر آماری معنادار نمی باشد چرا که آماره T از مقدار (۱/۹۶) کوچکتر می باشد. بنابراین فرضیه تأثیر تصمیم گیری شهودی، بر سلامت مالی از طریق نظام راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی تایید نمی گردد.

جدول۱۱: نتایج PLS فرضیه۱۰- ضریب مسیر - اثر غیر مستقیم ویژه

فرضیه ۱۰	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
تصمیم گیری عقلائی← راهبری شرکتی←سلامت مالی	۰.۱۱۲	۰.۹۷۱	۰.۳۳۳	تاثیر ندارد
تصمیم گیری عقلائی ← راهبری شرکتی←تاب آوری مالی	۰.۰۶۲	۰.۷۰۸	۰.۴۷۷	تاثیر ندارد
تصمیم گیری عقلائی ← راهبری شرکتی←انعطاف پذیری مالی	۰.۲۱۱	۲.۳۸۰	۰.۱۹	تاثیر دارد
تصمیم گیری عقلائی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی←سلامت مالی	۰.۱۱۸	۲.۳۳۳	۰.۰۲۰	تاثیر دارد
تصمیم گیری عقلائی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←تاب آوری مالی	۰.۱۱۲	۲.۲۱۲	۰.۰۲۷	تاثیر دارد
تصمیم گیری عقلائی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۴۹	۱.۸۲۹	۰.۰۶۸	تاثیر دارد

یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می دهد که سبک تصمیم گیری عقلائی آزمایش شده، در رابطه با شاخص انعطاف پذیری مالی بعد متغیر راهبری شرکتی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۲۱۱) بر انعطاف پذیری مالی از طریق راهبری شرکتی می گذارد که این تأثیر از طریق آزمون سوبل انجام شده است. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۲/۳۸۰) می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. همچنین، سبک تصمیم

گیری عقلائی آزمایش شده، در رابطه با شاخص سلامت مالی بعد متغیر کیفیت ارائه صورتهای مالی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۱۱۸) بر سلامت مالی از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی می گذارد. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۲/۳۳۳) می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. سبک تصمیم گیری عقلائی آزمایش شده، در رابطه با شاخص تاب آوری مالی بعد متغیر کیفیت ارائه صورتهای مالی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۱۱۲) بر تاب آوری از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی می گذارد. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۲/۲۱۲) می باشد که این میزان از مقدار (۱/۹۶) بیشتر می باشد. سبک تصمیم گیری عقلائی آزمایش شده، در رابطه با شاخص انعطاف پذیری مالی بعد متغیر کیفیت ارائه صورتهای مالی تأثیر غیر مستقیم مثبت(۰/۰۴۹) بر انعطاف پذیری مالی از طریق کیفیت ارائه صورتهای مالی می گذارد. شایان ذکر است که این تأثیر از نظر آماری معنادار می باشد چرا که آماره T برابر با(۱/۸۲۹) می باشد که این میزان در سطح خطای ۱۰٪ معنادار می باشد. بنابراین فرضیه تأثیر تصمیم گیری عقلائی، بر سلامت مالی از طریق نظام راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی(صرفاً از طریق مسیر نظام راهبری شرکتی بر انعطاف پذیری مالی و مسیر کیفیت ارائه صورتهای مالی بر سلامت مالی، تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی) تایید می گردد.

جدول۱۲: نتایج PLS فرضیه۱۱- ضریب مسیر - اثر غیر مستقیم ویژه

فرضیه ۱۱	ضریب مسیر	آماره T	سطح معنی داری	نتیجه گیری
تصمیم گیری وابستگی← راهبری شرکتی←سلامت مالی	۰.۰۱۵	۰.۳۵۱	۰.۷۲۶	تاثیر ندارد
تصمیم گیری وابستگی ← راهبری شرکتی←تاب آوری مالی	۰.۰۰۸	۰.۳۰۱	۰.۷۶۴	تاثیر ندارد
تصمیم گیری وابستگی ← راهبری شرکتی←انعطاف پذیری مالی	۰.۰۳۳	۰.۵۲۶	۰.۵۹۹	تاثیر ندارد
تصمیم گیری وابستگی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی←سلامت مالی	-۰.۰۷۷	۰.۹۶۸	۰.۳۳۴	تاثیر ندارد
تصمیم گیری وابستگی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←تاب آوری مالی	-۰.۰۷۳	۰.۹۵۵	۰.۳۴۰	تاثیر ندارد
تصمیم گیری وابستگی ← کیفیت ارائه صورتهای مالی ←انعطاف پذیری مالی	-۰.۰۳۲	۰.۹۰۷	۰.۳۶۵	تاثیر ندارد

یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می دهد که سبک تصمیم گیری وابستگی آزمایش شده، در رابطه با شاخص های سلامت مالی بعد متغیر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی بر انعطاف پذیری مالی از طریق آنها تاثیر معنی داری نمی گذارد. لذا این تأثیر از نظر آماری معنادار نمی باشد چرا که آماره T از مقدار (۱/۹۶) کوچکتر می باشد. بنابراین فرضیه تأثیر تصمیم گیری وابستگی، بر سلامت مالی از طریق نظام راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی تایید نمی گردد.

در مدل‌های اندازه‌گیری و ساختاری موردبررسی، برای اندازه‌گیری برازش مدل بیرونی از میانگین اشتراک و برای برازندگی مدل ساختاری از ضریب تعیین R^2 استفاده می‌شود. مقدار میانگین اشتراک نشان‌دهنده درصدی از تغییرات شاخص‌ها است که به‌وسیله سازه متناظر توجیه می‌شود و پژوهش گران سطح قابل‌قبول برای اشتراک آماری را بیشتر از ۰/۵ ذکر کرده‌اند(لی[1] و همکاران،۲۰۰۸). با توجه به مقادیر R^2 که نشان‌دهنده توانایی مدل در توصیف سازه است، مدل ارائه‌شده برازش مناسبی دارد.

جدول۱۳: بررسی کیفیت مدل ساختاری و نیکوئی برازش

متغیرهای مکنون وابسته	قدرت پیش بینی
سلامت مالی	۰/۳۵۱
تاب آوری مالی	۰/۵۲۶
انعطاف پذیری مالی	۰/۵۴۶
راهبری شرکتی	۰/۴۲۳
کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰/۳۵۷

یافته های پژوهشگر

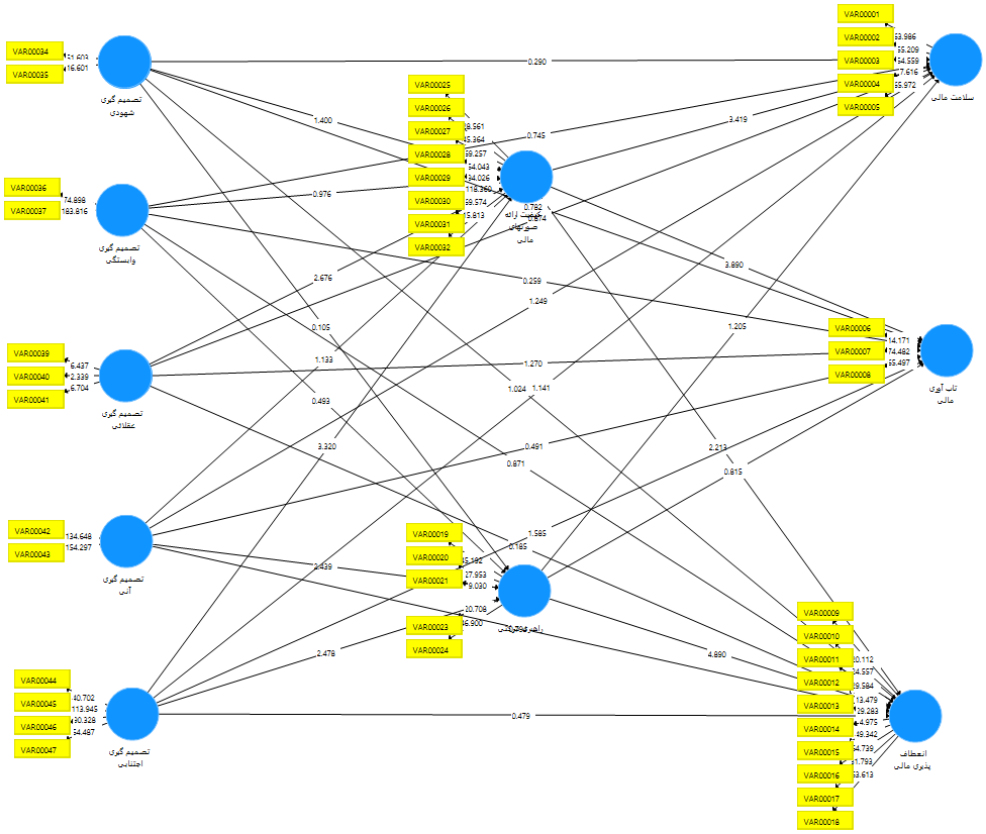
جدول۱۴: میانگین مقادیر (R۲) و communality

متغیرها	(R^2)	communality
سلامت مالی	۰/۸۰۳	۰/۴۶۹
تاب آوری مالی	۰/۹۶۳	۰/۷۹۳
انعطاف پذیری مالی	۰/۹۰۵	۰/۳۲۶
راهبری شرکتی	۰/۹۳۹	۰/۲۵۷
کیفیت ارائه صورتهای مالی	۰/۰۸۵	۰/۳۳۴

یافته های پژوهشگر

در ادامه مدل اصلاح‌شده به‌صورت زیر خواهد بود:

[1] Lee



شکل۲: ضرایب معناداری مدل ساختاری

یافته های پژوهشگر

بحث و نتیجه گیری

سلامت شرکت به مفهوم توان سودآوری و تداوم فعالیت واحد اقتصادی برای کلیه سهامداران و ذینفعان از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است و اساساً همه ذینفعان در واحدهای اقتصادی به داشتن ابزارهای مناسبی که بتوانند سودآوری و تداوم فعالیت این واحدها را ارزیابی و پیش‌بینی کنند، علاقه‌مندند. پژوهش حاضر یک ساختار جدید سازه های تصمیم گیری و سلامت شرکت‌ها را با نقش نظام راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی پیشنهاد می‌کند. ازاین‌رو، در این پژوهش سازه های مختلف تصمیم گیری، راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی و سلامت شرکت‌ها شناسایی و بدین منظور، فرضیه‌هایی برای بررسی این موضوع تدوین و با استفاده از اطلاعات در دسترس تحلیل شد.

براساس یافته های پژوهش زمانی که مدیران در سبک تصمیم گیری آنی را بر می گزینند، از سویی انعطاف پذیری مالی و از سویی دیگر سلامت مالی شرکت مطلوب تر به نظر می رسد. با توجه به نظرات اوگارسا (۲۰۱۵)، سبک تصمیم گیری آنی به عنوان یک ابزار موفقیت سازمان و میزان انعطاف پذیری آن بوده و موجبات سلامت مالی آن را مهیا می سازد. همچنین در این فرضیه تاثیر سبک تصمیم گیری آنی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی نیز تبیین شد. نتایج نشان داد که سبک تصمیم گیری آنی بر راهبری شرکتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تاثیر معنی داری دارد و این در حالی است که تاثیر معنی دار سبک تصمیم گیری آنی بر کیفیت ارائه صورت های مالی مشاهده نگردید. طبق نظرات لوح و همکاران(۲۰۱۸) پایداری گزارشگری مالی موجب افزایش ارزش شرکت شده و حاکمیت شرکتی نیز موجب تقویت ارتباط این دو متغیر می گردد. همچنین طبق نظر ویتمن (۲۰۱۸)گزارشگری پایدار موجب افزایش بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی ها و حاشیه سود شرکت ها می شود. براساس یافته های پژوهش زمانی که مدیران در سبک تصمیم گیری اجتنابی را بر می گزینند، از سویی انعطاف پذیری مالی و از سویی دیگر تاب آوری مالی و سلامت مالی شرکت تقویت می شود. با توجه به نظرات زیبرت و استارک (۲۰۱۸)، سبک های تصمیم گیری برای مدیریت به یک کلید تبدیل شده است و ابزاری در هر سازمانی است و برای آنها حیاتی است. یکی از سبک های اثر گذار بر بقاء این سازمان ها تصمیم گیری اجتنابی بوده و این شیوه ای که در آن تغییرات در روزمره ایجاد می شود و مدیریت تغییر مستلزم برنامه ریزی متفکرانه است. همچنین، نتایج نشان داد که سبک تصمیم گیری اجتنابی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورت های مالی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تاثیر معنی داری دارد. طبق نظرات کامپوز و همکاران(۲۰۱۴) انتخاب سبک تصمیم گیری توسط مدیریت باید متناسب با وضعیت و میزان رشد شرکت و عملکرد حاکمیت شرکتی آن باشد. یکی از سبک های اثرگذار بر رشد شرکت تصمیم گیری اجتنابی مدیریت بوده و موجبات ایجاد ارزش در شرکت را فراهم می سازد. براساس یافته های پژوهش گزینش تصمیم گیری شهودی مدیریت بر میزان سلامت مالی شرکت می افزاید. با توجه به نظرات کامپوز و همکاران (۲۰۱۵)، سبک تصمیم گیری شهودی عملکرد شرکت ها را تحت تاثیر قرار داده و موجب تقویت عملکرد مالی آن می شود. از سویی دیگر این امر موجب تقویت سلامت شرکت نیز خواهد شد. همچنین در این فرضیه تاثیر سبک تصمیم گیری شهودی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی نیز تبیین شد. نتایج نشان داد که سبک تصمیم گیری شهودی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورت های مالی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تاثیر معنی داری ندارد. با توجه به این که نوآوری کار پژوهش حاضر تأثیر سبک تصمیم گیری شهودی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورت های مالی بود؛ از این رو پژوهشی که بتوان با آن مقایسه نمود، وجود ندارد. براساس یافته های پژوهش زمانی که مدیران در سبک تصمیم گیری عقلائی را بر می گزینند، از سویی تاب آوری مالی و از سویی دیگر سلامت مالی شرکت رو به افزایش خواهد بود. با توجه به نظرات باول و اورسوا (۲۰۱۵)، سبک تصمیم گیری عقلائی سازگاری درونی مطلوبی را با سلامت سازمان ها نشان داد و بین این سبک های تصمیم گیری رابطه کم اما معنادار با سلامت سازمان ها یافت شد. این سبک تصمیم گیری به عنوان پیش بینی کننده های مهم سلامت سازمان مشخص شد. همچنین در این فرضیه تاثیر سبک تصمیم گیری عقلائی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی نیز تبیین شد. نتایج نشان داد که

سبک تصمیم گیری عقلائی بر راهبری شرکتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تاثیر معنی داری دارد و این در حالی است که تاثیر معنی دار سبک تصمیم گیری آنی بر کیفیت ارائه صورت های مالی مشاهده نگردید. توجه به این که نوآوری کار پژوهش حاضر تأثیر سبک تصمیم گیری عقلائی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورت های مالی بود؛ از این رو پژوهشی که بتوان با آن مقایسه نمود، وجود ندارد. براساس یافته های پژوهش زمانی که مدیران در سبک تصمیم گیری وابستگی را بر می گزینند، از سویی تاب آوری مالی و از سویی دیگر سلامت مالی شرکت ها تضعیف می شود. همچنین انتخاب این سبک تصمیم گیری موجب تقیوت انعطاف پذیری مالی شرکت ها را سراغ دارد. با توجه به نظرات اوگارسا (۲۰۱۵)، سبک تصمیم گیری وابستگی با سلامت شرکت ها ارتباط مستقیم و معنی داری دارد. نتایج این فرضیه با آزمون دو فرضیه فرعی اول و دوم با نتایج پژوهش مطروحه همسو نبوده و دلیل آن را از یک سو می توان جو و محیط سازمان ها و از سویی دیگر احساسی عمل نمودن برخی از مدیران شرکت های نمونه دانست. همچنین در این فرضیه تاثیر سبک تصمیم گیری وابستگی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورتهای مالی نیز تبیین شد. نتایج نشان داد که سبک تصمیم گیری اجتنابی بر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورت های مالی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تاثیر معنی داری ندارد. براساس یافته های پژوهش زمانی که از یک سو کیفیت ارائه صورت های مالی شرکت افزایش یابد و از سویی دیگر عملکرد راهبری شرکت نیز مطلوب تر باشد، سلامت مالی شرکت ها تحت تاثیر آن قرار می گیرد. با توجه به نظرات لوح و همکاران(۲۰۱۸)، پایداری گزارشگری مالی موجب افزایش ارزش شرکت شده و حاکمیت شرکتی نیز موجب تقویت ارتباط این دو متغیر می گردد. همچنین با توجه به نظر ویتمن(۲۰۱۸)، گزارشگری پایدار موجب افزایش بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی ها و حاشیه سود شرکت ها می شود. رازک(۲۰۱۸)، بیان نمود کیفیت حسابرسی داخلی ،کمیته حسابرسی ،دوگانگی وظیفه مدیرعامل و ساختار مالکیت بر سلامت شرکت تأثیرگذار است و از سویی دیگر بهادوری و سلارکا (۲۰۱۹)، اظهار نمود شرکت های بزرگتر، با قدمت بیشتر و شرکت هایی که بین سهامداران سود تقسیم می کنند، تمایل بیشتری به سرمایه گذاری در پروژه ها دارند. همچنین رابطه مثبت و معناداری بین نسبت سهامداران نهادی و سلامت شرکت وجود دارد. همچنین نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره، تأثیری بر سلامت شرکت ندارد. همچنین سودآوری رابطه ی معناداری با سلامت شرکت ندارد.

با در نظر گرفتن فرضیه های آزمون شده در این پژوهش و ملحوظ داشتن محدودیت های تحقیق می توان پیشنهادهای کاربردی به شرح زیر بیان نمود: سبک تصمیم گیری آنی بر تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی تاثیر می گذارد. به عبارت دیگر، مدیران معتقدند که استفاده از سبک تصمیم گیری آنی، احتمال تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی سازمانشان را افزایش می دهد. از این رو، پیشنهاد می شود که در جهت تقویت تاب آوری مالی و همچنین انعطاف پذیری مالی شرکت، مدیران در زمان تصمیم گیری از سبک تصمیم گیری آنی در نظر گرفته شود. همچنین سبک تصمیم گیری آنی بر راهبری شرکتی تاثیر معنی داری دارد. از این رو، مدیران شرکت ها باید قوانین و مقررات لازم درباره ایجاد کمیته تصمیم گیری در نظام راهبری شرکتی، آشنایی با مقوله تصمیم گیری آنی را در دستور خود قرار دهند. سبک تصمیم گیری اجتنابی بر سلامت مالی، تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی تاثیر می گذارد. به عبارت دیگر، مدیران معتقدند که استفاده از سبک تصمیم گیری اجتنابی، احتمال

تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی و در نهایت سلامت مالی سازمانشان را افزایش می دهد. از این رو، پیشنهاد می شود که در جهت تقویت سلامت مالی و همچنین انعطاف پذیری مالی و تاب آوری مالی شرکت، مدیران در زمان تصمیم گیری و در شرایط متناسب با وضعیت موجود از سبک تصمیم گیری اجتنابی در نظر گرفته شود. همچنین سبک تصمیم گیری اجتنابی بر کیفیت ارائه صورت های مالی تاثیر معنی داری دارد. از این رو، مدیران شرکت ها باید در جهت افزایش و تقویت کیفیت ارائه صورت های مالی، آشنایی با مقوله تصمیم گیری اجتنابی را در دستور خود قرار دهند. سبک تصمیم گیری شهودی صرفاً بر سلامت مالی تاثیر می گذارد. به عبارت دیگر، مدیران معتقدند که استفاده از سبک تصمیم گیری شهودی، صرفاً احتمال سلامت مالی سازمانشان را افزایش می دهد. از این رو، پیشنهاد می شود که در جهت تقویت سلامت مالی شرکت، مدیران در زمان تصمیم گیری و در شرایط متناسب با وضعیت موجود از سبک تصمیم گیری شهودی در نظر گرفته شود. همچنین سبک تصمیم گیری شهودی بر کیفیت ارائه صورت های مالی و راهبری شرکتی تاثیر معنی داری دارد. از این رو، مدیران شرکت ها باید در جهت افزایش و تقویت کیفیت ارائه صورت های مالی و افزایش کارایی نظام راهبری شرکتی، آشنایی با مقوله تصمیم گیری شهودی را در دستور خود قرار دهند. سبک تصمیم گیری عقلائی بر سلامت مالی، تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی تاثیر می گذارد. به عبارت دیگر، مدیران معتقدند که استفاده از سبک تصمیم گیری عقلائی، احتمال سلامت مالی تاب آوری مالی و انعطاف پذیری مالی سازمانشان را بهبود می بخشد. از این رو، پیشنهاد می شود که در جهت بهبود سلامت مالی، تاب آوری مالی و همچنین انعطاف پذیری مالی شرکت، مدیران در زمان تصمیم گیری از سبک تصمیم گیری عقلائی بهره مند شوند و در صورت عدم امکان اتخاذ تصمیمات از طریق این سبک، آموزش های لازم را در خصوص سبک های تصمیم گیری فرا بگیرند. همچنین سبک تصمیم گیری عقلائی بر راهبری شرکتی تاثیر معنی داری دارد. از این رو، مدیران شرکت ها باید قوانین و مقررات لازم درباره ایجاد کمیته تصمیم گیری در نظام راهبری شرکتی، آشنایی با مقوله تصمیم گیری عقلائی را در دستور خود قرار دهند. سبک تصمیم گیری وابستگی بر سلامت مالی و تاب آوری مالی تاثیر منفی می گذارد. به عبارت دیگر، مدیران معتقدند که استفاده از سبک تصمیم گیری وابستگی، سلامت مالی و تاب آوررری مالی سازمانشان را تضعیف می کند. از این رو، پیشنهاد می شود که در جهت جلوگیری از تضعیف سلامت مالی و همچنین تاب آوری مالی شرکت، مدیران از استفاده از سبک تصمیم گیری وابستگی دوری نمایند.

در این مطالعه شواهدی دال بر کارامدی نظام راهبری شرکتی و تأثیر آن بر شاخص های سلامت مالی گزارش شد. به دست اندر کاران و مدیران سطوح عالی و میانی و همچنین، افراد ذینفع پیشنهاد می شود با رعایت مواردی، از قبیل جلوگیری از حالت ظاهری بودن مکانیزم های نظارم راهبری شرکتی و افزایش قابلیت اتکاء و مربوط بودن اطلاعات حسابداری، زمینه ایجاد و یا تقویت سلامت مالی، انعطاف پذیری ومالی وهمچنین تاب آوری مالی سازمانشان را فراهم آورند تا از این طریق باعث افزایش رضایت و تعهد آنها شوند و بتوانند نیروی انسانی را به طور فعال و پویا در محیط سازمان نگهدارند. همچنین نظر به وجود شواهدی مبنی بر تأثیر شاخص کیفیت ارائه صورت های مالی بر سلامت مالی، این موضوع را در تصمیم گیری های خود لحاظ کنند. جامعه حسابداران رسمی ایران به عنوان نهاد متولی این موضوع و همچنین سازمان بورس اوراق بهادر به عنوان متولی نظارت بر شرکت های

بورسی می توانند در کانون این توجه قرار گیرند. طبق نتایج پژوهش با توجه به تأثیر راهبری شرکتی و کیفیت ارائه صورت های مالی بر سبک‌های تصمیم‌گیری و سلامت مالی شرمت ها، پیشنهاد می گردد جهت ایجاد محیط شفاف اطلاعاتی و اتخاذ تصمیم های کاربردی و درست در راستای استفاده بهینه استفاده کنندگان درون و برون سازمانی جهت تصمیم گیری صحیح پژوهش هایی انجام و تدابیری علمی بیاندیشند تا شاهد تقویت سلامت مالی شرکت ها در بازار سرمایه باشیم.

فهرست منابع

آقایی محمد علی، اعتمادی حسین و آذر، عادل.(۱۳۸۸). ویژگی های حاکمیت شرکتی و محتوای اطلاعاتی سود در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر نقش مدیریت سود. فصلنامه علوم مدیریت ایران.۴(۱۶) ،صص ۲۷-۵۳.

آقایی، محمد علی، چالاکی، پری(۱۳۸۹)، بررسی رابطه بین ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.

بحری ثالث. جمال، پا مرام. عسگر، افروزیان آذر. علی و قادری. فرزاد، (۱۳۹۷)، بررسی رابطه پرتفوی سوددیدگان و زیان دیدگان بر پایه نرخ نگهداری سهام توسط سرمایه گذاران نهادی با سودهای مومنتوم و معکوس، دانش سرمایه گذاری، دوره هفتم، شماره ۲۸، ۲۹۷-۳۱۲.

بنی مهد. بهمن، مرادزاده فرد. مهدی و ناصح. یعقوب، (۱۳۹۳)، مالکیت شرکت های سرمایه گذاری و ارزش سهام شرکت های پذیرفته در بورس اوراق بهادار، دانش سرمایه گذاری، سال سوم، شماره۹، ۱۵۷-۱۶۸.

بهار مقدم، مهدی، صادقی، زین العابدین، صفرزاده، ساره، (۱۳۹۲)، بررسی رابطه ی مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بر افشای مسئولیت اجتماعی شرکت ها، ۵(۲۰): ۱۰۷-۹۰.

بهارمقدم. مهدی و جوکار. حسین. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه گذاران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۵(۱)، ۲۱-۵۰.

بهاروند فائزه ، بنی مهد بهمن ، اوحدی فریدون ، (۱۳۹۶). اثر مالکیت شرکت های سرمایه گذاری بر بیش نمایی سود: آزمون فرضیه های نظارت کارآمد و همسویی استراتژیک، فصلنامه دانش سرمایه گذاری، ۶(۲۳) ، صص ۵۵-۷۰.

پورعلی. محمدرضا، (۱۳۹۲)، ارائه مدل سنجش و ارزیابی سلامت مالی در شرایط محیطی ایران، دانش سرمایه گذاری، ۲(۵): ۱۷۹-۲۰۶.

پورعلی، محمدرضا، حجامی، محدثه (۱۳۹۳)، بررسی رابطه افشای مسئولیت اجتماعی و مالکیت نهادی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۳(۱۰): ۱۵۰-۱۳۵.

جعفری سرشت، داود، (۱۳۸۹) ، بررسی ترکیب مطلوب سهامداری در بازار سرمایه، سازمان بورس اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

جعفری سرشت، داود، تهرانی، رضا، تبریزی، حسین عبده، (۱۳۹۰)، رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علوم مدیریت ایران، ۴(۱۳): ۱۰۰-۷۵.

چالاکی و همکاران(۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر توانایی مدیریت بر درماندگی مالی با تاکید بر انعطاف پذیری مالی پرداخته اند. نتایج نشان داد که رابطه منفی و معنادار بین توانایی مدیریت و انعطاف پذیری مالی با درماندگی مالی شرکت است.

حساس یگانه، یحیی، برزگر، قدر ت اله، (۱۳۹۳)، مبانی نظری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و پارادایم تحقیقاتی آن در حرفه حسابداری، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، ۷(۲۲): ۱۳۳-۱۰۹.

حساس یگانه، یحیی، رئیسی، زهره، حسینی، مجتبی، (۱۳۸۸)، رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علوم مدیریت ایران، ۴(۱۳): ۱۰۰-۷۵.

حسینی، علی و حقیقت، سرور(۱۳۹۵)، رابطه بین حاکمیت شرکتی و تعهد به ایفای مسئولیت های اجتماعی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، ۶(۴): ۱۰۳-۱۲۸.

دارابی، رویا ؛ و پیری، مهناز (۱۳۹۳) ، بررسی تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر کیفیت گزارشگری مالی، پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار ، سال پنجم ، شماره نهم ، زمستان ۱۳۹۳، صص ۲۵-۳۷

دانایی فرد. حسن و کاظمی. حسین، (۱۳۸۹)، ارتقای پژوهش های تفسیری در سازمان: مروری بر مبانی فلسفی و فرایند اجرای روش پدیدانگاری، مطالعات مدیریت بهبود و تحول، دوره ۲۰، شماره ۶۱، ۱۲۱-۱۴۷.

داوری، علی.، رضازاده. آرش. ۱۳۹۳. مدل‌سازی معادلات ساختاری با نرم‌افزار PLS، چاپ دوم، تهران، انتشارات جهاد دانشگاهی.

رسولی قهرودی، مهدی.، فخرایی. احسان. (۱۳۹۷). تاثیر ساختار سرمایه و ساختار مالکیت بر بقای شرکت ها در بورس اوراق بهادار، فصلنامه برنامه ریزی و بودجه، سال۲۲، شماره۱، ۷۳-۱۰۱.

ستایش, محمد حسین, ابراهیمی میمند, مهدی. (۱۳۹۴). رابطه بین نوع مالکیت نهادی و کیفیت افشا در بورس اوراق بهادار تهران .مطالعات تجربی حسابداری مالی ۱۲ (۴۸) صص ۷۵-۵۳

سلطانی، علی(۱۳۹۳)، ویژگی های غیر مالی موثر بر هموارسازی سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بناب.

سیدعباس زاده، محمد.، امانی ساری لگلو، جواد.، خضری آذر، همین. پاشوی. قاسم.۱۳۹۳. مقدمه ای بر مدل یابی معادلات ساختاری به روش PLS و کاربرد آن در علوم رفتاری، چاپ اول، انتشارات دانشگاه ارومیه.

شاه بداغی. راحله، مرادی. مجید و گرجی زاده. داود، (۱۴۰۲)، تاثیر فساد مالی بر پایداری زیست محیطی در شرکت های بورسی، اقتصاد مالی، دوره ۱۷، شماره ۱، ۱۵-۳۴.

شریفی، آرمین (۱۳۹۲) ، بررسی رابطه بین مالکیت نهادی با سیاست های مالی و عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات مازندران، دانشکده حسابداری و مدیریت.

صالحی،مهرداد.، حجازی، رضوان.، طالب نیا، قدرت اله.، امیری. علی. ۱۳۹۸. ارائه الگوی تعدیلی از مدل های ارزش گذاری دارایی های سرمایه ای با استفاده از ریسک درماندگی مالی و چرخه عمر شرکت، راهبرد مدیریت مالی، ۷(۱): ۹۵-۱۲۲.

عبدالباقی عطاآبادی. عبدالمجید و میرلوحی. سید مجتبی، (۱۳۹۸)، چرخه عمر، درماندگی مالی و استراتژی های تجدید ساختار، پیشرفت های حسابداری، دوره ۱۱، شماره۱، ۲۲۹-۲۶۰.

عمارتی بخشایش. محمدحسین، نجفی مقدم. علی، باغانی. علی، حمدیان. محسن و امام وردی. قدرت،(۱۴۰۱)، بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز به عنوان شاخص ارزیابی ثبات اقتصادی بر شاخص های پایداری ارزش دارایی ها، اقتصاد مالی، دوره ۱۶، شمارخ ۶۰، ۲۳۷-۲۴۸.

فلاح دوست. مجتبی، (۱۳۹۳)، کاربرد رهیافت های هوش تجاری در بهبود تصمیم گیری مدیران بانکی، نخستین کنفرانس بین المللی فناوری اطلاعات، کد COI مقال FBFI01_074 .

قادری. فرزاد، پاک مرام. عسگر، بحری ثالث. جمال و قالیباف اصل. حسن، (۱۳۹۸)، ارائه مدلی برای بقای شرکت ها در بازار سرمایه ایران، راهبرد مدیریت مالی، دوره۷، شماره۴.

قادری. فرزاد، پاک مرام. عسگر، بحری ثالث. جمال و قالیباف اصل. حسن، (۱۳۹۹)، توسعه مفهوم سازه های حسابداری پایداری و سلامت مالی شرکت ها در بازار سرمایه ایران، حسابداری مدیریت، دوره ۱۳، شماره۴۵.

ملا نظری و همکاران،(۱۳۸۶) . بررسی ارتباط بین هموار سازی سود با نوع صنعت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۴ ، شماره ۴۷، ص ۸۳– ۱۰۰.

میرزایی. حسین، رضایی. مهرداد، صلاحی. جواد و افشاری راد. مجید، (۱۴۰۱)، ارزیابی تأثیر دوره مصونیت از ورشکستگی غیر ممکن بانکها بر میزان سپردهها در بانکهای خصوصی و دولتی ایران (رهیافت دادههای تابلویی پویا)، اقتصاد مالی، دوره ۱۶، ۲۸۱-۳۰۴.

نمازی، محمد.، پاک مرام، عسگر.، قادری، قدرت. (۱۳۹۶). رابطه معیارهای سودآوری و ریسک با ارزش بازار سهام با تأکید بر جریان وجوه نقد (مورد مطالعه: شرکت های رو به رشد و رو به افول)، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال ۹، شماره ۳۳، بهار۱۳۹۶، ۴ -۲۳.

نمازی، محمد.، رجب دری. حسین. ۱۳۹۶. بررسی تعامل سازه های الگوی توسعه پایدار اخلاق حرفه ای حسابداری با استفاده از فن دیمتل، پژوهش های حسابداری مالی، ۹(۱): ۷۱-۹۰.

وفقی، حسام.، داراب.رویا. ۱۳۹۷. رویکرد مدل معادلات ساختاری در تحلیل سه سطحی درماندگی مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی، ۶(۳): ۱۸۹-۲۱۵.

Arshad, R. and Razak, S. N. A. A. , (2013) ,"Corporate social responsibility disclosure and interaction effects of ownership structure on firm performance", Business, Engineering and Industrial Applications (ISBEIA) , vol. 111, pp. 25-28.

Balugani E, Butturi MA, Chevers D, Parker D, & Rimini B. (2020). Empirical Evaluation of the Impact of Resilience and Sustainability on Firms' Performance. Sustainability, 12(5), 1742.

Baron, D. , Harjoto, M. , Jo, H. , 2011 , " The economics and politics of corporate social performance ", Bus. Polit ,13 (2) , 1–46.

Bhaduri,S. and Selarka,E (2016) , "Corporate Governance and Corporate Social Responsibility of Indian Companies, CSR, Sustainability, Ethics & Governance", Springer Science,PP. 87-113.

Bhattacharya, C. B., & Sen, S. (2003). Consumer–company identification: A framework for understanding consumers' relationships with companies. Journal of marketing, 67(2), 76-88.

Callen, J., Khan, M. & Lu. H. (2012). Accounting quality, stock price delay, and future stock returns . Contemporary Accounting Research, (1)30, 295-269.

Chang,H. , Sun, A. M. , (2008) , "Corporate Governance and Corporate Social Responsibility Synergies and Interrelationships", CG AND CSR SYNERGIES AND INTERRELATIONSHIPS ,Volume 16, Number 5.

Eisenfuhr, O (2011). A discussion of rational and psychological decision making theories and models the search for a cultural- ethical decision making model, Electronic Journal of Business Ethics and organization Studies, vol.12, Issue 6.

Faulkender, M., & Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. Journal of Finance, 61 (4): 1957–1990.

Holm, E. S. R. , & Wats, I. (2010) ," Investor sophistication and patterns in stock returns ",The Accounting Review,12,43-63.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1979). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure: Springer.

Karin, K. (2003). "Gender influences in decision-making processes in top management teams", Management Decision, Vol. 41 Iss: 10, pp.1024 – 1034.

Kritsonis , Alicia.(2005). "Assessing a firms future financial health" , International Journal of Scholarly Academic Intellectual Diversity , California State University vo.8, No.1.

Lee, C. H., Hsieh, T. & Cheng, L. (2010). Financial reporting quality and speed of price adjustment. International Research Journal of Finance and Economics, 53, 134-143.

Li. Sun. , A. Martynov (2017) ,"The Effect of Ownership Structure on Corporate Social Responsibility: Empirical Evidence from Korea", Journal of Business Ethics, Vol. 104, pp. 283-29.

Lin. T, (2014) ,"Corporate social responsibility, ethics, and corporate governance",Social Responsibility Journal, Vol.8 Iss4 pp.547 –560.

Moghaddam, A. Tehrani, M.(2008). "Investigating the relationship betweendecision Olcuma, Dincer and Titrek, Osman (2015). The Effect Of School Administrators' DecisionMaking Styles On Teacher Job Satisfaction, Procedia - Social and Behavioral Sciences 197, 1936 – 1946.

Ms. Mahabuba Lima, Md. Imran Hossain (2018) "Ownership Structure and Firm Performance: Testing Monitoring and Expropriation Hypotheses for Bangladeshi Companies", Journal of Finance and Banking, Volume 14, Issue 1 & 2, 2018 University of Dhaka, Bangladesh

Philip T. Lin. , Bin Li. , Danlu Bu. , (2015) ,"The relationship between corporate governance and community engagement: Evidence from the Australian mining companies", Resources Policy 43 :28–39.

Ponomarov S.Y., (2012) "Understanding the concept of supply chain resilience"; The International Journal of Logistics Management, 20(1):124-143.

Pothong, O., & Ussahawanitchakit, P. (2011). Sustainable accounting and firm survival: An empirical examination of Thai listed firms. Journal of Academy of Business and Economics, 11(3), 1-28.

Rapp, M, S., Schmid, T., & Urbon, D. (2014). The Value of Financial Flexibility and Corporate Financial Policy. Journal Corporate Finance. 29(2): 288-302.

Razek, M. A. (2018) ,"The association between corporate social responsibility disclosure and corporate governance – a survey of Egypt" ,Research Journal of Finance and Accounting, 5 (1) , 93-98.

Sarin A, Shastri K, (2000), "Ownership Structure and Stock Market Liquidity", Working paper, Santa Clara University

Scott, S. G., & Bruce, R. A. (1995). "Decision-making style: The development and assessment of a new measure". Educational and Psychological Measurement, 55(5), 818-831.

Shleifer, A., and Vishny, R. (1986), "Large Shareholders and Corporate Control", Journal of Political Economy, Vol. 94, pp. 461-488.

Song, J. and Samy, M. and Bampton, R. (2015) , "An examination of corporate social responsibility and financial performance: A study of the top 50 Indonesian listed corporations",Journal of Global Responsibility, Vol. 2, PP. 100-112.

Verma, Neha and rangnekar, santosh (2015). General decision making style: evidence from India, South Asian Journal of Global Business Research, Vol. 4 Iss 1 pp 1-40.

Financial Economics
Vol. (19) Issue (71) June 2025

Abstract

The mediating role of financial statement presentation quality and corporate governance on the interaction between decision-making styles and corporate health

Ali Masoudfar[1]
Rasoul Abdi[2]
Asgar Pakmaram[3]
Nader Rezaei[4]

Received: 2025/April/31 Accepted: 2025/June/05

Abstract

The health of companies is an issue that is related to the discussion of business continuity, bankruptcy and financial helplessness. Therefore, the aim of this research is the impact of decision-making styles on the health of companies in Iran's capital market. To measure the health of companies, the index of resilience, financial health and financial flexibility of the company has been used. In terms of purpose, the present research is applied, and in terms of data collection methods, descriptive-analytical survey based on structural modeling approach. The statistical population of the research is the top and middle managers of the investigated companies, and a standard questionnaire was used to collect data. In this research, the prediction of causal relationships between decision-making structures and companies' health was discussed. The results showed that immediate decision-making style affects financial resilience and financial flexibility, and also, the effect of avoidant, intuitive, rational and dependent decision-making styles on financial health was observed. Also, the results of this research showed that decision-making styles reduce the tendency to low financial health by strengthening corporate governance and the quality of presenting financial statements.

Keywords: decision making, financial health, financial resilience, financial flexibility.
JEL Classification: G41,G53

[1] Department of Accounting, Bon.C., Islamic Azad University, Bonab, Iran ali.masoudfar@iau.ir
[2] Department of Accounting, Bon.C., Islamic Azad University, Bonab, Iran. (Corresponding author). abdi57@iau.ir
[3] Department of Accounting, Bon.C., Islamic Azad University, Bonab, Iran. Pakmaram@iau.ac.ir
[4] Department of Accounting, Bon.C., Islamic Azad University, Bonab, Iran. naderrezaei@iau.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

Content

Investigating savings preferences in selected countries based on savings-based asset pricing Model Sedighe Alizadeh & Mohammad nabi Shahiki Tash	**18**
Stock Price Prediction with Combination of XGBoost and Binary Gray Wolf Optimizer Hadi Ismaili , Shahab Jahangiri & Ali Rezazadeh	**52**
Analysis of Behavioral and Psychological Factors on Stock Market Anomalies and Investor Decisions Mehrdad Neamati & Saman Rahmani Noroozabad	**76**
The necessity of investing the National Development Fund in renewable energies, with the land use approach Qodrat Taheri , Hashem Oree Mirzamani & Alireza Mirarab baygi	**99**
Investigating Herding Behavior based on the Size and Liquidity of Companies in the Tehran Stock Exchange Yahya Ebrahimpour , Elham Nobahar & Parviz Mohamadzadeh	**120**
Earning forecasting in the initial public offering and its consequences Anahita Sadat Daryabari , Iman Dadashi & Kaveh Azinfar	**138**
The impact of the marginal effects of the government's construction and current expenditures on economic ... Mohammad Amin Nahal & Bijan Basri	**162**
Examining the Leptokurtic Property in Stephen Kou Pricing Modeling Based on Variance Reduction Method - ... Kianoush Fathi Vajargah & Hossein Eslami Mofibadi	**187**
The Effect of Relative Health Costs on Income Inequality in Selected Member Countries of the Organization of ... Mohammad Ameli , Manijeh Hadinejad & Abolfazl Ghiasvand	**212**
Analyzing the Effects of Macroeconomic Environment on the credit risk of applicants for credit guarantees of the ... Farshid Ahmadi Sartakhti , Kambiz Hojabr Kiani , Sayyed Shamsoddin Hosseini & Abbas Memarnejad	**234**
Measuring the monopoly power of Iran's banking industry with the Hall-Roger approach Jafar Yousefi , Mehdi Moradi, Seyyed Yousef Haj Asghari & Rostam Qaradaghi	**256**
Managerial Motivations in aggressiveness Financial Reporting According to Cumulative Perspective Theory Ali Molaiy Eial Zoleh & Kaveh Parandin	**276**
The effect of personality factors and emotional intelligence on investors' decision making Abdollah Saghafian, S. Ali Paytakhti Oskooe, Aliasghar Mottaghi, Y. Badavar Nahandi & N. Feghhi Farahmand	**302**
Investigating the asymmetric effects of exchange rate on gross domestic product in business periods of Iran Negin Rahimi, Roya Aleemran, Hossein Panahi & Hossein Asgharpour	**326**
The effect of volatility spillover risk of asymmetry between uncertainty of the foreign exchange market and ... Abbas naeimi, Mirfeiz FallahShams & Feredoon Ohadi	**352**
Identification and ranking of factors affecting the profit predictability assessment using the fuzzy Delphi approach Zahra Hammami, Hasan Ghodrati, Meysam Arabzadeh, Hosein panahian & Mohammad Alipour	**372**
Designing a knowledge management implementation model in the financial supervision of the Court of Audit in... Yasman Maleki, Abbas Ali Haghparast, Reza Sotoudeh & Habib Piri	**393**

Content

Designing a Local Model of Encounters (service encounters) with the Key Customers at Sina Bank 418
Mansour Sheikholeslami-Kondulos, Alimohammad Mazidi-sharafabadi & SeyedAlireza Afshani

Design Early Warning Systems of Currency Crises for Iran's Economy Focusing on the Variables of the Financial ... 440
Abbas Keshvari & Gholamreza Zomordian

The mediating role of financial statement presentation quality and corporate governance on the interaction ... 472
Ali Masoudfar, Rasoul Abdi , Asgar Pakmaram & Nader Rezaei

The Financial Economics

Vol. (20), Issue (71)
Autumn 2025

p-ISSN: 2538-3833
e-ISSN: 2538-3841

In The Name of God

License Holder: Islamic Azad University Central Tehran Branch
Managing Director: Dr. Nemat Falihi Pirbasti
Editor in Chief: Dr. Ali Esmaeilzadeh
Executive Manager: Dr. Manizheh Hadinezhad
Editor: Dr. Manizheh Hadinezhad
Review: Helen Mohammadzadeh
Technical supervisor: Reza Ghasemi

Editorial Board:

Dr. Nazar Dehmordeh Ghaleh-No	Professor	Sistan va Baluchestan University
Dr. Esmaiel Abounoori	Professor	Mazandaran University
Dr. Ahmad Yaghoubnezhad	Associate Professor	Islamic Azad University Central Tehran Branch
Dr. Sharyar Nesabian	Associate Professor	Islamic Azad University Central Tehran Branch
Dr. Ali Esmaeilzadeh	Professor	Islamic Azad University Central Tehran Branch
Dr. Kiumars Shahbazi	Professor	Orumiyeh University
Dr. M. Nabi Shahiki Tash	Professor	Sistan & Baluchestan University

Address: Tehran, End of Artesh blvd, Shahid Sohani street, Above Sohanak Square, Velayat University Complex, Islamic Azad University, Central Tehran Branch Tehran, Iran.
Zip Code: 1955847881
Web Site: Ecj@iauctb.ac.ir
Tel / Fax: +98 73681452
E-mail: Eco_jour@yahoo.com