

فصلنامه اقتصاد مالی

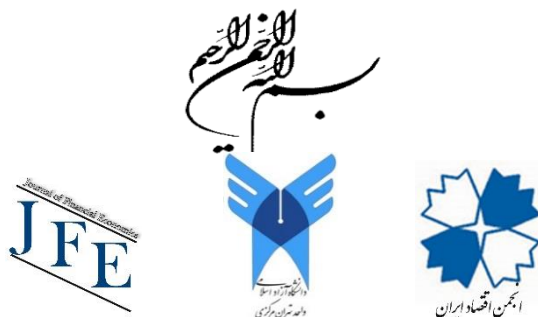
(نشریه علمی)

دوره ۱۹، شماره ۱ (پیاپی ۷۰)

بهار ۱۴۰۴

شاپا (چاپی): ۲۵۳۸-۳۸۳۳

شاپا (الکترونیک): ۲۵۳۸-۳۸۴۱



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 آسیایی اقدم
نسخه خوان: هلم محمدزاده
ناظر فنی: رضا قاسمی
انجمن همکار: انجمن اقتصاد ایران

اعضای شورای تحریریه:

دکتر اسماعیل ابونوری	استاد	آمار و اقتصاد سنجی	دانشگاه مازندران
دکتر علی اسماعیل زاده	استاد	مدیریت مالی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر نظر دهمرده قلمه نو	استاد	اقتصاد - توسعه اقتصادی و برنامه ریزی	دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر کیومرث شهبازی	استاد	اقتصاد	دانشگاه ارومیه
دکتر محمدنبی شهیکی تاش	استاد	اقتصاد	دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر شهریار نصاییان	دانشیار	اقتصاد کشاورزی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر احمد یعقوب نژاد	دانشیار	مدیریت مالی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

نشانی: تهران، انتهای بلوار ارتش، خیابان شهید سوهانی، بالاتر از میدان سوهانک، مجتمع دانشگاهی ولایت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی. کدپستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱ تلفن: ۷۳۶۸۱۴۵۲ (۹۸۲۱)	• 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 می شود. • این نشریه در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) نمایه می شود. • این نشریه در بانک اطلاعات نشریات کشور مگیران (magiran) نمایه می شود. • این نشریه در پایگاه مجلات تخصصی نور مگز (noormags) نمایه می شود. • مطالب مندرج در این فصلنامه و مسئولیت صحت آمارها و نتایج بر عهده نویسندگان است و فصلنامه مسئولیتی را در این مورد نمی پذیرد.

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.

فصلنامه اقتصاد مالی

صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

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

➤ دکتر علی امامی	➤ دکتر مقداد فرجه‌پور
➤ دکتر رویا آل عمران	➤ دکتر محمدرضا کاباران زاده
➤ دکتر عباسعلی ابونوری	➤ دکتر محمد تقی گیلک حکیم آبادی
➤ دکتر محمد علی بیداری	➤ دکتر محمود عیسوی
➤ دکتر کاوه پرن‌دین	➤ دکتر محمد صادق علی پور
➤ دکتر یدالله دادگر	➤ دکتر علی نعمتی
➤ دکتر مرجان دامن کشیده	➤ دکتر نازی محمدزاده
➤ دکتر علیرضا دقیقی اصل	➤ دکتر مانی موثمنی
➤ دکتر میثم دعایی	➤ دکتر حسین میرزایی
➤ دکتر محمدرضارب‌بعی مندجین	➤ دکتر مجید نصیری
➤ دکتر ابوالفضل شاه آبادی	➤ دکتر زریب نگین تاجی
➤ دکتر احمد جعفری صمیمی	➤ دکتر شهریار نصابیان
➤ دکتر رضا رحیمی	➤ رافیک نظریان
➤ دکتر سعیده صفری	➤ دکتر منیژه هادی نژاد
➤ دکتر نعمت فلیجی	

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 نظیر حجم 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 در حوزه 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 شماره ۳۳ 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: تهران، انتهای بلوار ارتش، خیابان شهید سوهانی، بالاتر از میدان سوهانک، مجتمع دانشگاهی ولایت،
دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

Email: Eco_jour@yahoo.com

تلفن: ۷۳۶۸۱۴۵۲ (۹۸۲۱)

کدپستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱

فهرست مطالب	
۱-۲۲	تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک از طریق کانال توسعه مالی: رهیافت مدل پائل آستانه‌ای افسانه بلوچ ریگی نسب، مرضیه اسفندیاری و رضا روشن
۲۳-۵۲	بررسی تأثیر تورم بر کسری بودجه دولت در کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه با وجود همه‌گیری ویروس ... یاسین شهبازی، حبیب آقاجانی و رضا رنجپور
۵۳-۷۶	بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص‌های محیط کسب و کار (مورد مطالعه: گروه D8) امام‌بخش عیدوزهی، محمد محبی و سید یعقوب زراعت‌کیش
۷۷-۱۰۰	رفتار گله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری‌های مالی مهدیه رضاقلی زاده، مجید آقایی و سمانه شعبان زاده
۱۰۱-۱۳۲	سنجش پویایی‌های اتصالات فرکانسی و ریسک سیستمی در بازار سهام ایران زهرا ذبیحی، پریسا مهاجری و رضا طالب‌لو
۱۳۳-۱۵۶	تأثیر رشد بخشی و توسعه مالی بر فقر با استفاده از رویکرد ARDL (مورد مطالعه: استان لرستان) محمد ملک‌شاهی، داریوش حسنوند، یونس نادمی و حمید آسایش
۱۵۷-۱۷۸	بحران کووید ۱۹ و تلاطم بازار سهام؛ رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در سطح صنایع جعفر حقیقت، سارا معصوم‌زاده و فاطمه سید هاشمی
۱۷۹-۲۰۲	بررسی تأثیر سرمایه انسانی و متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محمد رضا رنجبرفلاح، سمیرا متقی، سمانه طالعی و سید امیرحسین حسینی طالعی
۲۰۳-۲۱۸	واکاوی تأثیر اتکساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با نقش میانجی استراتژی‌های ... محمد رضا رادفر و منصوره علیقلی
۲۱۹-۲۳۸	تأثیر درآمد نفتی بر تبعیض جنسیتی (مورد مطالعه: کشورهای نفتی) سحر عراقی زاده و علیرضا دقیقی اصلی
۲۳۹-۲۶۶	شناخت عوامل تأثیرگذار بر بازده موردانتظار و ریسک صکوک در بازار سرمایه ایران (مورد مطالعه: اوراق بر مبنای ...) ... زینب آهنگر، نوروز نوراله‌زاده و رویا دارابی
۲۶۷-۲۸۸	شناسایی مولفه‌های استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان در حوزه مدیریت دانش در صنعت بانکداری (مطالعه ...) ... فرشته افتخارنژاد، مجید جهانگیرفرد، علی مهدی زاده اشرفی و تورج مجیبی
۲۸۹-۳۱۴	بررسی تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید و توسعه سهام شرکتهای فعال در بازار بورس فاطمه حسین‌خانی، یدالله رجائی، نعمت فلیحی و محمد دالمن پور
۳۱۵-۳۳۰	واکاوی ظرفیت و کارکرد فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی (ICT) در پشتیبانی از سازمانهای نظارتی مناطق آزاد کشور ... حمیدرضا ایلکا، حسن درزیان رستمی و محمد رضا رسولی
۳۳۱-۳۵۴	ارائه الگوی برندسازی شخصی افرادکار آفرین در راستای سودآوری صنعت خودرو کشور مبتنی بر نظریه داده‌بنیاد ابوالقاسم پهلوان، حمید سعیدی، محمدعلی عبدالوند و حمیدرضا سعید نیا
۳۵۵-۳۷۰	ارایه مدل اندازه گیری ارزش در معرض ریسک شاخص های بازار سهام ایران مبتنی بر عوامل ریسک جهانی علی یحیی نمر، امیر رضا کیقبادی و شهریار نصایبان
۳۷۱-۳۹۲	اثرات پویای بانکداری سایه بر بی‌ثباتی بخش بانکی در کشور ایران: مطالعه موردی بانک‌ها و موسسات مالی اعتباری ... نیما نهتانی، حسین شریفی رنانی و سعید دایی کریم زاده

فهرست مطالب	
۳۹۲-۴۲۴	ارزیابی کارایی الگوی GARCH-ARMA در بررسی ناهمگنی رفتار سهامداران نویزی مبنی بر رابطه قیمت-حجم در دوره‌ی ... محمد حسن صالح، فاضل محمدی نوده و مجتبی ملکی چوبری
۴۲۵-۴۴۶	بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری اختیار معامله مهدی وکیلی، علیرضا حیدرزاده هنزائی و سید محمد عبدالهی کیوانی
۴۴۷-۴۶۸	طراحی مدل راهبردی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش: رویکرد داده‌بنیاد چندگانه امیر عمادالدینی، منصور گرکز، علیرضا معطوفی و خدیجه اسلامی



تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک از طریق کانال توسعه مالی: رهیافت مدل پانل آستانه‌ای

افسانه بلوچ ریگی نسب^۱

مرضیه اسفندیاری^۲

رضا روشن^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۰

چکیده

وجود فراوانی نفت به عنوان منبع طبیعی در کشورهای عضو اوپک از یک سو و رشد اقتصادی نامتناسب از سوی دیگر، مطالعات زیادی را در جهت یافتن دلایل این عدم تناسب موجب شده است. برخی از مطالعات دلیل اصلی عدم تناسب وفور منابع طبیعی و رشد اقتصادی را در عدم برخورداری از بازارهای مالی عمیق شمرده‌اند. در این راستا پژوهش حاضر به بررسی میزان تأثیرگذاری رانت نفتی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح تعمیق مالی کشورهای عضو اوپک می‌پردازد. برای این منظور از داده‌های ترکیبی و مدل رگرسیون آستانه‌ای در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار آستانه توسعه مالی برابر ۴/۱۹ می‌باشد. تأثیر فراوانی منابع طبیعی (نفت) بر رشد اقتصادی از کانال توسعه مالی در رژیم اول که میزان تعمیق مالی کمتر از حد آستانه است، مثبت و معنادار بوده اما در رژیم دوم تأثیر معناداری ندارد. همچنین بر اساس یافته‌های تحقیق، رشد جمعیت و تورم منجر به کاهش رشد اقتصادی شده و باز بودن تجارت و سرمایه‌گذاری ناخالص، رشد اقتصادی را در دوره مورد بررسی افزایش داده است. بنابراین تعمیق مالی در کشورهای مورد مطالعه نتوانسته است بر پدیده نفرین منابع غلبه نماید.

واژه‌های کلیدی: فراوانی منابع طبیعی، رشد اقتصادی، توسعه مالی، مدل پانل آستانه‌ای، کشورهای عضو اوپک.

طبقه بندی JEL: G3، C4، O4، Q43

۱- گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. balochriginasab@gmail.com

۲- گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول) m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

۳- گروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. re.roshan@pgu.ac.ir

۱- مقدمه

اقتصاددانان پیشروی توسعه، نظیر روستو و نورکس معتقد هستند که منابع طبیعی یکی از عوامل رشد اقتصادی است اما مشاهدات تجربی در مورد کشورهای صادرکننده نفت خلاف این واقعیت را نشان می‌دهد این کشورها با وجود اینکه از درآمدهای بسیار زیاد صادرات نفت برخوردار هستند اما در طی چند دهه عملکرد اقتصادی ضعیفی داشته‌اند و با رشد کندی مواجه بوده‌اند. این پدیده از طریق کانال‌هایی همچون بیماری هلندی، سیستم مالی ضعیف و فساد و بی‌ثباتی و سرمایه انسانی ضعیف، رانت و موارد دیگر باعث تأثیر منفی بر رشد اقتصادی شده است (Nazari & Mobarak, 2010).

کوتان و ویزان (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که کشورهای صادرکننده نفت به طور دوره‌ای افزایش زیادی را در قیمت نفت و کشف منابع تجربه می‌کنند. تقاضای افزایش یافته منابع، حرکت منابع کارای اقتصاد از بخش کالاهای قابل تجارت به بخش کالاهای غیرقابل تجارت را باعث می‌شود. این انقباضی که در بخش‌های تجارت ایجاد می‌گردد به بیماری هلندی معروف است. با توجه به بیماری هلندی هنگامی که منابع طبیعی غنی است کشورها درآمد خود را از طریق صادرات منابع طبیعی به بازارهای خارجی کسب نموده و به دلیل افزایش ورود ارز به کشور، پول ملی تقویت می‌شود. وقتی قیمت محصولات صادرات کشور گران‌تر می‌شود به دلیل افزایش پولی در بازارهای بین‌المللی، واردات محصولات ارزان‌تر خواهد شد و در رقابت بین‌المللی به ضرر تبدیل می‌شود و منجر به انقباض سطح تولیدی می‌شود (Ahmad et al., 2016). در تحقیقات (Ahmad et al., 2016) رویکرد بیماری هلندی در اقتصاد ایران تأیید شده است.

از اواخر دهه ۱۹۸۰ بود که اکثر مطالعات انجام شده رابطیهایی منفی بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه تأیید کردند و مطالعاتی هم در مورد تعیین علت این رابطه منفی انجام شده است که به اصطلاح علت بلای منابع طبیعی را دریابند. این درحالی است که این مطالعات از تأثیر منابع طبیعی بر توسعه مالی غافل شده‌اند. بنابراین می‌توان گفت علت کندی رشد اقتصادی بسیاری از کشورهای دارای منابع طبیعی پایین بودن سطح تعمیق مالی (توسعه سیستم مالی) است (Mahdavi Adeli, Rouhani, 2018).

بازارهای مالی به عنوان واسطه میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ایفای نقش می‌کنند. اما سؤال اساسی این است که آیا توسعه بازارهای مالی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد؟ در طول زمان، اقتصاددانان دیدگاه‌های مختلفی را نسبت به این مسئله بیان نمودند. به عنوان مثال، لوکاس^۱ (۱۹۸۸) اعتقاد دارد که نقش بازارهای مالی به شیوه‌های نامطلوب و بیش از حد در مباحث جدی علمی برجسته است (Rasekhi, Ranjbar, 2009). درمقابل، میلر^۲ (۱۹۸۸) بیان نمود که مشارکت بازارهای مالی در فرایند رشد اقتصادی یک قضیه بسیار واضح است و از اهمیت بالایی در مباحث علمی برخوردار است. در بین این اختلاف نظرها بود که موضوع توسعه مالی و رشد اقتصادی بر پایه مدل‌های تئوریک جدید و رویکردهای پیشرفته تجربی گسترش یافت. حجم بسیاری از مطالعات انجام شده ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را در قوانین مطالعات مبنی بر داده‌های سری زمانی و

1- Lucas (1988)

2- Miller (1988)

داده‌های تلفیقی مورد آزمون قرار داده‌اند که نتایج به دست آمده بسیار متفاوت بوده است. متفاوت بودن نتایج احتمال دارد به علت تفاوت در متغیرهای مورد استفاده، تنوع رویکردهای اقتصادسنجی، دوره زمانی مورد مطالعه باشند. (Shahbazi, Saeedpour, 2013). از نظر (Jude, 2010, p.16) نادیده گرفتن این عوامل مانع از دستیابی به نتایج قابل اتکاء و منطبق با واقعیت‌های اقتصادی کشورها شود.

یکی از اقدامات اساسی که کشورهای غنی از منابع طبیعی باید انجام بدهند تا فراوانی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی اثرگذاری مثبت داشته باشد تقویت سیستم مالی است و این تقویت زمانی رخ می‌دهد که درآمد حاصل از منابع طبیعی از طریق سیستم مالی به بخش واقعی منتقل شود. در مقایسه با سایر منابع طبیعی نفت جایگاه برجسته‌تری دارد، کشورهایی که دارای این نعمت هستند از طریق صادرات نفت درآمد ارزی کسب می‌کنند و با انتقال درآمد حاصل از این صادرات به بخش واقعی با تشویق تولید به رشد اقتصادی کمک می‌کند این انتقال توسط سیستم مالی انجام می‌شود. در کشورهای غنی از منابع طبیعی، انتقال درآمدها از صادرات منابع طبیعی به مناطق بی‌حاصل به جای انتقال آن‌ها به سیستم مالی، که می‌تواند در سرمایه‌گذاری‌های تولیدی سرمایه‌گذاری شود، منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. به منظور انتقال درآمدهای منابع طبیعی به سیستم مالی، محصولات مالی سودآور باید برای جذب سرمایه‌گذاران ایجاد شوند. با توسعه و عمیق‌تر شدن سیستم مالی، جریان سرمایه بیشتری به سیستم و فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر برای بخش حقیقی وجود خواهد داشت. در این نقطه، سطح عمیق‌تر شدن مالی که منجر به رشد اقتصادی می‌شود باید روشن شود. (Erdogan et al., 2020). با توجه به مطالعات و تحقیقات انجام شده توسط (Beck, 2010; Truth, 2009)، کشورهای نفتی سطح پایین‌تری از توسعه مالی را نسبت به میانگین جهانی دارا هستند و وضعیت رشد اقتصادی در کشورهای نفتی نسبت به کشورهای توسعه یافته مناسب نیست. این مطالعات عمدتاً در تلاش بوده‌اند که علت کندی رشد اقتصادی در کشورهای برخوردار از فراوانی منابع طبیعی را توضیح بدهند؛ این در حالی بوده است که از تأثیرات فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی، از طریق مکانیزم‌های: ضعف یا فقدان سیستم مالی قوی (که درآمد حاصل از صادرات منابع طبیعی را به بخش‌های دیگر اقتصاد منتقل نمی‌کنند تا باعث پیشرفت شوند)، کاهش بلندمدت در رابطه مبادله، نوسانات برون‌زای درآمدی صادرات منابع طبیعی، بیماری هلندی، ضعف و سوء مدیریت دولتی، فساد و سطح پایین سرمایه انسانی غافل بوده‌اند. به دلیل اینکه توسعه مالی یکی از مهم‌ترین و برجسته‌ترین متغیرهای کلیدی است که نقش مهمی در رشد اقتصادی دارد، به همین دلیل شاید بتوان این ادعا را کرد که علت کندی رشد اقتصادی در کشورهای دارای وفور منابع طبیعی می‌تواند به دلیل پایین بودن سطح توسعه مالی این کشورها باشد. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که کشورهایی که یک سیستم مالی توسعه یافته دارند از رانت حاصل از نفت بهره بیشتری برده و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتری دارند. بنابراین می‌توان انتظار داشت که داشتن یک سیستم مالی قوی باعث شود که درآمد حاصل از صادرات منبع طبیعی نفت بیش از پیش باعث رشد اقتصادی و عملکرد بهتر رشد اقتصادی کشورهایی مانند اعضای اوپک گردد که از موهبت خدادادی نفت برخوردار هستند.

در اکثر مطالعات تجربی انجام شده، به طور صریح فرض خطی بودن در بررسی ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی لحاظ شده است. اما بر پایه استدلال‌های تئوریک احتمال وجود داشتن رابطه غیرخطی در

چارچوب مورد مطالعه به دلایلی مثل تعادل‌های چندگانه محتمل باشد، با تغییر سیاست‌های اقتصادی کشورها و یا شوک‌های اقتصادی و بروز بحران‌ها این احتمال وجود دارد که امکان تغییر متغیرهای کلان اقتصادی بسیار زیاد است. بنابراین به نظر می‌رسد که رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند و این امر مستلزم بررسی است.

بنابر مطالب پیش گفته، هدف اصلی این پژوهش، بررسی نحوه تأثیرگذاری صادرات منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک با توجه به سطح تعمیق مالی آن‌ها می‌باشد. برای این منظور، با توجه به دسترسی به داده‌های مورد نیاز، تعداد ۱۱ کشور منتخب عضو اوپک شامل (کشورهای آنگولا، ایران، اندونزی، اکوادور، قطر، جمهوری کنگو، کویت، گابن، عربستان سعودی، نیجریه و الجزایر) با بهره‌گیری از روش پنل آستانه‌ای^۱ (PSTR) در دوره ۲۰۰۹-۲۰۲۰ مورد مطالعه قرار گرفته است.

در ادامه در بخش دوم، پیشینه پژوهش شامل برخی از مطالعات داخلی و خارجی، سپس در بخش سوم الگوی نظری پژوهش ارائه گردیده است. بخش چهارم، به مدل پژوهش، معرفی متغیرها و نتایج تجربی پرداخته و بخش انتهایی، به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. پیشینه پژوهش

استفاده از عبارت "نفرین منابع طبیعی" برای تمام کشورهای دارای این منابع کاربرد ندارد به بیان دیگر، تمام کشورهای دارنده منابع طبیعی عملکرد اقتصادی و رشد منفی ندارند. برای مثال کشورهای توسعه یافته ایی مثل ایالات متحده آمریکا، مالزی، نروژ و بوتسوانا نمونه‌هایی هستند که فراوانی منابع طبیعی نه تنها نقش بازدارنده ایفا نکرده‌اند بلکه با مدیریت صحیح منابع و جریان ورودی درآمدهای حاصل از این منابع توانسته‌اند به رشد اقتصادی مثبت و پیشرفت قابل ملاحظه ایی دست یابند (sahabadi et al., 2018). برای مثال (Stings, 2005) در مطالعات خود با استفاده از متغیرهای جایگزین متفاوتی که (saks & varner. 1995) در تحقیقات خود استفاده کردند نشان دادند که وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی اثرات مثبتی خواهد گذاشت (lederman & Maloney, 2003) بیان می‌دارند که بین فراوانی منابع طبیعی (صادرات خالص منابع طبیعی به ازای هر کارگر) با رشد اقتصادی رابطه مثبتی وجود دارد. (Papyrax & Galerf, 2004) نیز در مطالعات خود نشان دادند که اگر متغیرهایی مثل فساد، سرمایه‌گذاری، درجه آزادی، رابطه مبادله و آموزش را کنترل کنیم، رابطه بین وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مثبت خواهد بود.

در زمینه بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مطالعات متعددی برای کشورهای مختلف انجام گرفته است که برخی از آن‌ها این تأثیر را مثبت و برخی دیگر آن را منفی بدست آورده‌اند. از طرف دیگر، در زمینه

1- Panel Smooth Transition Regression Model

2_ Kutan and Wyzan

رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی نیز نتایج متفاوتی حاصل شده است. برخی از مطالعات داخلی و خارجی مربوطه در ادامه ارائه می‌شود.

یاوری ; سلمانی در سال (۱۳۸۴) در مقاله‌ای رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت که گروه مهمی از کشورهای دارای منابع طبیعی هستند را طی دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ مورد مطالعه قرار دادند که هدف از این تحقیق تحلیل رشد اقتصادی بوده است. نتایج این تحقیق نشان داد که طی دوره مورد بررسی، سرمایه‌گذاری فیزیکی، باز بودن تجارت، سرمایه‌انسانی و بهبود و پیشرفت رابطه مبادله اثر مثبت و تورم و فراوانی منابع طبیعی اثرات منفی بر رشد اقتصادی این کشورهای صادرکننده نفت داشته است. مطالعات و داده‌های آماری این کشورها در این تحقیق نشان می‌دهد که سطح سرمایه‌گذاری سرمایه‌انسانی این کشورهای صادرکننده نفت و گاز نسبت به کشورهای دیگر پایین‌تر است و در نتیجه اقتصاد آن‌ها نسبت به بقیه کشورها بسته‌تر است که این به ضرر این کشورها بوده است. علاوه بر این، تورم بالا نیز در برخی از این کشورهای دارای وفور منابع طبیعی، باعث کندی رشد اقتصادی این کشورها شده است. روش مورد استفاده آن‌ها در این مقاله برای تخمین مدل و برآورد روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) و روش اثرات ثابت بوده است.

چی یونگ^۱ (۲۰۰۶) در مقاله‌ای به دنبال پاسخ دادن به این سؤال می‌باشد که آیا فراوانی منابع طبیعی برای تعیین کردن سطح و رشد درآمد سودمند است یا باعث ضرر می‌شود؟ چی یونگ از نسبت وابستگی به منابع داخلی به عنوان شاخص جایگزین وفور منابع استفاده کرده و نتیجه گرفت که بلای منابع، فقط ارتباط منفی بین وابستگی به منابع طبیعی و رشد تولید را انعکاس می‌دهد و تا هنگامی که فراوانی منابع طبیعی اثر زیان‌باری به روی رشد تولید نداشته باشد، اثر مفیدی بر روی سطح تولید خواهد گذاشت.

ابراهیمی ; سالاریان (۱۳۸۷) به بررسی پدیده نفرین منابع طبیعی و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت پرداختند. نتایج نشان می‌دهد درآمدهای نفتی به تنهایی به عنوان شاخصی برای وفور منابع طبیعی برای رشد اقتصادی مضر نیست. یعنی اثر مستقیم درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی مثبت است. اما وقتی متغیرهای توضیحی مانند فساد، سرمایه‌گذاری فیزیکی، رابطه مبادله و آموزش وارد مدل شده است، به دلیل اثر درآمدهای نفتی بر این متغیرها و سپس اثرگذاری غیرمستقیم بر رشد اقتصادی، اثر کل درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی منفی می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که افزایش سرمایه‌گذاری فیزیکی، رشد رابطه مبادله و گسترش آموزش اثرات مثبت و شاخص فساد مالی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت داشته است.

توزیع نابرابر درآمد، از مشخصه‌هایی است که در بیشتر کشورهای دارای منابع طبیعی و منابع نفتی مشاهده می‌شود. رحمانی و گلستانی (۱۳۸۸) در مطالعات خود به این موضوع پرداختند برای کشورهای دارای منابع غنی نفتی و ۱۶ کشور از میان کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه ی نفت خیز انتخاب شده‌اند. هدف، بررسی اثر درآمدهای بالای نفتی در کشورهای منتخب بر روی نابرابری توزیع درآمد بود. نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که در دهه‌ی اخیر درآمدهای نفتی در کشورهای توسعه یافته‌ای که دولت کارآ دارند، سبب کاهش نابرابری توزیع

2- Chi Yung .E.(2006)

درآمد و در بیشتر کشورهای دارای دولت‌های با کارایی کم‌تر سبب افزایش نابرابری شده است، علت این تفاوت را می‌توان در زیرساخت نهادی و قانونی کشورها و ایجاد فرصت‌های رانت جویی جستجو کرد، چنانکه در رگرسیون تخمین زده شده، متغیر جانشین رانت جویی بیشترین تأثیر را بر نابرابری توزیع درآمد داراست.

بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی سرمایه انسانی، فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت پرداخته‌اند. آن‌ها در مطالعه خود از روش داده‌های تابلویی برای بررسی رابطه بین سرمایه انسانی و فراوانی منابع طبیعی با رشد اقتصادی بین دو گروه کشورهای اصلی صادرکننده نفت «اقتصاد نفتی» و کشورهای دیگر «اقتصاد غیر نفتی» در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ بهره برده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد درجه باز بودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری فیزیکی اثرات مثبت، و فراوانی منابع طبیعی و مخارج مصرفی دولت اثرات منفی بر رشد اقتصادی در گروه کشورهای اقتصاد نفتی و اقتصاد غیر نفتی داشته است، علاوه بر این سرمایه انسانی بر روی رشد اقتصادی کشورهایی با اقتصاد نفتی، اثر منفی داشته و بر رشد اقتصادی کشورهای غیرنفتی تأثیر مثبت داشته است. استدلال آن‌ها از این نتایج این است که سرمایه انسانی از عوامل اصلی کند بودن رشد اقتصادی، کشورهایی است که اقتصاد آن‌ها وابسته به نفت است؛ به دلیل اینکه این کشورها به استفاده نادرست از وفور منابع طبیعی پرداخته‌اند و به درآمدهای حاصل از این منابع بسیار اتکا کرده‌اند از این رو، این کشورها بر خلاف داشتن منابع طبیعی بسیار، رشد اقتصادی پایدار و خوبی را تجربه نکرده‌اند.

یاوری و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و فراوانی منابع طبیعی (با تأکید بر منابع نفتی) در کشورهای نفت‌خیز اوپک (البته کشورهای منتخب اوپک که شامل هشت کشور بودند) پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود برای مدل‌سازی داده‌ها و اطلاعات آماری از مدل‌های پانل پویا^۱ (DPD) و پانل ایستا^۲ (SPD) استفاده کردند و ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک را در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ با استفاده از اثرات ثابت^۳ و اثرات تصادفی^۴ و تخمین زن‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته^۵ (GMM)، تخمین زدند. هدف آن‌ها بررسی ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی بوده است. یافته‌ها و نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که شاخص مورد استفاده آن‌ها «نسبت صادرات نفتی به تولید ناخالص داخلی سرانه» برای تعیین تأثیر فراوانی منابع طبیعی، اثر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است و باعث کاهش یافتن تولید ناخالص داخلی سرانه در این کشورها شده است.

نهما سامرگندی و همکاران^۶ (۲۰۱۴) در پژوهش خود، اثرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشور نفت‌خیز عربستان را مورد بررسی قرار داده‌اند، البته بین توسعه مالی بخش نفتی اقتصاد و بخش غیرنفتی اقتصاد تفاوت قائل شده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در می‌یابند که توسعه مالی دارای تأثیر مثبت بر رشد بخش غیرنفتی اقتصاد می‌باشد. در مقابل، تأثیر آن در بخش نفتی اقتصاد و رشد کل

1 - Dynamic Panel Data

2 - Static Panel Data

3 - Fixed Effects

4 - Random Effects

5 - generalized method of moments

6 - Nahla Samargandi et al

تولید ناخالص داخلی منفی یا ناچیز است. این نشان می‌دهد که رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی ممکن است اساساً تحت سلطه اقتصادی منابع طبیعی باشد. دوره زمانی مورد بررسی آن‌ها ۱۹۸۵ - ۲۰۱۰ است. نتایج آن‌ها حاکی از این است که تأثیر ناچیز یا منفی توسعه مالی بر بخش غیر نفتی اقتصاد ناشی از دو چیز است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد توسعه مالی عربستان هنوز در مرحله گذر است. از این رو، لازم است که از یک آستانه فراتر رود تا در رشد اقتصادی مؤثر باشد و این عدم توسعه مالی کشور عربستان نشان‌دهنده‌ی بخش بانکی توسعه نیافته ناشی از بخش غالب نفت در این کشور می‌باشد. زیرا اقتصاد بانکداری نقش مهمی در اقتصاد صنعتی و کشاورزی دارد، به این ترتیب که تخصیص منابع به بنگاه‌ها را بهبود می‌بخشد ولی، وقتی اقتصاد تحت تأثیر استخراج نفت و درآمد حاصل از آن باشد، این نقش از اهمیت کمتری برخوردار است.

رضایی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود به بررسی اثرات فراوانی منابع طبیعی (نفت و گاز) بر سرکوب مالی و رشد اقتصادی از کانال اثرگذاری بر توزیع درآمد پرداختند. مدل مورد استفاده تحقیقات آن‌ها سیستم معادلات همزمان بوده و از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (SLS3) برای دوره زمانی ۱۳۸۹ - ۱۳۵۲ استفاده کرده‌اند. نتیجه پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش یافتن درآمدهای نفتی موجب افزایش نابرابری‌ها شده است و این افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش یافتن سرکوب مالی در اقتصاد می‌شود. علاوه بر این، نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از این است که سرکوب مالی باعث کاهش رشد اقتصادی شده است.

احمدیان یزدی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی نقش توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر اشکال مختلف سرمایه در ایران پرداختند. هدف آن‌ها بررسی نقش توسعه مالی به عنوان یک زیرساختار مؤثر بر نحوه اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه‌های خارجی، فیزیکی و انسانی و اجتماعی در چارچوب سیستم معادلات همزمان و با بهره‌گیری از تکنیک رگرسیون غلتان برای دوره زمانی ۱۹۷۰ - ۲۰۱۴ بوده است. برآورد کننده SUR در سیستم معادلات همزمان نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی دارای اثرگذاری منفی بر سرمایه‌گذاری فیزیکی و دارای اثرات مثبتی بر سرمایه‌های خارجی و اجتماعی است. چگونگی تأثیرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه انسانی متفاوت است؛ به طوری که در بعضی دوره‌ها مثبت و برای بعضی دوره‌ها منفی می‌باشد. نتیجه حاصل از رگرسیون غلتان برای هر کدام نیز حاکی از این است که توسعه مالی باعث کاهش یافتن اثرگذاری منفی رانت منابع بر سرمایه فیزیکی و بیشتر شدن اثرگذاری مثبت بر سرمایه اجتماعی شده است. نتایج دیگر این مطالعه نشان می‌دهد که برای موضوع انباشت سرمایه خارجی و انسانی، توسعه مالی متأسفانه نتوانسته به بهبود اثرگذاری رانت منابع بر انباشت هر دو شکل از منابع در ایران به درستی عمل کند.

زارعی ; لاجوردی (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی رابطه توسعه مالی و تکانه‌های نفتی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی پرداختند. هدف آن‌ها تعیین نقش تعدیل‌کننده توسعه مالی بوده به گونه‌ای که آیا توسعه مالی سبب کاهش ارتباط مثبت میان تکانه‌های نفتی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک شده است؟ دوره زمانی مطالعه آن‌ها طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ بوده و برآورد مدل براساس داده‌های تلفیقی بوده است. نتایج تخمین نشان می‌دهد رابطه مثبتی میان تکانه‌های نفتی و بی‌ثباتی در رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک وجود دارد. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیرات نوسات نفتی بر رشد اقتصادی را میرا می‌سازد یعنی توسعه مالی

می‌تواند بخشی از اثرات منفی تکانه‌های نفتی بر نوسانات رشد اقتصادی را کاهش داده به عبارتی به تعدیل رسانده و موجبات رشد اقتصادی مستمر و پایدار را فراهم سازد.

امینی (۲۰۱۸) به بررسی اثرات وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی برای ۲۲ کشور پیشرفته و ۶۱ کشور توسعه نیافته و در حال توسعه برای دوره زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۰ پرداخته است. وی در مطالعه خود مهم‌ترین ساختارهای اثربخش بر منابع طبیعی را به صورت زیر معرفی می‌کند: رویکردهای بلندمدت در قیمت‌های جهانی، نوسانات قیمت، کاهش دائمی قطعات صنعت، عملکرد مؤسسات مالی، آزمون معنی‌داری برای شناخت ماهیت داده‌ها (تجمیعی یا پانل) و آزمون‌های هاسمن برای تشخیص تفاوت بین اثرات ثابت و تصادفی انجام شده و سپس مدل تحقیق با استفاده از روش اثرات ثابت تخمین زده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که وفور منابع طبیعی، مؤسسات مالی و تعاملات بین مؤسسات بر میزان متوسط رشد سالانه تولید ناخالص داخلی تأثیر معنی‌داری نداشته است.

ابونوری و خواجه زاده (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر بهبود بخش مالی و آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک پرداختند. در این مطالعه از سه شاخص شامل عمق مالی، اعطای تسهیلات به بخش دولتی و اعطای تسهیلات به بخش خصوصی به عنوان جایگزین بهبود مالی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری تأثیر اندکی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک داشته و از بین شاخص‌های معرف توسعه مالی، اعطای تسهیلات به بخش خصوصی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در فاصله سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۵ داشته است.

چکوری و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به طور تجربی به تأثیر وابستگی نفت به توسعه بخش مالی در الجزایر برای دوره ۱۹۸۴-۲۰۱۷ پرداخته‌اند. آنان در مقاله خود از شاخص توسعه مالی ترکیبی (که توسط صندوق بین‌المللی پول ساخته شده) و اعتبار بانکی به بخش خصوصی به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی استفاده کرده‌اند. نتایج استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، نشان می‌دهد که تأثیر اجاره نفت بر هر دو معیار توسعه بخش مالی منفی و از نظر آماری قابل توجه است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی مثبت و است و از نظر آماری معنادار می‌باشد.

ردموند و نصیر^۲ (۲۰۲۰) به بررسی نقش فراوانی منابع طبیعی، تجارت بین‌المللی و توسعه مالی در توسعه اقتصادی کشورهای منتخب (شامل ۳۰ کشور) برای دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ پرداخته‌اند. آن‌ها در مطالعه خود بر اساس سطح توسعه، کشورها را در سه گروه ارزیابی کردند: کشورهای با درآمد پایین متوسط، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد بالا. چهار روش برای تخمین پانل استفاده شده است: اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE)، حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده^۳ (FMOLS) و حداقل مربعات پویا^۴ (DOLS). یافته‌های تحقیق آن‌ها نشان

1- Chekouri et al

2- Redmond and Nasir

3- Fully Modified OLS

4 - Dynamic Ordinary Least Squares

می‌دهد فراوانی منابع، تجارت بین‌الملل، توسعه مالی، گشودگی تجارت و کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب تأثیر مثبت داشته است.

مدیری و دامن کشیده (۱۴۰۲) در مطالعه تأثیر نامتقارن شوک قیمت نفت را بر درآمدهای مالیاتی، نفرین منابع، ادوار تجاری و بازار سهام در فاصله زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ در کشورهای صادرکننده نفت بررسی نموده است. نتایج مطالعه عدم مدیریت مناسب درآمد حاصل از فروش نفت را در این دسته از کشورها تایید می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که سهم زیادی از درآمدهای نفتی صرف واردات و مقابله با تورم شده و شکاف تولید افزایش یافته و منجر به رکود بخش‌های تولیدی شده است. این مطالعه تنوع بخشی به بازارهای مالی و بازبودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی به جای مصرف کوتاه مدت آنها را عامل غلبه بر نفرین نفت پیشنهاد نموده است.

۳. ارائه مدل و داده‌های تحقیق

در این پژوهش برای بررسی اثر متغیرهای مختلف بر رشد اقتصادی به ویژه اثر فراوانی منابع طبیعی (نفت) بر رشد اقتصادی از کانال توسعه مالی از مدل رگرسیون حد آستانه‌ای برای داده‌های پانل استفاده شده است. جامعه آماری این مطالعه شامل تمامی کشورهای صادرکننده نفت طی دوره‌های زمانی مختلف است که اطلاعات آماری آن‌ها در مورد متغیرهای مورد استفاده در پایگاه داده‌ای بانک جهانی موجود می‌باشد. نمونه آماری در این مطالعه، ۱۱ کشور عضو اوپک می‌باشد که شامل کشورهای آنگولا، ایران، اندونزی، اکوادور، قطر، جمهوری کنگو، کویت، گابن، عربستان سعودی، نیجریه و الجزایر است. قلمرو زمانی تحقیق سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ می‌باشد این دوره به دلیل دسترسی بیشتر به داده‌ها انتخاب شده است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از طریق مراجعه به WDI و بانک جهانی گردآوری شده است. جهت برآورد تأثیر وفور منبع طبیعی نفت بر رشد اقتصادی، به پیروی از (Erdogan et al., 2020) رابطه (۶) تصریح شده است:

$$growth_{it} = \mu_{it} + \beta_1' lnoil\ rent_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' lnoil\ rent_{it} I(q_{it} > \gamma) + \beta_3 X_{it} + e_{it} \quad (6)$$

که در آن:

در آن $growth_{it}$ نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i در زمان t ، $lnoil\ rent_{it}$ لگاریتم رانت نفتی (اجاره‌بهای نفتی)، X متغیرهای کنترلی و e_{it} جز خطا می‌باشد. متغیرهای کنترلی شامل DCPB (یا q_{it}) نسبت اعتبارات داخلی پرداخت شده به بخش خصوصی به وسیله بانک‌ها (به‌عنوان متغیر آستانه‌ای برای مشخص کردن سطح عمق مالی است).

در مطالعه ما، اعتبار داخلی را به بخش خصوصی ترجیح دادیم (% از تولید ناخالص داخلی) برای نشان دادن سطوح توسعه مالی. دلیل اصلی برای انتخاب این متغیر این است که مستقیماً با سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی که یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی است ارتباط دارد و دسترسی به تسهیلات

اعتباری بسیار زیاد است و برای تأمین هزینه‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مهم است. شاخص اعتبار داخلی به خصوصی میزان وجوه منتقل شده را به بخش خصوصی نشان می‌دهد (Bakwena & Bodman, p.18). در بسیاری از تحقیقات، نسبت اعتبار داخلی به بخش خصوصی به عنوان شاخص توسعه مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عنوان مثال، احمد (۲۰۱۷) در مطالعات خود از سرانه اعتبار داخلی واقعی به نسبت بخش خصوصی به توسعه مالی را آزمایش کرد به طور مشابه، (Nawaz et al, 2019) و (Gokmanoglu and Rustamov, 2019) اعتبار داخلی را به اعتبار ترجیح دادند نسبت بخش خصوصی به عنوان سهم از تولید ناخالص داخلی نشان دهنده توسعه مالی است. در جدول ۱ متغیرهای مطالعه، تعریف آن‌ها و منبع داده‌های هر متغیر ارائه می‌گردد:

جدول ۱- تعریف متغیرها و منبع داده‌ها

نام متغیر / نوع متغیر در برآورد مدل	نماد متغیر	تعریف	منبع
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه / متغیر وابسته	growth	درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه	World Bank
رانت نفتی / متغیر مستقل	oil rent	تفاوت بین ارزش نفت خام به قیمت‌های جهانی و کل هزینه‌های تولید	World Bank
نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی / متغیر آستانه	DCPB	اعتبار داخلی اعطا شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank
مخارج (هزینه‌های) مصرفی دولت / متغیر مستقل	govcon	کلیه هزینه‌های جاری دولت برای خرید کالاها و خدمات (شامل جبران خدمات کارکنان) به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank
نرخ رشد جمعیت / متغیر مستقل	popgrow	درصد تغییر در میزان جمعیت کشور در دو سال متوالی	World Bank
سرمایه‌گذاری ناخالص / متغیر مستقل	fcf	تشکیل سرمایه ناخالص به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank
درجه باز بودن تجارت / متغیر مستقل	Open trade	مجموع ارزش صادرات و واردات کالاها و خدمات کشور به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank
نرخ تورم / متغیر مستقل	inf	درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده	World Bank

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تأثیر وفور منبع طبیعی نفت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو اوپک در دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۹ از طریق مدل رگرسیون آستانه‌ای پنل برآورد شده است. در ادامه به توضیح رگرسیون آستانه‌ای می‌پردازیم.

۳-۱. مدل رگرسیون آستانه‌ای پانل (PSTR)

مدل رگرسیون آستانه‌ای پانل برای اولین بار در سال ۱۹۹۹ توسط هانسن^۱ با بررسی این مسئله که آیا توابع رگرسیونی به طور یکنواخت از همه مشاهدات عبور می‌کنند یا خیر مطرح شد که در آن داده‌های ترکیبی با توجه به مقادیر متغیر آستانه‌ای که ممکن است کم‌تر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای مورد نظر باشند به دو روش تقسیم‌بندی می‌شوند که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرند:

✓ روش اول: در این روش بر طبق ترجیحات فردی نمونه مورد نظر به دو گروه تقسیم می‌شوند. همچنین در این روش به دلیل اینکه انتخاب محل شکست به صورت اختیاری می‌باشد صحت نتایج و پارامترهای برآورد شده سؤال برانگیز می‌باشد زیرا به انتخاب نقطه‌ای که در آنجا شکست ساختاری رخ داده است وابسته خواهد بود.

✓ روش دوم: در این روش با بهره‌گیری از رگرسیون پیاپی، محل آستانه‌ها به طور کاملاً درون‌زا و با مرتب کردن داده‌های موجود در پژوهش تعیین می‌شود و در شکل‌گیری یا تشکیل نوع رابطه غیرخطی تصورات ذهنی دخالتی نداشته و نیاز به تعیین فرم تابعی معین غیرخطی در بررسی روابط نیست. وقتی که داده‌های ترکیبی به صورت متوازن یا متعادل باشند $\{y_{it}, q_{it}, x_{it} \mid 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$ که در اینجا i بیانگر مقطع و t بیانگر زمان می‌باشد. y_{it} نشان‌دهنده متغیر وابسته و q_{it} نشان‌دهنده متغیر آستانه و x_{it} نیز متغیر توضیحی است. فرم تشکیل دهنده این مدل به صورت زیر (۱) است:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

که $I(\cdot)$ تابع شاخص است. مشاهدات براساس این که متغیر آستانه q_{it} بیشتر یا کمتر از γ ، باشد به دو رژیم تقسیم می‌شوند. این رژیم‌ها به وسیله متفاوت بودن شیب‌های رگرسیون β_1 و β_2 مشخص خواهد شد فرض می‌شود که متغیر آستانه‌ای q_{it} در طول زمان تغییر نمی‌کند. در مورد جمله خطای e_{it} نیز فرض می‌شود که غیروابسته و به طور یکسان توزیع شده باشد و همچنین میانگین آن صفر و دارای واریانس محدود σ^2 است (Mardani, 2017)

در معادله بالا $I(\cdot)$ تابع شاخص است. همان‌گونه که در معادله بیان شده است، مشاهدات برحسب این که بالاتر یا پایین‌تر از پارامتر آستانه‌ای بهینه (γ) می‌باشند، طبقه‌بندی می‌شوند و β_1 و β_2 شیب‌های رگرسیون در دو رژیم است. تابع شاخص هم به صورت (۲) می‌باشد:

$$I(q_{it} > \gamma) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} > \gamma \\ 0 & \text{if } q_{it} \leq \gamma \end{cases} \quad (2)$$

یعنی چنانچه مقدار متغیری که برای آن آستانه تعیین شده است بیشتر از مقدار آستانه تعیین شده باشد، تابع شاخص مقدار یک می‌گیرد و در غیر این صورت، تابع شاخص، صفر خواهد بود.

۳-۲. روش تعیین حد آستانه

برای مشخص کردن سطح آستانه از گاما (γ) به عنوان پارامتر الگو استفاده می‌شود. منطقه‌ای که در آن گاما تعیین می‌شود، با مرتب‌سازی مشاهدات متغیر آستانه از کوچک به بزرگ و حذف ۱۵٪ بالایی و پایینی دنباله انتخاب می‌شود. مقدار آستانه گاما طوری معین می‌شود که R^2 را حداکثر یا مجموع مجذورات خطاها را حداقل کند. برای برآورد و مشخص کردن این الگو از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای پانل پویا که توسط آرلانو-بوندر^۱ (۱۹۹۱)، آرلانو-بور^۲ (۱۹۹۵)، نیوی و رسن^۳ (۱۹۹۸) و هلتزو-ایکن^۴ توسعه داده شده است، استفاده می‌شود. از ماتریس ابزارها نیز برای رفع همبستگی متغیر با وقفه و دیگر متغیرهای توضیحی استفاده می‌شود. در روابط گفته شده آنچه که مهم می‌باشد تخمین مقدار (γ) می‌باشد که به وسیله آن بتوان داده‌ها را در دو گروه مجزا تقسیم‌بندی کرد. مجموع مربعات خطا در تابع رگرسیون در نظر گرفته شده، تابع مقدار آستانه‌ای است. از این رو، این مجموع به صورت (۳) محاسبه می‌شود:

$$S_1(\gamma) = \hat{\epsilon} * (\gamma)^{\hat{\epsilon}} * (\gamma) \quad (3)$$

مقدار برآوردی آستانه از حداقل سازی رابطه بالا به دست می‌آید که به صورت (۴) است:

$$\hat{\gamma} = \arg \gamma \min S_1 \quad (4)$$

واریانس مقدار باقیمانده نیز به صورت رابطه (۵) به دست می‌آید:

$$(\hat{\sigma})^2 = \frac{1}{n} \hat{\epsilon} * (\gamma)^{\hat{\epsilon}} * (\gamma) = \frac{1}{n} S_1(\gamma) \quad (5)$$

چان^۵ (۱۹۹۳)، بیان می‌کند که در صورت مجهول بودن پارامتر آستانه‌ای، می‌توان با حداکثر کردن ضریب تعیین یا حداقل کردن مجموع مجذورات باقیمانده، تخمین‌های سازگار از پارامتر آستانه‌ای به دست آورد (Mehrrara and Zarei, 2011).

1- Arellano & Bond

2- Arellano & Bover

3 - Newey & Rosen

4 - Holtz-Eakin

5 - Chan

بنابراین می‌توان گفت مقداری از متغیر آستانه را انتخاب می‌کنیم که کمترین واریانس ممکن را داشته باشد. در تحقیق حاضر تخمین مدل و آزمون‌ها با نرم‌افزار استاتا ۱۶ انجام شده است که پس از تصریح مدل، این کمترین واریانس به طور اتوماتیک در نرم‌افزار محاسبه می‌شود.

۴. یافته‌های تحقیق

پیش از برآورد مدل لازم است پیش آزمون‌هایی برای دستیابی به نتایج معتبر انجام شود. برای پرهیز از رگرسیون کاذب مانایی متغیرها را بررسی می‌نماییم.

۴-۱. آزمون مانایی متغیرهای مدل

بررسی خواص سری زمانی داده‌های بکار رفته در مدل پژوهش، از جمله آزمون ریشه واحد پیش از برآورد اقتصادی ضروری است. در واقع الگوسازی و برآورد روابط اقتصادی با داده‌های سری زمانی یا پانل بدون توجه به آزمون‌های ریشه واحد معتبر نیست. یک فرآیند تصادفی زمانی مانا خواهد بود که میانگین و واریانس تابعی از زمان نباشند یعنی در طی زمان ثابت بوده و کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته است. در این مطالعه سه روش از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد پانل را مورد استفاده قرار می‌دهیم این روش‌ها عبارتند از: آزمون لوین، لین و چو (^{1}LLC)، آزمون برتوگ (^{2}A)، آزمون ایم، پسران و شین (^{3}IPS). نتایج این آزمون‌ها برای متغیرهای پژوهش در جدول ۲ آمده است. فرضیه صفر برای این آزمون‌ها عبارت از وجود ریشه واحد است. از آنجا که سطوح اهمیت نهایی (p -value) برای همه متغیرها در آزمون ریشه واحد آزمون لوین، لین و چو (LLC) کوچکتر از ۰/۰۵ است بنابراین متغیرها $I(0)$ و مانا می‌باشند.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد برای داده‌های ترکیبی متغیرهای مدل پژوهش

روش آزمون متغیر	Levin, Lin & Chu t	Breitung t-stat	Im, Pesaran and Shin Wstat
GDP per	-۳.۳۷۶۵ (۰.۰۰۰۴)	-۴.۰۸۳۳ (۰.۰۰۰۰)	-۴.۴۲۹۳ (۰.۰۰۰۰)
population	-۷.۱۹۵۹ (۰.۰۰۰۰)	۳.۳۱۵۸ (۰.۹۹۹۵)	۱.۸۳۲۱ (۰.۹۶۶۵)
trade	-۲.۳۹۹۸ (۰.۰۰۸۲)	-۱.۶۸۸۸ (۰.۰۴۵۶)	-۳.۰۸۳۰ (۰.۰۰۱۰)

¹ - Levin, Lin & Chu

² - Breitung

³ - Im, Pesaran & Shin (IPS)

روش آزمون متغیر	Levin, Lin & Chu t	Breitung t-stat	Im, Pesaran and Shin Wstat
Ln inflation	-۲.۴۷۱۷ (۰.۰۰۶۷)	-۲.۷۵۷۰ (۰.۰۰۲۹)	-۴.۵۹۳۲ (۰.۰۰۰۰)
Ln general	-۲.۷۶۸۵ (۰.۰۰۲۸)	-۰.۰۹۷۳ (۰.۴۶۱۲)	-۱.۸۶۵۶ (۰.۰۳۱۱)
Ln gross	-۳.۱۱۴۰ (۰.۰۰۰۹)	-۲.۷۶۰۲ (۰.۰۰۲۹)	-۱.۳۹۸۲ (۰.۰۸۱۰)
Ln domesti	-۳.۵۴۳۹ (۰.۰۰۰۲)	-۰.۵۳۸۰ (۰.۳۹۵۳)	-۰.۸۱۱۹ (۰.۲۰۸۴)
Ln oil	-۲.۱۴۶۷ (۰.۰۱۵۹)	-۰.۹۲۶۰ (۰.۱۷۷۲)	-۰.۴۱۳۵ (۰.۳۳۹۶)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۴. آزمون‌های تشخیصی برای انتخاب مدل مناسب

در تخمین یک مدل که داده‌های آن از نوع داده‌های ترکیبی باشد، ابتدا باید نوع الگو برآوردی مشخص شود. به این معنا که در ابتدا باید بررسی کنیم که مدل در طبقه panel یا pool قرار خواهد گرفت. در داده‌های از نوع ترکیبی ابتدا باید آزمون چاو به جهت انتخاب شیوه تخمین مدل از بین دو راهکار تجمیعی و پانلی بررسی شود. از این رو نتیجه آزمون چاو (F لیمر) برای مدل پژوهش در جدول ۳ آمده است. همان‌طور که از جدول پیداست فرضیه صفر مبنی بر وجود داده‌های تجمیعی رد شده و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود.

جدول ۳- آزمون لیمر (چاو)

نام آزمون	آماره محاسباتی	احتمال آماره	نتیجه
لیمر (چاو)	۴/۳۱	۰/۰۰۰۰	استفاده از داده‌های پنل

منبع: یافته‌های پژوهشگر

حال که با توجه به نتیجه آزمون چاو، الگوی داده‌های پانلی برای مدل پژوهش مناسب تشخیص داده شد بایستی برای مشخص کردن یک مدل ارجح و درست از میان مدل اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شود. در مدل اثرات تصادفی فرض بر این مبنا است که همبستگی بین جزء خطا با متغیرهای توضیحی وجود ندارد و این دو مستقل از هم هستند. به عبارتی در مدل اثرات تصادفی $E(U_i / X_i) = 0$ می‌باشد. نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب مدل بین اثرات تصادفی و اثرات ثابت برای الگوی پژوهش حاضر در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴- آزمون هاسمن

نام آزمون	آماره محاسباتی	احتمال آماره	نتیجه‌گیری
هاسمن	۳۴/۲۷	۰/۰۰۰۰	استفاده از روش اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در آزمون هاسمن، فرضیه صفر بر مدل پانل دیتا با اثرات تصادفی و فرضیه مقابل بر مدل پانل دیتا با اثرات ثابت دلالت می‌کند. باتوجه به اینکه احتمال آماره در آزمون هاسمن از ۵ درصد کوچکتر است فرضیه صفر که مبنی بر پانل دیتا با اثرات تصادفی است رد می‌شود و فرضیه مقابل مبنی بر تأیید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. در داده‌های ترکیبی امکان وقوع دو نوع از خودهمبستگی سریالی و مقطعی وجود دارد. همان‌گونه که در فصل سوم بیان شده برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون وولدریج و برای تشخیص خودهمبستگی مقطعی از آزمون پسران یا فریدمن استفاده می‌شود. نتایج مربوط به این دو آزمون برای مدل مورد بررسی پژوهش ما در جدول ۵ به صورت زیر نمایش داده شده است:

جدول ۵- نتایج آزمون‌های خودهمبستگی

نام آزمون	آماره محاسباتی	احتمال آماره	نتیجه‌گیری
وولدریج	۷/۲۲۸	۰/۰۲۲۳	خودهمبستگی سریالی دارد
پسران	۴/۹۹۲	۰/۰۰۰۰	خودهمبستگی مقطعی دارد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به مقادیر بحرانی و احتمال‌های به دست آمده برای آزمون‌های خودهمبستگی، وجود هر دو نوع خودهمبستگی سریالی و مقطعی در مدل تأیید می‌شود. در نتیجه برای اینکه بتوان ضرایب دقیق‌تری به دست آورد باید همبستگی را در مدل نهایی رفع نمود.

۳-۴. برآورد مدل پانل آستانه‌ای

همان‌طور که بیان شد، هدف اصلی در انجام این پژوهش اندازه‌گیری اثرپذیری رشد اقتصادی از فراوانی منابع طبیعی از کانال توسعه مالی است. بر این اساس از روش رگرسیون پنل آستانه برای رسیدن به هدف یاد شده استفاده می‌شود. برای اینکه بتوان به این امر دست یافت در ابتدا سطح آستانه را محاسبه می‌کنیم و سپس با استفاده از سطح آستانه به دست آمده، تخمین نهایی مدل را انجام می‌دهیم.

۴-۳-۱. محاسبه سطح آستانه

در بخش ۳-۲ روش تعیین مقدار آستانه توضیح داده شد و بیان گردید که مقداری برای سطح آستانه انتخاب می‌شود که بر اساس آن، میزان واریانس جملات خطا در مدل حداقل باشد. در جدول ۶ نتایج مربوط به تعیین مقدار آستانه برای متغیر توسعه مالی آورده شده است. با توجه به این که در سطح اطمینان ۹۰٪، مقدار صفر در فاصله بین حد پایین و بالا قرار نگرفته است، مقدار بدست آمده برای آستانه از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد.

جدول ۶- تعیین مقدار آستانه برای متغیر توسعه مالی

نوع مدل	مقدار آستانه	حد پایین	حد بالا
تک آستانه	۴.۱۹۰۶	۴.۱۶۶۵	۴.۲۱۴۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۳-۲. برآورد مدل با در نظر گرفتن سطح آستانه

با توجه به نتایج آزمون‌های انجام شده در بخش‌های قبل، برای تعیین چگونگی تأثیرگذاری وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی از کانال توسعه مالی کشورهای عضو اوپک از مدل آستانه‌ای پانلی با اثرات ثابت استفاده می‌نماییم. نتایج تخمین مدل و میزان اثرگذاری متغیرهای مختلف بر رشد اقتصادی کشورهای مذکور در جدول ۶ آمده است.

جدول ۷- تخمین مدل با در نظر گرفتن مقدار آستانه

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره محاسباتی	احتمال
Cons (ضریب ثابت)	-۸.۰۶۸۸۹۴	-۱.۸۵	۰.۰۶۵
Population	-۱.۲۶۵۹۶۳	-۳.۲۰	۰.۰۰۲
trade	۰.۰۴۵۰۲۱۶	۱.۸۵	۰.۰۶۶
Ln inflation	-۰.۶۸۲۴۰۰۸	-۲.۸۶	۰.۰۰۵
Ln general	۰.۲۵۶۹۱	۰.۳۱	۰.۷۵۸
Ln gross	۱.۷۷۹۲۷۵	۱.۷۲	۰.۰۸۷
$lnoil\ rent_{it}, fd \leq \gamma$	۱.۷۷۰۲۲۲	۲.۶۷	۰.۰۰۸
$lnoil\ rent_{it}, fd > \gamma$	-۰.۵۳۰۰۲۶۷	-۰.۶۸	۰.۴۹۵
آماره $F(10, 202)$		۵.۳۶	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۷ نتایج تخمین مدل را در حالت آستانه‌ای نشان می‌دهد. با توجه به اینکه مقدار آستانه معنی‌دار بوده است. بر اساس این یافته‌ها در سطح اطمینان ۹۹٪، تأثیر متغیر میزان وابستگی به فراوانی منابع طبیعی (نفت) برای رژیم اول که میزان تعمیق مالی کمتر از حد آستانه است، مثبت و معنادار و برای رژیم دوم که وابستگی به

فراوانی منابع طبیعی بالاتر از میزان آستانه می‌باشد منفی است اما تأثیر معناداری ندارد. به طوری که قبل از رسیدن به آستانه، یک درصد افزایش در اجاره‌بهای نفت، رشد اقتصادی را ۱.۷۷ درصد افزایش می‌دهد. در صورتی که پس از عبور از سطح آستانه، تغییر در اجاره‌بهای نفت تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد. به عبارت دیگر برای رژیم اول که در آن نسبت تعمیق مالی کمتر از ۴.۱۹۰۶ درصد است افزایش یک درصد رانت نفت از نظر آماری تأثیر مهمی بر رشد اقتصادی داشته است. از طرف دیگر برای رژیم دوم که نسبت تعمیق مالی بالاتر از ۴.۱۹۰۶ درصد است افزایش یک درصد رانت نفت از نظر آماری معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر برای رژیم دوم، با عبور از حد آستانه، افزایش اعتبارات مالی به بخش خصوصی به عنوان شاخص توسعه مالی در گروه کشورهای منتخب عضو اوپک با افزایش کارایی سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی همراه نبوده است. این امر وضعیت نامناسب توسعه مالی و همچنین تخصیص غیر بهینه منابع مالی و ناکارآمدی دستگاه‌های مالی در گروه کشورهای منتخب عضو اوپک را نشان می‌دهد.

همچنین متغیر نرخ رشد جمعیت اثرات منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است به طوری که یک درصد افزایش در نرخ رشد جمعیت رشد اقتصادی را به میزان ۱.۲۶۵ درصد کاهش می‌دهد. همچنین متغیر بازبودن تجارت با رشد اقتصادی ارتباط مثبت و معناداری دارد به طوری که یک درصد افزایش در بازبودن تجارت رشد اقتصادی را به میزان ۰.۰۴۵ درصد افزایش می‌دهد. تورم تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد به گونه‌ای که یک درصد افزایش نرخ تورم رشد اقتصادی را به میزان ۰.۶۸۲ درصد کاهش می‌دهد. در کشورهایی که تورم بالایی را تجربه می‌کنند این نتیجه مورد انتظار است. متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص با رشد اقتصادی ارتباط مثبت و معناداری دارد به طوری که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری ناخالص رشد اقتصادی را به میزان ۱.۷۷ درصد افزایش می‌دهد و مخارج مصرفی دولت اثرات معناداری بر رشد اقتصادی نداشته است.

۵- نتیجه‌گیری

علی‌رغم برخورداری کشورهای عضو اوپک از منبع فراوان طبیعی نفت، اما به دلایل متعدد این کشورها دارای رشد اقتصادی مطلوب نمی‌باشند. بسیاری از مطالعات نشان می‌دهد که رابطه این دو متغیر در کشورهای مذکور منفی می‌باشد که از آن به عنوان «تفرین منابع طبیعی» یاد می‌شود. برخی مطالعات، وجود رابطه منفی بین وفور منابع طبیعی و رشد اقتصادی را به دلیل عمق اندک بازارهای مالی عنوان نموده‌اند. پژوهش‌های مختلف نیز گویای آن است که کشورهای نفتی سطح پایین‌تری از توسعه مالی را نسبت به میانگین جهانی دارا هستند. از این رو، به نظر می‌رسد که با توسعه مالی و تعمیق آن در این کشورها می‌توان از فرصت وجود منابع طبیعی فراوان در این کشورها و درآمدهای حاصله، به نفع رشد اقتصادی بهره برد. جهت بررسی نحوه تأثیرگذاری درآمد حاصل از رانت نفت بر رشد اقتصادی مطالعه حاضر از روش آستانه‌ای به برآورد سطح تعمیق مالی کشورهای عضو اوپک (شامل کشورهای آنگولا، ایران، اندونزی، اکوادور، قطر، جمهوری کنگو، کویت، گابن، عربستان سعودی، نیجریه و الجزایر) با حضور متغیرهای مستقلی چون نرخ رشد جمعیت، باز بودن تجارت، تورم، سرمایه‌گذاری ناخالص و مخارج مصرفی دولت در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ پرداخته است. یافته‌ها گویای آن است که مقدار آستانه برای متغیر

توسعه مالی (اعتبارات داخلی بانک‌ها به بخش خصوصی) برابر ۴/۱۹ می‌باشد. تأثیر متغیر فراوانی منابع طبیعی (نفت) بر روی رشد اقتصادی از کانال توسعه مالی برای رژیم اول که میزان تعمیق مالی کمتر از حد آستانه است، مثبت و معنادار و برای رژیم دوم که میزان تعمیق مالی بالاتر از میزان آستانه باشد معنادار نیست. همچنین در مدل آستانه‌ای، ضرایب تأثیرگذاری رشد جمعیت و تورم بر رشد اقتصادی منفی و ضرایب تأثیرگذاری باز بودن تجارت و سرمایه‌گذاری ناخالص بر رشد اقتصادی مثبت بوده است. همان‌طور که نتایج نیز نشان داد تأثیر تورم بر رشد اقتصادی کشورهای مذکور نیز منفی بوده است. اگرچه با عمیق‌تر شدن سیستم مالی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری در سیستم مالی افزایش خواهد یافت و بخش حقیقی قادر خواهد بود به منابع مالی بیشتری دست یابد اما تعمیق مالی در کشورهای عضو اپک نتوانسته است بر پدیده نفرین منابع غلبه نماید.

تضاد منافع

نویسندگان مقاله عدم وجود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

- ابونوری، عباسعلی و خواجه زاده، مهدیس (۱۳۹۹)، تحلیل تأثیر گسترش مالی و تجاری بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک، اقتصاد مالی سال ۱۴ تابستان ۱۳۹۹ شماره ۲ (پیاپی ۵۱) ۱۷۳ - ۱۹۴
- احمدیان یزدی فرزانه، همایونی فر مسعود، مهدوی عادل محمد حسین، فلاحتی محمد علی، حسینی سید محمد (۱۳۹۶)، مطالعه نقش توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر آشکال مختلف سرمایه در ایران، پژوهشهای اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و چهارم، شماره ۱۴، صص ۶۸-۳۰.
- ابراهیمی، محسن و سالاریان، محمد (۱۳۸۸)، بررسی پدیده ی نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده ی نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن / فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۱، بهار ۱۳۸۸، صفحات ۱۰۰ - ۷
- بهبودی داوود، اصغرپور حسین، ممی پور سیاب (۱۳۸۸)، فراوانی منابع طبیعی، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت (با تأکید بر منابع نفتی)، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره ۴۰، صص ۱۴۷-۱۲۵.
- راستی محمد (۱۳۸۸)، بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک: آزمون فروض پاتریک، بررسی های بازرگانی، دوره ۷، شماره ۳۸، صص ۷۲-۵۹.
- رضایی محمد، یآوری کاظم، عزتی مرتضی، و منصور اعتصامی (۱۳۹۴)، بررسی اثر وفور منابع طبیعی (نفت و گاز) بر سرکوب مالی و رشد اقتصادی از کانال اثرگذاری بر توزیع درآمد، پژوهشنامه اقتصادی انرژی ایران، سال چهارم، شماره ۱۴، صص ۱۲۲-۸۹.

- راسخی، سعید و رنجبر، امید (۱۳۸۸)، اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، مجله دانش و توسعه، سال ۱۶، شماره ۲۷، صص ۲۲-۱.
- رحمانی، تیمور و گلستانی، ماندانا (۱۳۸۸)، تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت خیز، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۹، صص ۵۷.
- زارعی بتول و لاجوردی حسن (۱۳۹۷)، بررسی رابطه توسعه مالی و تکانه های نفتی بر رشد اقتصادی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره، صص ۱۹۳-۲۰۸.
- شاه آبادی و صادقی (۱۳۹۲) مقایسه اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی ایران و نروژ فصلنامه مدل سازی اقتصادی (سال هفتم، شماره « ۲ پیاپی، ۲۲» تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۴۳-۲۱.
- شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲، تاثیر آستانه ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای دی هشت، پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۱۲، شماره ۳، صص ۲۱-۳۸
- یاوری کاظم، رضاقلی زاده مهدیه، و آقایی مجید (۱۳۹۰)، بررسی رشد اقتصادی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی (با تاکید بر منابع نفتی)، فصلنامه مدل سازی اقتصادی، سال پنجم، شماره «۳ پیاپی،»، صص ۲۵-۴۶.
- یاوری کاظم، و سلمانی بهزاد (۱۳۸۴)، رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی: مورد کشورهای صادرکننده نفت، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، سال دهم، شماره ۳۷، صص ۲۴-۱.
- مردانی علی (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر قیمت سهام با توجه به وضعیت شاخص ثبات سیاسی کشورهای تولیدکننده نفت: رهیافت پانل آستانه ای، دانشگاه خوارزمی، پایان نامه کارشناسی ارشد.
- مهرآرا، محسن و زارعی، محمد (۱۳۹۰)، اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد آستانه ای، فصلنامه مدیریت، اقتصاد و حسابداری پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۲، شماره ۵، صص ۱۱-۴۴.
- محسن نظری و مبارک، اصغر (۱۳۸۹) وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی و رشد اقتصادی در کشورهای نفتی (۱۳۸۹). فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفتم/ شماره ۲۷/ زمستان ۱۳۸۹/ صفحات ۴۷-۶۸.
- مدیری، حمیدرضا و دامن کشیده، مرجان (۱۴۰۲)، شوک نامتقارن قیمت نفت، درآمدهای مالیاتی، نفرین منابع، بازار سهام و سیکل های تجاری در اقتصادهای صادر کننده نفتی، اقتصاد مالی سال ۱۷ پاییز ۱۴۰۲ شماره ۳ (پیاپی ۶۴) صص ۱۸۷ - ۲۰۶
- مهدوی عادل، محمدحسین روحانی، مریم (۱۳۹۷). اثر وفور منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشورهای منتخب اوپک نفت و گاز (با تاکید بر شاخص چندبعدی توسعه مالی در بازار سهام ۱۳۹۷). نشریه علمی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار سال دوازدهم، شماره چهل و دوم تابستان ۱۳۹۸.
- Ahmad,k; Mahalik,M.K.,& Shahbaz,M. (2016). Dynamics between economic growth, labor, Capital, and natural resource abundance in Iran an application of the combined Cointegration approach. *Resources.Policy*, 44, 213_221.

- Amini, A. (2018). Studying the Effect of Abundance of Natural Resources on Economic Growth- *European Journal of Sustainable Development* 7(1). 201-208.
- Beck, T. (2010). Finance and Oil: Is There a Resource Curse in Financial Development? *CEPR discussion paper*, Vol. 2011-004, EBC
- Chan K. (1993). Imperfect Information and Cross-Autocorrelation among Stock Prices, *the Journal of Finance*. XLV111, 4, 1211-1232.
- Chekouri Sidi, M., Chibi, A. & Benbouziane, M. (2020). Resource Abundance and Financial Development, Evidence from Algeria. *Asian Journal of Economics, Finance, and Management*. 2(4), 78-93.
- Erdoğan, S., Yıldırım, D. Ç., & Gedikli, A. (2020). Natural resource abundance, financial development, and economic growth: An investigation on Next-11 countries. *Resources Policy*, 65, 101559. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101559>
- Im, K.S. M.H. Pesaran & Y. Shin. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1). 53-74.
- Kutan, A., & Wyzan, M., Michel L. (2005). Explaining the Real Exchange Rate in Kazakhstan, 1996-2003; Is Kazakhstan Vulnerable Disease? *Economic Systems*, 29(2). 242-255.
- Lederman, D., & Maloney, W. (2003). Open questions about the link between natural resources and economic growth: Sachs and Warner Revisited. *Central Bank of Chile, Working Papers*, No. 141.
- Papayrakis, E; Gerlagh, Reyer. (2004). *Resource-Abundance and Economic Growth in the U.S.*, Nota di Lavoro, No. 62.2004, Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM), Milano.
- Redmond, T.; Nasir, M. A. (2020). Role of natural resource abundance, international trade, and financial development in the economic development of selected countries, *Resources Policy*, 66(2020), pp. 1-15.
- Sachs, J., & Warner, A. M. (1997). Natural resource abundance and economic Growth. *NBER working papers*, center for International Development, and Harvard Institute for International Development.
- Samargandi, N; Fidrmuc J., & Ghosh S. (2014). Is the Relationship Between Financial Development and Economic Growth Monotonic? Evidence from a Sample of Middle-Income Countries. *World Development*. 68, 66-81.
- Sidi M.C., Chibia, A., & Benbouziane, M. (2017). Algeria and the natural resource curse: oil abundance and economic growth, *Middle East Development Journal*, 9(2), 233-255.
- Stijns, J. (2005). Natural resource abundance and economic growth revisited. *Resources Policy*, 30(2). 107-130
- world Development Databank (2020).
- www.opec.home.page. OPEC Annual Statistical Bulletin, OPEC. (2019).

**The impact of natural resources on the economic growth of
OPEC countries through the financial development channel:
A Threshold panel model approach**

Afsaneh BaluchRiginasab¹

Marziyeh Esfandiari²

Reza Roshan³

Received: 03/ December /2025 Accepted: 19/ February/2025

Abstract

Despite the abundance of natural resources (especially oil) in OPEC member countries, for various reasons, these countries do not have favorable economic growth. One of the main reasons is that financial markets in these countries are not deep enough. The main purpose of this study is to investigate the impact of natural resource exports on economic growth given the level of financial deepening of OPEC member countries (including Angola, Iran, Indonesia, Ecuador, Qatar, Republic of the Congo, Kuwait, Gabon, Saudi Arabia, Nigeria, and Algeria). For this mean, composite data and panel threshold regression model in the period 2000-2019 were used. The results show that the threshold value for the financial development variable (internal credit of banks to the private sector) equals 4.19. The effect of the abundance of natural resources (oil) on economic growth through the financial development channel is positive and significant for the first regime where the rate of financial deepening is below the threshold, and for the second regime where the rate of financial deepening is above the threshold is not significant. Also in the threshold model, the coefficients of the impact of population growth and inflation on economic growth are negative and the coefficients of the impact of trade openness and gross investment on economic growth have been positive. It seems that to positively affect oil exports on the economic growth of OPEC member countries at high levels of financial development, it is necessary to pay attention to all components of financial development and deepen it.

Keywords: Natural resource abundance, Economic growth, Financial development, threshold panel model, OPEC member countries

JEL classification: G3, C4, O4, Q43

¹ Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. balochriginasab@gmail.com ,

^{2*} Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. (Corresponding author) m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

³ Department of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. re.roshan@pgu.ac.ir



بررسی تأثیر تورم بر کسری بودجه دولت در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه با وجود همه گیری ویروس کرونا: رویکرد پنل کوانتایل

یاسین شهبازی^۱

حبیب آقاجانی^۲

رضا رنجپور^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۱

چکیده

تورم از دو بعد درآمدی (فرضیه تانزی) و هزینه ای (فرضیه پاتینکین) بر کسری بودجه اثرگذار است. شناخت چگونگی اثر تورم بر کسری بودجه دولت در کشورهای مختلف می تواند زمینه را برای کنترل تورم و کاهش کسری بودجه فراهم کند. به همین منظور پژوهش حاضر به بررسی همزمان اثرگذاری تورم بر کسری بودجه دولت در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه با استفاده از داده های سالانه و در دوره زمانی ۲۰۱۹ - ۲۰۰۰ با وجود همه گیری ویروس کرونا در نوامبر ۲۰۱۹ پرداخته است. بدین منظور ابتدا با استفاده از پنل کوانتایل به بررسی اثر تورم بر کسری بودجه در کشورهای در حال توسعه (تقریباً با تورم بالا) و سپس کشورهای توسعه یافته (تورم پایین) پرداخته است.

نتایج حاصل از برآورد الگو در هر دو گروه کشورها، نشان دهنده اثرگذاری تورم بر کسری بودجه اما در دو حالت متفاوت است. به عبارت دیگر، این اثرگذاری در کشورهای توسعه یافته بیانگر این است که هم اثر تانزی و هم اثر پاتینکین در این کشورها برقرار بوده، اما در گروه کشورهای در حال توسعه اثر تانزی بر اثر پاتینکین غالب است. در واقع نتایج در کشورها با تورم بالاتر نشان می دهد در نتیجه افزایش تورم، کسری بودجه دولت افزایش یافته است. از طرفی سطوح مختلف تورم در کشورهای در حال توسعه، وجود رابطه غیرخطی بین تورم و کسری بودجه را نیز تأیید می کند. زیرا نتایج تحقیق نشان می دهد که در دهک های انتهایی تأثیر تورم بر کسری بودجه بیش تر از دهک های ابتدایی و میانی است که می توان علت این امر را ناشی از تأثیر منفی ویروس کرونا بر کسب و کارها، افزایش هزینه های دولت، در نتیجه افزایش تورم و اثر منفی تورم بر کسری بودجه دولت دانست. از سوی

۱ گروه اقتصاد مالی، پردیس بین المللی ارس (جلفا)، دانشگاه تبریز، ایران، yasin6031@yahoo.com

۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، ایران (نویسنده مسئول)، aghajani1249@gmail.com

۳ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، ایران، reza.ranjpour@gmail.com

دیگر در کشورهای توسعه یافته در طول دهک‌های مورد بررسی، ضریب تورم تنها در دهک ابتدایی باعث افزایش کسری بودجه شده است که می‌توان این امر را از آثار شوک منفی ناشی از بیماری کوید ۱۹ دانست، سپس با چاره‌اندیشی دولت‌ها نسبت به شناسایی این بیماری و سر و سامان دادن به اوضاع مالی خود تورم نیز روندی ملایم را در پیش گرفته و در سایر دهک‌ها تورم بر کسری بودجه نه تنها اثر منفی نداشته است، بلکه افزایش تورم باعث کاهش کسری بودجه در این دسته از کشورها شده است.

واژه‌های کلیدی: کسری بودجه، تورم، پنل کوانتایل، اپیدمی کرونا.

طبقه بندی JEL: C22، E31، E62.

۱- مقدمه

بعد از جنگ جهانی اول و به دنبال بحران بزرگ اقتصادی در سال‌های ۱۹۳۲-۱۹۲۹ که رکود و بیکاری بر اقتصاد جهان حکمفرما گردید، دولت‌ها به این فکر افتادند که چگونه می‌توانند رونق را به اقتصاد بازگردانند و زمینه‌های لازم رشد و توسعه اقتصادی را فراهم نمایند. اما در همین حال در نظر داشتند که با توجه به شرایط موجود، وجود بخش خصوصی به دلیل فقدان انگیزه لازم بی‌ثمر خواهد بود. از این رو به پیشنهاد سیاستمداران و اقتصاددانان همچون کینز، دولت‌ها به مداخله جدی در اقتصاد کشورشان روی آوردند و از لیبرالیسم اقتصادی که تا آن زمان عدم دخالت دولت را دیکته می‌کرد، دست برداشتند.

به این ترتیب دولت‌ها به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده در اقتصاد کشور مطرح شدند و دستیابی به نتایج مثبت در این خصوص موجب گردید تا آنها برای هدایت امور اقتصادی کشور، محدوده فعالیت خود را گسترش داده و با توسل به افزایش مخارج دولتی، برنامه‌های خود را به مرحله اجرا درآورند.

باید در نظر داشت که درآمدهای دولت به خصوص در کشورهای در حال توسعه، تکافوی مخارج دولت را نمی‌داد. لاجرم دولت‌ها با روی آوردن به سیاست کسری بودجه منابع مالی مورد نیاز را تحصیل نمودند؛ از این جهت دیده می‌شود که کسری بودجه یکی از مسائل اساسی در اقتصاد است (فرح‌بخش و محرابیان، ۱۳۸۲).

در این میان، مکاتب مختلف نظریات گوناگونی در مورد عوامل موثر بر کسری بودجه ارائه داده‌اند. به طور مثال، کینزین‌ها اعتقاد داشتند که کسری یا مازاد بودجه می‌تواند در بهبود نوسانات اقتصادی موثر عمل کند، به گونه‌ای که در دوره رکود میزان تولید پایین است و درآمد ملی نیز پایین می‌باشد و بدین‌سان دولت با توسل به اعمال سیاست‌های کسری بودجه از طریق افزایش هزینه‌های خود تاحدودی در جهت کاهش رکود اقتصادی عمل می‌نماید. روبینی و همکاران^۱ (۱۹۹۷) و گف^۲ (۱۹۹۳) در مطالعات خود به بررسی نظریات مختلف پیرامون کسری

^۱ Roubini et al.

^۲ Goff

بودجه پرداختند. آلسینا و همکاران^۱ (۱۹۹۷) سعی کردند نظریات کینزینها و نئوکلاسیکها پیرامون کسری بودجه را در ۱۴ کشور OECD بررسی کنند (کميجانی و ورهرا می، ۱۳۹۱).

در بسیاری از کشورها از سیاست کسری بودجه به عنوان یکی از ابزارهای سیاست مالی استفاده می کنند. به طور کلی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی با کسری بودجه مبهم می باشد. یکی از مهم ترین مباحثی که در اقتصاد کلان مورد بحث قرار می گیرد، ارتباط بین تورم و کسری بودجه است. به دلیل اثرات نگران کننده تورم در اقتصاد، کنترل و ارتباط آن با سایر متغیرهای اقتصادی نظیر حجم پول و کسری بودجه؛ به عنوان یکی از سیاست های کلان اقتصادی، همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است (فیشر و همکاران، ۲۰۰۲). شواهد آماری مربوط به تحقیقات تجربی درباره متغیرهای نرخ تورم و کسری بودجه نشان می دهد که ارتباط تورم با کسری بودجه برای همه کشورها یکسان نیست. از جمله این تحقیقات می توان به تحقیقات متزلر^۲ (۱۹۵۱)، پاتینکین^۳ (۱۹۶۵)، فریدمن^۴ (۱۹۶۸)، سارجنت و والاس^۵ (۱۹۸۱)، دیور^۶ (۱۹۸۲)، میلر^۷ (۱۹۸۳) اشاره نمود.

رگف^۸ (۱۹۹۰) برای کشورهای در حال توسعه نشان داد که تورم در کشورهای در حال توسعه کسری بودجه دولت را افزایش می دهد. ون هاگن و همکاران^۹ (۱۹۹۴) نیز در مطالعات خود نشان دادند که نتایج تاثیر تورم بر کسری بودجه در حالت کلی قابل پیش بینی نیست. بنابراین از لحاظ تئوریک اثر تورم بر کسری بودجه به طور قطعی مشخص نیست و با توجه به ساختار اقتصادی هر کشور ممکن است اثر منفی، مثبت یا خنثی داشته باشد. در ادبیات اقتصادی در زمینه نقش و اثر تورم بر درآمدهای مالیاتی و کسری بودجه، تانزی برای اولین بار مطرح نمود که تورم سبب کاهش ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی می شود؛ وی معتقد است که افزایش تورم ممکن است درآمدهای مالیاتی حقیقی را به دلیل تاخیر در پرداخت مالیات ها که یک پدیده بسیار مرسوم در کشورهای در حال توسعه است، کاهش داده و احتمال وقوع کسری بزرگتر را نیز افزایش دهد و هر چقدر تاخیر در پرداخت مالیات بیشتر و سیستم مالیاتی انعطاف کمتری داشته باشد، تاثیر تورم بر درآمدهای حقیقی مالیاتی و به تبع آن گسترش کسری بودجه بیشتر خواهد بود. این فرآیند در ادبیات اقتصادی به اثر تانزی مشهور است. در حالی که تجربیات کشورهای صنعتی جهان عکس این مطلب را نشان می دهد. در اغلب این کشورها، تورم با افزایش حقیقی درآمدهای مالیاتی همراه بوده است و مشکل کشورهای مزبور، سامان دهی نحوه برخورد آنان جهت خنثی کردن اثرات نامطلوب این افزایش است. احتمالاً افزایش تورم زمانی منجر به افزایش درآمدهای حقیقی مالیاتی و کاهش کسری بودجه می شود که وقفه های جمع آوری مالیات کوتاه باشد و نظام مالیاتی با کشش باشد. وقتی در کشوری درآمد مالیاتی با وقفه های طولانی جمع آوری می شود و کشش قیمتی درآمد مالیاتی کمتر از یک

¹ Alesina et al.

² Metzler

³ Patinkin

⁴ Friedman

⁵ Sargent & Wallace

⁶ Dwyer

⁷ Miller

⁸ Rogoff

⁹ Von Hgen et al.

است، نتایج تاثیر تورم به ویژه وقتی که تورم بالا است، می تواند متفاوت باشد. در اینگونه از کشورها، تورم موجب کاهش درآمدهای حقیقی مالیاتی می شود. وقتی نظام مالیاتی کشش ناپذیر و وقفه های جمع آوری مالیات طولانی و نرخ تورم بالا باشد، تحلیل در مورد اینکه چه اتفاقی برای مالیات می افتد، دشوارتر بوده و نمی توان حکم کلی برای تمامی کشورها در این زمینه صادر کرد.

در این راستا برسکین تورونی در سال ۱۹۳۷ از اولین اقتصاددانانی بود که رابطه بین نرخ تورم و کسری بودجه را مطالعه نمود و نشان داد زمانی که تورم شتابان است رابطه کسری بودجه و تورم می تواند منفی باشد. پاتینکین (۱۹۹۳) تصور کرد که ممکن است بین نرخ تورم و کسری بودجه رابطه منفی برقرار باشد و نظریه تورمی را مورد تایید قرار داد. وی معتقد بود که در نرخ های تورم بالا، مخارج حقیقی کمتر از زمانی که تورم وجود ندارد و یا پایین است ظاهر خواهد شد. به نظر وی اثر پاتینکین تثبیت کننده قوی در نرخ های بالا تورم خواهد بود. تعدیل کسری بودجه ناشی از کاهش مخارج حقیقی که از افزایش تورم حاصل می شود، به اثر پاتینکین مشهور است. در کشورهایی که تجربه تورم را داشته اند اثر تانزی و پاتینکین به نحوی خودشان را نشان می دهند و بسته به شرایط اقتصادی، شدت و ضعف آنها متفاوت بوده و خواهد بود. در واقع اثر تانزی از ناحیه درآمدها و اثر پاتینکین از ناحیه هزینه ها کسری بودجه را تحت تاثیر قرار می دهند. تورم از طرف درآمد و با فعال شدن اثر تانزی موجب انباشته شدن کسری بودجه دولت و تشدید آن می شود. از سوی دیگر، تورم از سوی هزینه ها بر مخارج دولت اثر می گذارد و بسته به شرایط اقتصادی و دامنه تورم، بودجه را تحت تاثیر قرار می دهد (سلاطین و همکاران، ۱۳۹۷).

به عنوان مثال، کاردوسو^۱ در مطالعه اقتصاد برزیل دریافته است که اثر تانزی^۲ به خاطر انعطاف پذیری در سیستم مالیاتی، کوتاه بودن وقفه های مالیاتی و شاخص بندی مالیات های تاخیری و اعمال جریمه بر مالیات های معوقه نتوانسته است از بعد درآمدی بر کسری بودجه اثر منفی گذارد. از طرف دیگر، اثر پاتینکین به خاطر عکس العمل برخی از اقلام مخارج نسبت به تورم (آنهايي که شاخص بندی نشده اند و یا امکان آن وجود ندارد) فعال بوده و با افزایش تورم از بعد مخارج موجب کاهش کسری بودجه گردیده است؛ به بیان دیگر، اثر تانزی و پاتینکین موجب برقراری رابطه معکوس بین تورم و کسری بودجه شده است (فرزینوش و همکاران، ۱۳۸۲).

در این میان، کشورهای جهان مطابق اعلام سازمان جهانی بهداشت در نوامبر سال ۲۰۱۹ درگیر اپیدمی کووید-۱۹ به عنوان یک بیماری همه گیر شدند. تاثیرات منفی این بیماری به مرگ انسان ها محدود نبوده بلکه تاثیرات بسزایی بر سیستم های اقتصادی، سیاسی، اجتماعی- فرهنگی کشورهای جهان داشته است. به عنوان مثال سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۳ پیش بینی می کند که شیوع طولانی مدت و شدید این بیماری همه گیر، رشد جهانی را به ۱/۵ درصد در سال ۲۰۲۰ کاهش می دهد که این نرخ معادل نیمی از نرخ رشد پیش بینی شده قبل از شیوع این بیماری است. دولت ها در سراسر جهان اقدامات شدید اقتصادی را در واکنش به کاهش شدید تولید جهانی به دلیل اختلال گسترده اقتصادی ناشی از همه گیری کووید-۱۹ انجام داده اند. مقامات مالی و پولی اقداماتی همچون

¹ Cardoso

² Tanzi Effect

³ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD 2020)

جبران درآمد از دست رفته خانوارها، نجات مشاغل و جلوگیری از ورشکستگی های بزرگ و ... انجام دادند. همزمان با کاهش شدید درآمدهای مالیاتی دولت و افزایش ناگهانی هزینه های دولت انتظار بر این است که کشورهای مختلف کسری بودجه زیادی را متحمل شوند.

با توجه به نحوه تاثیرگذاری تورم بر کسری بودجه در کشورهای مختلف و شیوع گسترده اپیدمی کووید-۱۹، مطالعه حاضر درصدد بررسی اثر تورم بر کسری بودجه دو گروه از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با وجود شیوع همه گیری کرونا است. با عنایت به اینکه رگرسیون کوانتایل از مزیت های زیادی نسبت به سایر روش ها برخوردار بوده و در رشته اقتصاد در زمینه های مختلفی از قبیل مطالعات ساختار دستمزد، ارزش ریسک، قیمت-پذیری سبد دارایی و توسعه اقتصادی کاربرد دارد؛ لذا در این پژوهش اثرپذیری کسری بودجه از تورم با وجود شیوع همه گیری کرونا در دو گروه از کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته با استفاده از رگرسیون کوانتایل مورد بررسی قرار می گیرد.

۳-۱- پایه های نظری

۳-۱-۱- تعریف بودجه و کسری بودجه

بودجه کل کشور برنامه مالی دولت است که برای یک سال مالی تهیه و حاوی پیش بینی درآمد و سایر منابع تامین اعتبار و برآورد هزینه ها برای انجام عملیاتی که منجر به نیل به سیاست ها و هدف های قانونی می شود (فرزیب، ۱۳۸۱).

در ادبیات اقتصادی بیش تر دانشمندان اقتصادی بودجه را اینگونه تعریف کرده اند: «بودجه عبارت است از نگه داشتن دخل و خرج دولت و ایجاد توازن میان درآمدها و هزینه ها، تا در آن کسری بودجه پیش نیاید» (اسفندیاری و همکاران، ۱۳۹۳).

اصطلاح کسری بودجه به معنی افزون بودن مخارج جاری دولت نسبت به درآمدهای جاری آن است (قره باغیان، ۱۳۷۱). براساس یک نظریه اقتصاد کسری بودجه به خودی خود مساله چندان مهمی نیست ولی اگر این امر به صورت دائمی باشد، باعث ایجاد مشکلاتی می گردد. عواقب کسری بودجه به میزان آن و از طرف دیگر به تعداد سال هایی که کسری بودجه اعمال می گردد، بستگی دارد. وجود کسری بودجه اندک و غیرمستمر برای اداره سالم یک اقتصاد امری ضروری است (کميجانی، ۱۳۷۴).

در زمان هایی که اقتصاد جامعه به طور آرام در حال رشد و توسعه است، افزایش حجم پول و نقدینگی متناسب با رشد اقتصادی از ضروریات بوده و یکی از بهترین راه های افزایش حجم پول ایجاد کسری بودجه ملایم می باشد. کسری بودجه اندک، گاهی اوقات وسیله مناسبی جهت مقابله با رکودهای اقتصادی و از میان برداشتن بیکاری و حوادث غیرمترقبه ایست که هر چندگاه یکبار در جامعه رخ می دهد (شاکری، ۱۳۸۹).

۳-۱-۱- تعریف کسری بودجه از نظر کلاسیک ها و کینزین ها

در متون اقتصادی کسری بودجه به صورت زیر تعریف می شود:

$$BD=G-NT$$

BD کسری بودجه دولت، G هزینه‌ها یا مخارج دولتی (پرداخت‌های دولت بابت کالاها یا خدمات)، NT خالص مالیات‌ها (دریافت‌های دولت بابت مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم منهای پرداخت‌های انتقالی شامل کمک‌های بلاعوض، یارانه‌ها، اعانه بیکاری و غیره) است. اگر $BD > 0$ باشد کسری بودجه، اگر $BD = 0$ باشد توازن بودجه و اگر $BD < 0$ باشد مازاد بودجه وجود دارد. این تعریف از کسری بودجه تعریفی ساده و کلاسیک از کسری بودجه است که مبتنی بر نظریه دولت کلاسیک می‌باشد. در نظریه دولت کلاسیک وظیفه دولت محدود به تأمین امنیت، دفاع، قضا و تأمین برخی کالاها عمومی می‌شود و مخارج دولت مربوط به هزینه‌های انجام این وظایف است و درآمدهای دولت از طریق دریافت مالیات‌ها تأمین می‌شود. با بروز بحران بزرگ اقتصادی دهه ۳۰ میلادی و بیکاری بی‌سابقه ناشی از آن، جان مینارد کینز با انتشار کتاب "تئوری عمومی اشتغال، بهره و پول" در سال ۱۹۳۶، ضمن انتقاد از نظریه کلاسیک‌ها، خواهان گسترش فعالیت دولت در امور تولیدی و اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری شد. در نگرش کینزی، به دلیل اشتغال ناقص عوامل تولید، مخارج دولت علاوه بر مخارج کلاسیکی، باید شامل مخارج سرمایه‌گذاری نیز شود و اگر دولت برای این مخارج دچار کسری شود، می‌توان آن را از طریق استقراض تأمین کرد (برادران خانیان، ۱۳۹۵).

۳-۱-۱-۲- مفهوم کسری بودجه از نگاه بدهی

یکی از گسترده‌ترین تعاریف کسری بودجه، مفهومی است که آن را با بدهی دولت ارتباط می‌دهد، یعنی هزینه کردن منابعی که از محل وام‌گیری حاصل شده است. این تعریف کسری بودجه نخستین بار توسط اکافه^۲ در سال ۱۹۵۶ مطرح شد (همان).

افزایش یا کاهش موجودی نقد - خالص وام‌گیری = کسری بودجه

۳-۱-۱-۳- مفهوم کسری بودجه در چارچوب حساب جریان وجوه^۳

در چارچوب حساب جریان وجوه، برای واحد نهادهای دولت، پس‌انداز ناخالص که حاصل عملیات جاری و رقم تراز کننده حساب مصرف درآمد دولت است نزدیک‌ترین مفهوم برای کسری بودجه جاری دولت است. پس‌انداز ناخالص دولت تفاوت میان درآمدهای دولت (اعم از مالیاتی و غیر مالیاتی) و مخارج مصرفی دولت است که در صورت مثبت بودن، مازاد بودجه جاری و در صورت منفی بودن کسری بودجه دولت را نشان می‌دهد (همان).

۳-۱-۱-۴- مفهوم کسری بودجه در چارچوب نظام آمارهای مالی دولت^۴ (GFS)

نظام آمارهای مالی دولت چارچوب جامع مفهومی و حسابداری است که داده‌های مورد نیاز برای تحلیل و ارزیابی عملکرد بخش عمومی را فراهم می‌کند. بر اساس این نظام، بودجه به دو بخش کلی دریافت‌ها و پرداخت‌ها تقسیم می‌شود که دریافت‌ها شامل درآمدهای عمومی شامل مالیات، سایر درآمدها و شفاف‌سازی قیمت انرژی است. در این بین درآمدهای نفتی جزء واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قرار می‌گیرد. از سوی دیگر در برابر درآمدهای عمومی

¹ General Theory Of Employment, Interest and Money

² Ecafe

³ Flow of Funds Account (FOF or FFA)

⁴ Government Finance Statistics

اعتبارات هزینه‌ای یا هزینه‌های جاری قرار دارد که این امر تراز عملیاتی بودجه را تشکیل می‌دهد. در مقابل تراز عملیاتی، تراز سرمایه‌ای وجود دارد. تراز سرمایه‌ای برابر واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که از تملک دارایی-های سرمایه‌ای با بودجه عمرانی کم می‌شود.

در نظام GFS کسری بودجه در حقیقت برابر تفاوت بین تراز عملیاتی و تراز سرمایه‌ای بودجه است. بر اساس این نظام کسری بودجه معمولاً از طریق تراز مالی جبران خواهد شد که تراز مالی نیز عمدتاً شامل فروش سهام، فروش اوراق مشارکت یا استفاده از حساب ذخیره ارزی است (همان).

۳-۱-۵- انواع کسری بودجه

کسری بودجه از نظر ماهیت و نوع مخارج دولت می‌تواند در حدود فعالیت مالی دولت قاب قبول و یا غیر قابل قبول تلقی گردد که به طرق زیر ظاهر می‌شود:

الف) کسری بودجه اداری

این گونه کسری بودجه در نتیجه فقدان سازمان صحیح اداری حاصل می‌شود. به علت عدم هماهنگی در کار مخارج اداری اغلب حیف و میل شده و بازده کار کارکنان دولت به شدت پایین می‌آید. گاهی کسری بودجه اداری به علت عدم صلاحیت کادر اداری سازمان‌های وصول مالیات، تقلب و فرار از پرداخت و رشوه به طرق مختلف بین مودیان مالیاتی بروز می‌کند و در نهایت سهم مالیاتی دولت کمتر از میزان واقعی وصول شده و کسری بودجه پدید می‌آید (فرزیب، ۱۳۸۱).

ب) کسری بودجه ناشی از اوضاع اقتصادی

این نوع کسری بودجه به دنبال تغییر وضع اقتصادی از مرحله‌ای به مرحله دیگر به وجود می‌آید و نهایتاً عدم هماهنگی و تقارن بین درآمدهای عمومی و هزینه‌های عمومی در بودجه ظاهر می‌گردد. این عدم هماهنگی به دلیل حساسیت اقلام درآمد و عدم حساسیت اقلام مخارج در برابر تغییر وضع اقتصادی به وجود می‌آید. امروزه اقلام درآمد با حساسیت بیشتری نسبت به اقلام هزینه در ساختمان مالی بودجه درآمده است؛ زیرا مخارج عمومی بر حسب قوانین و مقررات از طرف دولت تعهد شده است و دولت مجبور است از نظر استقرار نظم و برقراری امنیت و سایر وظایف عمومی هر ساله خرج کند و کاهش مخارج در بودجه در مواقع تغییر وضع اقتصادی خیلی به کندی صورت می‌گیرد و حتی در مراحل تنزل وضع اقتصادی نه فقط نمی‌توان مخارج را محدود کرد بلکه در بعضی مواقع از نظر سیاست اشتغال، کاهش عناصر تولید و مبارزه با رکود اقتصادی دولت مجبور است مخارج خود را افزایش دهد. در صورتی که به عکس اقلام درآمد در بودجه با حساسیت شدیدی در برابر تغییر وضع اقتصادی ظاهر می‌شود و درآمد کاهش می‌یابد. هر چند در مراحل ترقی وضع اقتصادی با اضافه درآمد مواجه می‌گردد و در مراحل تنزل وضع اقتصادی دچار کسری می‌گردد (همان).

ج) کسری بودجه مربوط به ساختار اقتصادی

این کسری بودجه به علت عدم هماهنگی بین دخل و خرج عمومی در بلندمدت بروز می‌کند. این عدم هماهنگی گاه در نتیجه افزایش مخارج عمرانی از نظر سیاست اقتصادی اتفاق می‌افتد. افزایش مخارج عمرانی به منظور تقویت زیربنای اقتصادی و اجتماعی کشور صورت می‌گیرد و تقویت زیربنای اقتصادی و اجتماعی در جامعه در

بلندمدت به وقوع کمی پیوندد و جامعه تحول می‌یابد و اقتصاد کشور از مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی به مراحل بالاتر توسعه متمایل می‌شود. عدم تکافوی درآمدهای دولت از نظر تامین مالی مخارج عمرانی اغلب به علت ضعف توانایی مالی جامعه است و این ضعف قدرت مالی به صورت کسری بودجه عمرانی که در این مواقع به صورت کسری بودجه عمرانی بروز می‌کند که در مالیه جدید کسری بودجه عمرانی، کسری بودجه معقول تلقی می‌شود. کارشناسان معتقدند که کسری بودجه عمرانی را نمی‌توان کسری بودجه دانست زیرا مخارج عمرانی مخارج تولیدی است و به موازات آن ظرفیت‌های اقتصادی جامعه توسعه یافته و موجب افزایش ظرفیت مالی جامعه می‌شود (همان).

۲-۲- تورم

رشد سطح عمومی قیمت‌ها در اصطلاح تورم خوانده می‌شود که از پدیده‌های زیان‌بار اقتصادی است و در نرخ‌های بالای خود هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی زیادی را بر جوامع تحمیل می‌کند (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۴).

۳-۲-۱- نظریه‌های تورم

هر چند بحث اصلی این تحقیق بررسی اثر تورم بر کسری بودجه است و بررسی ریشه‌های تورم خارج از حوصله تحقیق است، لیکن بیان مختصری از دلایل تورم می‌تواند در شناخت تورم مفید باشد. نظریه‌های تورم در صدد تبیین علل و ماهیت تورم برمی‌آیند و هر یک علت یا علل خاصی را در ایجاد تورم دخیل می‌دانند. نظریه‌های ارائه شده در زمینه تورم را می‌توان به دسته‌های کلی: نظریه پولی تورم، نظریه تورم مبتنی بر فشار هزینه، نظریه تورم ساختاری و نظریه تورم مبتنی بر فشار تقاضا (نظریه کینزین‌ها) تقسیم‌بندی کرد (عظیمی و همکاران، ۱۳۹۲) که در ادامه به شرح آن‌ها پرداخته می‌شود.

نظریه تورم جاذبه تقاضا^۱: نظریه تورم جاذبه تقاضا بروز تورم را به دلیل افزایش تقاضای کل می‌داند. افزایش تقاضا می‌تواند ناشی از موارد زیر باشد:

- افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری مستقل
- سیاست مالی انبساطی
- سیاست پولی انبساطی
- کاهش تقاضای مستقل پول
- افزایش صادرات و کاهش واردات

کینز چنین استدلال می‌کند که اگر تقاضا برای کالاهای مصرفی بیش از عرضه آنها باشد، این اضافه تقاضا شکاف تورمی^۲ ایجاد می‌کند و قیمت‌ها به قدری افزایش می‌یابند تا این شکاف پر شود. این همان پدیده‌ای است که کینز آن را تورم خالص می‌نامد (عظیمی و همکاران، ۱۳۹۲).

¹ Demand Pull

² Inflationary Gap

مکتب پولی و تورم: طرفداران مکتب پولی معتقدند که تورم پدیده‌ای پولی است و رشد نقدینگی عامل اصلی بروز آن است، به گونه‌ای که در بلندمدت پول خنثی است؛ بنابراین حجم پول به عنوان یک متغیر عمده اقتصاد کلان و نیز یکی از ابزارهای اصلی سیاست دولت است که برای مهار تورم به کار گرفته می‌شود. پولیون معتقدند که تورم در بلندمدت یک پدیده پولی است و بروز تورم تنها ناشی از نرخ رشد بالا و دائمی عرضه پول است، به طوری که تورم با رشد بالا و مستمر عرضه پول شکل می‌گیرد (عظیمی و همکاران، ۱۳۹۲).

نظریه تورم ناشی از فشار هزینه: در نظریه تورمی ناشی از فشار هزینه برخلاف مکتب پولی و مکتب کینز که فزونی تقاضا کل نسبت به عرضه کل در شرایط اشتغال کامل را منشا تورم می‌دانند، عدم تعادل‌های بخش عرضه اقتصاد و به ویژه افزایش هزینه تولید و انتقال منحنی عرضه کل دلیل اصلی افزایش قیمت‌ها قلمداد می‌شود. این امر نتیجه افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضه در اثر افزایش دستمزدها یا افزایش قیمت مواد اولیه است. در واقع، نرخ رشد بالاتر دستمزدها و قیمت سایر نهاده‌ها و عوامل تولید از رشد به‌وری هر یک از عوامل تولید امکان بروز ناشی از فشار هزینه را محتمل می‌سازد (عظیمی و همکاران، ۱۳۹۲).

انتظارات تورمی: آفتالیون با انتقاد از تئوری مقداری پول، تاثیر متغیرهای روانی را بر نرخ تورم مطرح ساخت. وی معتقد بود که علاوه بر حجم پول، متغیرهای انتظارات در مورد قیمت‌ها و عوامل اجتماعی و سیاسی نیز بر نرخ تورم موثر هستند. وی متذکر شد که هرگاه صاحبان درآمد، افزایش قیمت‌ها را در آینده پیش‌بینی نمایند پول‌های خود را به سرعت به کالا تبدیل می‌نمایند و با افزایش تقاضای فعلی کالاها و خدمات باعث افزایش قیمت آنها در زمان حال می‌گردند. از سوی دیگر، تولیدکنندگان و بازرگانان نیز در مواقعی که انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند به ذخیره انبار خود می‌افزایند و عرضه کالاها و خدمات خود را به آینده موکول می‌نمایند که این موضوع تورم را نیز از طریق کاهش عرضه، دامن می‌زند (گلریز و ماجدی، ۱۹۸۹).

نظریه تورم ساختاری: به طور کلی می‌توان گفت تورم ساختاری به معنای آن است که به دلیل وضعیت مربوط به ساختارهای نامتوازن اقتصادی، سیاسی، حکومتی، فرهنگی و مواردی از این قبیل تورم بروز و تداوم می‌یابد. تورم ساختاری عمدتاً مختص کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه است، در این کشورها فشارهای تورمی عمدتاً به دلیل فشار رشد اقتصادی بر ساختارهای اقتصادی و اجتماعی نامتجانس و توسعه نیافته است (سلطانی و لشکری، ۱۳۹۰).

۲-۱-۲-۳- انواع تورم

قیمت کالاها و خدمات مورد استفاده در اندازه‌گیری تورم، معمولاً شاخص قیمت‌های مصرف کننده است که در ایران شاخص بهای کالاها و خدمات مصرف کننده (CPI) نامیده می‌شود. تورم را بر حسب معیارهای مختلفی می‌توان طبقه‌بندی نمود. معمولاً تورم را به چهار نوع تقسیم کرده‌اند: تورم اجتناب‌ناپذیر، تورم خزنده، تورم شدید و تورم شتابان. تورم اجتناب‌ناپذیر یا طبیعی که به دلیل بهبود کیفیت است معمولاً تا ۳ درصد در نظر گرفته می‌شود. تورم بین ۳ تا ۱۰ درصد، تورم خزنده به شمار می‌رود که در آن قیمت‌ها به آرامی افزایش و در نتیجه قدرت خرید پول به تدریج کاهش می‌یابد. در تورم شدید، شاخص قیمت‌ها، سالانه بیش از ۱۰ درصد افزایش می‌یابد و اثر آن به

گونه‌ای است که واحدهای اقتصادی آن را از طریق مبادلات خود احساس می‌کنند و در تصمیمات اقتصادی خود دخالت می‌دهند. به یقین این نوع تورم، مسائل سیاسی و اجتماعی در پی خواهد داشت و دولت‌ها نمی‌توانند نسبت به آن بی‌توجه باشند. نوع خاصی از تورم شدید که در آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزانی بیش از ۵۰ درصد را به دنبال دارد، تورم شتابان (ابر تورم) نامیده می‌شود. هر چند که تورم در بلند مدت یک پدیده پولی است اما در کوتاه مدت می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد (رومر^۱، ۱۹۵۸).

۲-۱-۳- ارتباط بین تورم و کسری بودجه

در اینجا تاثیر تورم بر کسری بودجه و حجم پول توصیف می‌شود. بازخوردهای تورم در ابتدا توسط لاول^۲ (۱۹۶۳) مطرح شد، سپس الیورا^۳ (۱۹۶۷) دوتان^۴ (۱۹۷۱) و تانزی (۱۹۷۷) بازخورد تورم بر کسری بودجه را بسط دادند که به اثر الیورا-تانزی معروف شد. سارجنت و والاس (۱۹۷۳) و سارجنت (۱۹۷۷) بازخورد تورم بر پول را مطرح کردند که با نام علیت معکوس^۵ شناخته می‌شود.

اثر الیورا-تانزی: بازخورد تورم بر کسری بودجه در دو حالت امکان دارد ۱- افزایش قیمت‌ها موجب افزایش کسری بودجه می‌شود که این حالت به طور عمده مختص کشورهای در حال توسعه است. همچنین در این کشورها ناکارآمدی در منابع کسری‌های انباشته ایجاد می‌کند (هاشمی، ۱۳۹۶) و اثر الیورا-تانزی نامیده می‌شود. ۲- افزایش قیمت‌ها موجب کاهش کسری بودجه شود که معمولاً در کشورهای توسعه‌یافته اتفاق می‌افتد و اثر پاتینکین گفته می‌شود.

الیورا (۱۹۶۷) معتقد است که به دلایلی از قبیل افزایش سریعتر مخارج در مقایسه با درآمد، جمع‌آوری مالیات براساس درآمدهای گذشته و حساسیت کمتر و با تاخیر قیمت خدمات عمومی، تورم موجب افزایش کسری بودجه می‌شود. تانزی (۱۹۷۷) نیز به وقفه‌های جمع‌آوری مالیات (وقفه قانونی و وقفه تاخیر در پرداخت) اشاره می‌کند. وی نشان می‌دهد در کشورهای در حال توسعه، وقفه‌های مالیاتی طولانی است و کسش درآمدی نظام مالیاتی نیز کوچکتر از یک است در نتیجه درآمد حقیقی دولت با شوک‌های تورمی کاهش می‌یابد. علاوه بر موارد یاد شده، دورنبوش و همکاران (۱۹۹۰) و کاتانو و ترونس (۲۰۰۱) به رضایت و اطاعت مالیاتی کمتر (به دلیل کاهش اعتبار نهادهای عمومی)، تغییر سبب مصرفی خانوارها به سمت کالاهای با بار مالیاتی کمتر و سرانجام وقفه زمانی میان تنظیم بودجه دولت و تخصیص آن اشاره دارند.

در مقابل اثر الیورا-تانزی، بعضی از مطالعه‌ها نشان می‌دهند که تورم موجب کاهش کسری بودجه می‌شود. برای مثال، طبق نظریه تانزی (۱۹۷۷) انتظار این است که در کشورهای توسعه‌یافته به دلیل نظام مالیاتی با کسش و وقفه مالیاتی کوتاه، تاثیر تورم بر کسری بودجه منفی باشد. ارباس^۶ (۱۹۸۸) و هینمن^۷ (۲۰۰۱) بحث می‌کنند

¹ Romer

² Lovell

³ Olivera

⁴ Dutton

⁵ Reverse Causation

⁶ Erbas

⁷ Heinemann

که در کشورهای توسعه یافته، نظام مالیاتی تصاعدی است، بنابراین، تورم موجب می شود که مالیات دهندگان به گروه های با نرخ نهایی مالیاتی بالاتر منتقل شوند. پس نسبت مالیات به درآمد و همچنین پایه مالیاتی افزایش می یابد و در نتیجه درآمد مالیاتی دولت (اسمی و حقیقی) بیشتر می شود. تاثیر منفی تورم بر کسری بودجه می تواند از حیث مخارج هم اتفاق افتد. این اثر اولین بار توسط پاتینکین (۱۹۹۳) مطرح و توسط وی و کاردوسو (۱۹۹۸) به طور تجربی تایید شد. مهمترین دلایل آن عبارتند از: کاهش نرخ بهره حقیقی، تعدیل با وقفه حقوق و دستمزد و کاهش بدهی های حقیقی دولت.

تقریباً در همه کشورها، مالیات ها با وقفه جمع آوری شده و این موضوع همواره مشکل زا بوده است. با توجه به این که کسش درآمدهای مالیاتی ممکن است کمتر، مساوی و یا بیشتر از یک باشد؛ درآمدهای مالیاتی حقیقی ممکن است کاهش، بدون تغییر و یا افزایش یابد. در کشورهای پیشرفته، سیستم مالیاتی با وقفه های جمع آوری کوتاه و کسش بالا همراه است (بیش از یک). به نظر می رسد در کشورهای در حال توسعه سیستم مالیاتی دارای کسش پایین و وقفه های طولانی باشد. اگر وقفه جمع آوری مالیات را به دو دوره ی زمانی کوتاه و طولانی تقسیم کنیم، می توان ترکیب زیر را در نظر گرفت:

جدول (۱): کسش قیمتی و وقفه مالیاتی

کسش	وقفه های جمع آوری	
	طولانی	کوتاه
کوچک تر از یک	A	B
مساوی یک	C	D
بزرگ تر از یک	E	F

منبع: یافته های پژوهشگر

- حالت های F و D بیشتر در کشورهای صنعتی اتفاق می افتد. حالت D برای کشورهایی که شاخص بندی مالیات ها صورت می گیرد و حالت F برای کشورهایی که شاخص بندی مالیات ها وجود ندارد.
- حالت های A و C بیشتر برای کشورهای در حال توسعه مصداق دارد.
- حالت D ترکیبی از وقفه های کوتاه جمع آوری مالیات با کسش واحد سیستم مالیاتی را نشان می دهد.
- حالت F وقفه های کوتاه با کسش بیش از یک را بیان می دارد و دلالت بر این دارد که تورم موجب افزایش درآمدهای حقیقی مالیاتی خواهد شد.
- حالت C نیز وقفه های طولانی با کسش واحد سیستم مالیاتی است که به طور اجتناب ناپذیر موجب کاهش درآمدهای مالیاتی حقیقی با افزایش سطح قیمت ها خواهد شد و این کاهش خیلی معنادار خواهد بود که وقفه های طولانی با بی کسشی سیستم مالیاتی همراه باشد (فرزینوش و همکاران، ۱۳۸۲).

علیت معکوس: دومین بازخورد گویای این است که حجم پول برونزا نیست، بلکه مقام پولی براساس تورم، خلق پول می کند که خود موجب دامن زدن به تورم می شود.^۱ طبق مطالعه سارجنت و والاس (۱۹۷۳)، سارجنت (۱۹۷۷) و آقولی و خان^۲ (۱۹۷۷) تورم علت گرنجری خلق پول است، زیرا انتظارات عموم از نرخ تورم تحت تأثیر نرخ رشد پول آینده است که آن نیز تحت محدودیت بودجه دولت تعیین می شود (حاج امینی، ۱۳۹۸).

۳-۲- مطالعات تجربی

چادری^۳ (۱۹۹۱) در مطالعه ای تحت عنوان درآمد مالی و تأمین مالی تورمی وجود وقفه های مالیاتی را در ۲۸ کشور در حال توسعه از جمله ایران طی دوره ۱۹۸۷-۱۹۷۰ با استفاده از داده های مقطعی و سری زمانی مورد مطالعه قرار داده است. در این تحقیق کشش قیمتی درآمدهای مالیاتی برای کشور ایران ۱/۴۳ و وقفه جمع آوری مالیات ها در حدود ۴ ماه برآورد گردیده است. نتایج در مورد تعداد زیادی از کشورها این فرضیه را تأیید می نماید که افزایش تورم موجب کاهش درآمدهای واقعی می گردد، بنابراین استفاده از مالیات تورمی موجب زیان درآمدی در بخش های دیگر و در نهایت موجب افزون شدن کسری بودجه با فرض ثابت بودن هزینه های واقعی دولت خواهد شد.

پاتینکین (۱۹۹۳) معتقد است زمانی که تقاضای مخارج بیش تر از درآمدهای دولت باشد، دولت برای تأمین مخارج مورد تقاضا می تواند از بانک مرکزی استقراض کند. این عمل موجب افزایش نرخ تورم و به تبع آن کاهش مخارج حقیقی دولت خواهد شد. بنابراین تورم بر مخارج حقیقی تأثیر منفی دارد.

کاردوسو (۱۹۹۸) با انجام تحقیقی تحت عنوان کسری بودجه حقیقی و اثر پاتینکین به تشریح تأثیر تورم بر کسری بودجه در اقتصاد برزیل پرداخته است. براساس این پژوهش در اقتصاد برزیل، اثر تانزی به خاطر انعطاف پذیری سیستم مالیاتی، کوتاه بودن وقفه های مالیات و شاخص بندی مالیات های تأخیری و اعمال جریمه هایی نتوانسته است از بعد درآمدی بر کسری بودجه اثر منفی گذارد. از طرف دیگر، اثر پاتینکین به خاطر عکس العمل برخی از اقلام مخارج نسبت به تورم (آنهایی که شاخص بندی نشده اند و یا امکان شاخص بندی آن ها وجود ندارد) فعال عمل نموده و افزایش تورم از بعد مخارج بر کسری بودجه اثر منفی گذاشته و رابطه ی معکوس بین تورم و مخارج حقیقی برقرار بوده است. براینده این دو اثر رابطه ی منفی بین تورم و کسری بودجه را سبب شده است. کاتائو و ترونز^۴ (۲۰۰۵) با استفاده از داده های ۱۰۸ کشور در دوره ی ۲۰۰۱-۱۹۶۰ و آزمون های پنل پویا که به طور مشخص بین آثار بلندمدت و کوتاه مدت تمایز قائل می شود، به این نتیجه رسیدند که در کشورها با تورم بالا، نسبت به کشورها با تورم پایین رابطه ی قوی بین تورم و کسری بودجه وجود دارد.

^۱ بال (۱۹۹۲) نیز به جنبه دیگری از این ارتباط اشاره کرده است. به نظر وی، تورم بالا می تواند ارتباط میان ذخیره پولی و ابزار سیاستی بانک مرکزی را بی ثبات کند و خطاهای کنترل پولی بزرگتری را موجب شود.

^۲ Aghevli & Khan

^۳ Choudhry

^۴ Catao & Terrones

روسا^۱ (۲۰۱۲) ارتباط تورم و کسری بودجه را در پرتغال طی دوره ۱۹۹۵-۱۹۵۴ با استفاده از روش همجمعی جوهانسون بررسی کرده است. نتایج حاکی از آن بوده که رابطه مثبتی بین تورم و کسری بودجه وجود دارد و تورم از کانال هزینه‌ها کسری بودجه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

آناپوچوکوو^۲ (۲۰۱۲) رابطه علی بین تورم و کسری بودجه دولت را در نیجریه طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ با استفاده از روش ARDL و آزمون علیت گرنجر بررسی کرده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که کسری بودجه باعث ایجاد تورم می‌شود.

کلیم و همکاران^۳ (۲۰۱۲) رابطه بین کسری بودجه و تورم در کشور آمریکا را برای دوره ۲۰۱۱-۱۹۰۰ با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری بررسی کرده است. نتایج این مطالعه نشان دهنده این است که رابطه بین کسری بودجه و تورم به طور قوی به اجرای سیاست‌های پولی و تعاملش با سیاست مالی بعد از جنگ جهانی دوم بستگی دارد.

تیواری و همکاران^۴ (۲۰۱۳) در مقاله‌ای تحت عنوان کسری بودجه و تورم کدامیک عامل دیگری است؟ جهت علیت بین کسری بودجه، مخارج دولت، عرضه پول و تورم را با استفاده از رویکرد لوتیکل و دوال (۱۹۹۶) و آزمون علیت گرنجری در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بررسی کردند. براساس رویکرد تحلیلی DL هر دو متغیر مخارج دولت و عرضه پول باعث افزایش کسری بودجه می‌شوند. اما بر پایه‌ی آزمون گرنجر فقط مخارج دولت باعث کسری بودجه می‌شود.

فاتما توران^۵ (۲۰۱۴) در تحقیق خود به بررسی رابطه علیت بین کسری بودجه، عرضه پول و تورم برای کشور ترکیه پرداخته بودند. نتایج آن‌ها نشان داد عرضه پول بر تورم تأثیرگذار است و افزایش آن منجر به افزایش نرخ تورم می‌شود. همچنین رابطه دوطرفه علی و معلولی بین کسری بودجه و نرخ تورم وجود دارد و افزایش تورم باعث افزایش کسری بودجه خواهد شد و کسری بودجه باعث افزایش نرخ تورم می‌شود.

ایپافرا^۶ (۲۰۱۷) در پژوهش خود برای کشور تانزانیا به تحلیل رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و کسری بودجه دولت پرداخت. وی در این مطالعه از الگوی خود رگرسیون برداری طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۶ استفاده نمود. نتایج حاصل نشان داد تورم اثری مثبت بر کسری بودجه داشته و افزایش نرخ تورم منجر به افزایش کسری بودجه در تانزانیا می‌شود.

میوولا و همکاران^۷ (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "کسری بودجه و تورم در تانزانیا: رویکرد ARDL" به بررسی رابطه کسری بودجه و تورم طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۷۰ با روش ARDL برای کشور تانزانیا پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق آنها وجود رابطه مثبت و بلندمدت بین تورم و کسری بودجه را تایید می‌کند.

¹ Rosa

² Anayochukwu

³ Kleim et al.

⁴ Twari

⁵ Fatma Turan

⁶ Epaphra

⁷ Myovella et al.

شاهین (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان "تحلیل رابطه بین تورم، کسری بودجه و عرضه پول در ترکیه ۲۰۱۷-۱۹۸۰: رویکرد ARDL" به بررسی رابطه سه متغیر کسری بودجه، تورم و عرضه پول طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۸۰ برای کشور ترکیه با روش ARDL پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش کسری بودجه منجر به افزایش حجم پول شده و در نتیجه، نرخ تورم افزایش می‌یابد. بنابراین رابطه بین تورم، کسری بودجه و عرضه پول در ترکیه برای دوره مورد بررسی مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و کسری بودجه هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت وجود دارد.

حسن^۱ (۲۰۱۹) به بررسی اثر تورم بر کسری بودجه در اوگاندا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۱ پرداخته است. نتایج بدست آمده در کوتاه مدت نشان می‌دهد که میان تورم و کسری بودجه رابطه منفی وجود دارد. همچنین نتایج بلند مدت نیز نشان داد که در اثرگذاری تورم بر کسری بودجه به نحوه استفاده از وجوه تامین‌کننده کسری بودجه دولت بستگی دارد. به صورتی که اگر برای اهداف توسعه مورد استفاده قرار بگیرد این اثر مثبت است. اما اگر برای تامین مخارج جاری دولت باشد این اثر منفی خواهد بود.

تقی‌پور (۱۳۸۰) به بررسی ارتباط کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۴۰ پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که فرضیه ارتباط مثبت بین کسری بودجه و رشد پول رد نشده است. به منظور بررسی تاثیر پویای کسری بودجه دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید در الگو به میزان یک درصد افزایش داده شده است و نتایج آن بر متغیرهای رشد پول و تورم شبیه‌سازی شده است. به گونه‌ای که افزایش یک درصدی در نسبت کسری بودجه دولت به تولید باعث افزایش ۴.۳ درصدی در نقدینگی شده و به دنبال افزایش نقدینگی سطح عمومی قیمت‌ها نیز افزایش یافته است. به طوری که یک درصد افزایش در نقدینگی به طور متوسط باعث افزایش نرخ تورم به میزان ۰.۱۱۴ می‌گردد. از طرفی افزایش نرخ تورم نیز به نوبه خود باعث افزایش نقدینگی شده است. طبق نتایج یک درصد افزایش در نرخ تورم باعث افزایش ۱.۱۰ درصد در نقدینگی می‌شود؛ بنابراین ایجاد کسری بودجه در کشور به صورت حلقه‌ای نقدینگی و تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

صادقی و همکاران (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی کشش قیمتی و وقفه جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۹:۴-۱۳۶۰:۳ به بررسی تاثیر تورم بر درآمدهای مالیاتی پرداختند. نتایج تحقیق به روش OLS نشان می‌دهد که طول وقفه مالیاتی بلند مدت، ۲۳ ماه و کشش درآمدهای مالیاتی نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها، بیش از واحد بوده است. براساس روش MLE، طول وقفه مالیاتی برای دوره جنگ، ۱۰ ماه و در حالت عادی، ۱۶ ماه بوده و کشش قیمتی درآمدهای مالیاتی، کمتر از واحد برآورد شده است. در کوتاه مدت، طول وقفه مالیاتی، ۱۸ ماه برآورد شده و از طرف دیگر، تورم، موجب کاهش درآمدهای اسمی مالیاتی شده است. از این رو استدلال می‌شود که در اقتصاد ایران، اثر تانزی در کوتاه مدت قوی‌تر از بلند مدت عمل کرده و موجب کاهش درآمدهای حقیقی مالیاتی شده است.

¹ Hassan

فرزین‌وش و همکاران (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی اثرات تورم بر کسری بودجه از بعد هزینه‌ای و درآمدی در ایران به بررسی اثرات تورم بر کسری بودجه پرداختند. آن‌ها برای این منظور دو دیدگاه تئوریک در خصوص اثرات تورم بر کسری بودجه از بعد درآمدی (فرضیه تانزی) و هزینه‌ای (فرضیه پاتینکین) را بررسی کردند. نتایج این بررسی‌ها حاکی از آن است که در بلند مدت، اثر تانزی به دلیل پایین بودن کشش قیمتی مالیاتی و وجود وقفه‌های مالیات به شدت عمل کرده و با افزایش تورم، کسری بودجه از طریق کاهش درآمدهای مالیاتی افزایش می‌یابد. اما در بلند مدت اثر پاتینکین، به دلیل بالا بودن کشش قیمتی هزینه‌های دولت و سهم بالای هزینه‌های جاری دولت، عمل نمی‌کند. بنابراین تورم از طریق افزایش هزینه‌های دولت بر کسری بودجه فشار آورده و آن را گسترش می‌دهد. لذا در ایران، طی دوره ی ۱۳۷۹-۱۳۶۰ تورم موجب افزایش کسری بودجه شده است. غریبی (۱۳۸۹) در تحقیق خود با عنوان بررسی رابطه بین کسری بودجه و تورم اثر تورم از بعد درآمدی و هزینه‌ای بر کسری بودجه را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۵-۱۳۵۲ و تکنیک ARDL مورد تحلیل قرار داده است. نتیجه این مطالعه برای اقتصاد ایران بیان‌گر تأثیر مثبت تورم بر کسری بودجه را نشان می‌دهد.

کميجانی و ورهرامی (۱۳۹۱) به بررسی نقش عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران پرداختند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده اثر منفی درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی بر کسری بودجه و تأثیر مثبت یارانه‌ها و هزینه‌های عمومی دولت بر کسری بودجه دولت بود.

عمارتی‌نوش‌آبادی (۱۳۹۲) در تحقیق خود به ارزیابی ارتباط کسری بودجه و تورم و همچنین وضعیت پایداری مالی در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۹۰-۱۳۵۳ به روش خودبازگشت برداری و آزمون‌های همگرایی پرداخته است. نتایج به دست آمده بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین کسری بودجه دولت و تورم بوده است. به علاوه یافته‌ها نشان داده است که کسری بودجه باعث افزایش تورم شده و سیاست مالی در ایران در طی دوره مورد بررسی ناپایدار بوده است.

زینال اقدام (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه بین تورم و کسری بودجه (رهیافت مارکوف سوئیچینگ) به بررسی ارتباط غیرخطی تورم و کسری بودجه در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ و داده‌های فصلی ۱۳۹۲:۴-۱۳۷۳:۱ پرداخته است. نتایج حاکی از آن بوده است که کشش قیمتی درآمدهای مالیاتی نسبت به کشش قیمتی مخارج دولت کمتر بوده و لذا افزایش سطح عمومی قیمت‌ها کسری بودجه را افزایش داده است و با توجه به این که هر دو جزء کسری بودجه نسبت به تغییرات قیمتی حساسیت کمتری دارند، لذا تورم باعث کاهش درآمدهای مالیاتی و مخارج حقیقی شده و این بیان‌گر تأیید فرضیه تانزی و پاتینکین در اقتصاد ایران می‌باشد. از طرفی به دلیل سطوح مختلف تورم در ایران و وجود رابطه غیرخطی بین تورم و کسری بودجه، برآورد رابطه غیرخطی بین این دو متغیر نشان داد؛ در سطوح بالا و پایین تورمی رابطه آماری مثبت معنادار بین تورم و کسری بودجه وجود داشته ولی این رابطه در سطوح بالای تورمی شدیدتر از سطوح پایین تورمی بوده است.

برادران خانیان و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثرات نامتقارن تورم بر کسری بودجه در ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل پرداخته‌اند. برای این منظور مدل تحقیق با استفاده از داده‌های ۱۳۹۳:۴-۱۳۷۰:۱ در صدک‌های

مختلف تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهد با استفاده از تورم کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر اثر پاتینکین بر اثر تانزی غالب است. نتایج نشان می‌دهد هر چند تورم باعث کاهش مخارج حقیقی و درآمدهای حقیقی دولت می‌شود، لیکن تورم هزینه‌های دولت را بیش از درآمدهای دولت کاهش داده است و در نتیجه افزایش تورم موجب شده است کسری بودجه کاهش یابد. از طرفی به دلیل سطوح مختلف تورم در ایران، وجود رابطه غیرخطی بین تورم و کسری بودجه تایید می‌شود.

دهقانی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین کسری بودجه، تورم و عرضه پول در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه با بهره‌گیری از اطلاعات سری زمانی ۱۰ ساله اقتصاد ایران و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری VAR، بررسی‌ها صورت گرفت و نتایج تحقیق نشان داد که بین کسری بودجه دولت و تورم، بین کسری بودجه دولت و رشد عرضه پول و همچنین بین تورم و رشد عرضه پول روابط مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

زروکی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با عنوان آزمون اثر تانزی و پاتینکین در اقتصاد ایران بر تحلیل اثر تورم بر کسری بودجه تمرکز شده کرده‌اند که در ادبیات اقتصاد به اثر تانزی معروف است. پژوهش حاضر، ضمن آزمون اثر تانزی در اقتصاد ایران، فرض نامتقارنی اثر تورم را بر کسری بودجه (کل و عملیاتی و سرمایه‌ای) در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۷:۲ مورد بررسی قرار داده است. جهت تحلیل و برآورد رابطه‌ی نامتقارن، از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شده است که اولین بار توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) به منظور تحلیل رابطه نامتقارن، مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم اثر معکوسی بر کسری بودجه کل و عملیاتی دارد که نشان دهنده وجود اثر پاتینکین در اقتصاد ایران است. همچنین اثرهای تانزی و پاتینکین در رابطه با کسری بودجه سرمایه‌ای یافت نشده است. علاوه بر این، تورم اثری غیرخطی بر کسری بودجه کل و عملیاتی داشته است. همچنین درآمد نفتی دولت به ترتیب اثر معکوس، مستقیم و معکوس بر کسری بودجه کل، عملیاتی و سرمایه‌ای دارد.

وجه تمایز پژوهش حاضر با سایر تحقیقات انجام شده در این زمینه این است که مطالعه حاضر در صدد بررسی تاثیر تورم بر درآمدها و هزینه‌های دولت در دو گروه از کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه با رویکرد پنل کوانتایل و سنجش تاثیر شیوع اپیدمی کرونا است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

مطالعه حاضر به لحاظ هدف، از نوع تحقیقات کاربردی و از لحاظ روش تجزیه و تحلیل از نوع تحقیقات تحلیلی می‌باشد. آمار و اطلاعات مورد نیاز تحقیق از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی به روش اسنادی و کتابخانه‌ای جمع‌آوری می‌شود. داده‌های مورد استفاده شامل شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی^۱ (نرخ تورم)، درآمدهای حقیقی دولت، هزینه‌های حقیقی دولت، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و نرخ ارز برای کشورهای منتخب توسعه‌یافته

¹ Consumer Price Index (cpi)

و در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰ می‌باشد. کشورهای منتخب توسعه‌یافته این مطالعه عبارتند از: کانادا، آلمان، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، روسیه، انگلستان، آمریکا، استرالیا، رژیم صهیونیستی، ایرلند، اسپانیا، سنگاپور، نیوزیلند، ایسلند و هلند و کشورهای در حال توسعه تحقیق نیز ایران، عربستان سعودی، تونس، قبرس، مالت، سودان، ترکیه، مراکش، مصر، اردن و الجزایر هستند. هم‌چنین برای تخمین الگو از نرم‌افزار Stata16 استفاده می‌شود. در این تحقیق به منظور بررسی اثرات تورم بر درآمدها و هزینه‌های دولت در کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه به صورت جداگانه از مدل اقتصادسنجی زیر استفاده می‌شود:

$$\ln\left(\frac{T}{G}\right)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln CPI_{it} + \beta_2 \ln Er_{it} + \beta_3 \ln TRO_{it} + \beta_4 \ln GY_{it} + \beta_5 CVD_{it} + U_{it}$$

$\left(\frac{T}{G}\right)_{it}$ کسری بودجه دولت‌ها به قیمت ثابت، T درآمد دولت‌ها به قیمت ثابت و G هزینه دولت‌ها به قیمت ثابت است. CPI شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی (نرخ تورم)، Er نرخ ارز، GY نرخ رشد اقتصادی که برای بیان این متغیر از رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت استفاده شده است. CVD_{it} متغیر مجازی جهت سنجش تاثیر کووید-۱۹ بر کسری بودجه در سال‌های قبل از شیوع بیماری و بعد از شیوع بیماری است؛ به طوری که این متغیر در سال‌های قبل از شیوع این بیماری عدد صفر و در سال‌های شیوع این بیماری عدد یک را به خود می‌گیرد.

در این مطالعه برای بررسی اثر تورم بر کسری بودجه در کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه به پیروی از مطالعه هسین یی لین و هاوو پانگ چاو (۲۰۱۳) از رهیافت رگرسیون پنل کوانتایل استفاده می‌شود. ابعاد گوناگون پدیده‌ها در آمار، خود را در قالب متغیرهای تصادفی نشان می‌دهند و مطالعه آن‌ها با تعیین توزیع آن‌ها میسر می‌شود. توزیع متغیر تصادفی تمام اطلاعات لازم را در خصوص آن به دست می‌دهد، به طوری که می‌توان پدیده‌ها را تفسیر یا پیش‌بینی کرد. در این راستا معیارهای آماری گوناگونی وجود دارد که هر یک از توزیع متغیر تصادفی اطلاعات متفاوتی در اختیار می‌گذارد. برای مثال، واریانس، از نحوه پراکندگی و نما، از قله آن اطلاعاتی فراهم می‌کند. برخی از معیارها مانند کشیدگی و چولگی نیز به شکل توزیع اختصاص دارند. شکل توزیع در متغیرهایی مانند درآمد و هوش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. مثلاً اگر توزیع درآمد در جامعه‌ای چولگی زیادی به چپ داشته باشد، حکایت از وجود افرادی محروم با درآمد بسیار کم دارد (بامنی مقدم و خوش‌گویان‌فرد، ۱۳۸۳). در آمار و ادبیات اقتصادسنجی، میانگین یکی از معیارهای تمرکز است و مقدار آن به تنهایی نمی‌تواند اطلاعات کامل و دقیقی از جامعه آماری و شکل توزیع به دست دهد. به همین ترتیب رگرسیون معمولی (مبتنی بر میانگین شرطی) نیز با نقص‌هایی همراه است و اطلاعات کاملی در خصوص تاثیر متغیرهای توضیحی در سطوح یا چندک‌های مختلف متغیر وابسته فراهم نمی‌کند. در مطالعات تجربی محققان به آنالیز رفتار متغیر وابسته برای بدست آوردن اطلاعاتی که در یک مجموعه رگرسورها (متغیرهای تبیین) وجود دارد، علاقه‌مندند. یک روش متداول، تعیین مدل رگرسیون خطی و برآورد پارامترهای نامعلوم آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) یا روش حداقل خطای مطلق (LAD) است. به خوبی می‌دانیم که روش OLS، برآورد پارامترها را با استفاده

از حداقل کردن مجموع مربعات خطا محاسبه می کند و منجر به یک تقریب از تابع میانگین توزیع شرطی متغیرهای وابسته می شود. برای روشن شدن مطلب یک الگوی رگرسیون خطی را با یک متغیر تشریحی به صورت زیر در نظر می گیریم:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$$

که در آن ε_i ها متغیر تصادفی، α و β پارامترهای نامعلوم است، که باید برآورد شوند و سرانجام X_i مقادیر معلوم از متغیر تشریحی هستند. در صورتی که $E(\varepsilon_i) = 0$ باشد، آن گاه می توان الگوی بالا را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$E(Y_i) = \alpha + \beta X_i$$

کمیت $E(Y_i)$ را میانگین شرطی متغیر تصادفی Y می نامند و به همین دلیل آن را به صورت $E(Y/X_i)$ نشان می دهند. این الگو بیان می کند که میانگین های Y در سطوح مختلف متغیر تشریحی در امتداد یک خط راست قرار دارند. یکی از حالاتی که چنین رابطه ای قطعا برقرار می شود، زمانی است که دو متغیر X و Y توزیع نرمال دو متغیره را تشکیل دهند. در این باره، پذیره های استقلال، صفر بودن مقادیر مورد انتظار، واریانس مشترک و نرمال بودن ε_i ها از مواردی هستند که باید برقراری آن ها در داده ها محرز باشد. در غیر این صورت، یعنی وقتی که پذیره ها صادق نباشند، باعث ایجاد برآوردهای اربیبی برای پارامترها و واریانس های متناظر خواهد شد و به تبع آن، هر گونه استنباطی براساس یک چنین الگویی از درجه ای اعتبار ساقط خواهد بود. از آنجا که میانگین یکی از معیارهای تمرکز است، آگاهی از آن به تنهایی نمی تواند اطلاعات کاملی از شکل توزیع به همراه داشته باشد. با توجه به این واقعیت، رگرسیون معمولی نیز ممکن است نتواند اطلاعات کافی درباره ی شکل توزیع متغیر تصادفی تحت مطالعه را در سطوح مختلف متغیر توضیحی به دست دهد (انصاری و همکاران، ۱۳۸۵).

روش LAD مجموع خطاهای مطلق را حداقل می کند و یک تقریب از تابع میانه شرطی را نتیجه می دهد. تا آنجا که توزیع شرطی کامل مد نظر باشد، این که تنها رفتار میانه یا میانگین شرطی را توصیف کنیم چندان رضایت بخش نیست.

روش رگرسیون کوانتایل که توسط کوانکر و باست^۱ (۱۹۷۸) معرفی شد، برخلاف روش حداقل مربعات معمولی اثر نهایی متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در نقاط مختلف توزیع و نه فقط میانگین را برآورد می کند. این روش نسبت به روش حداقل مربعات معمولی دارای مزایایی است. از جمله این مزایا می توان به حساسیت کمتر نسبت به داده های پرت اشاره کرد. از طرف دیگر در این روش، تخمین ها نسبت به عدم نرمال بودن قوی و مستحکم هستند. علاوه بر مزیت های ذکر شده رگرسیون کوانتایل نسبت به حداقل مربعات معمولی در حضور ناهمسانی واریانس از استحکام نتایج بیشتری برخوردار است (مهرآرا و شیرمحمدی، ۱۳۹۸).

¹ Koenker and Bassett

تعریف کلی از رگرسیون کوانتایل بدین صورت است که اگر فرض کنیم مدل رگرسیون خطی مانند زیر داشته باشیم:

$$Y_i = \beta_{\theta} x_i + \varepsilon_{\theta i}$$

و نیز $Q_{\theta}(\varepsilon_{\theta i} | X_i) = 0$ را داشته باشیم، آن گاه تابع چندک شرطی θ ام توزیع Y به شرط متغیرهای تصادفی X به صورت زیر است:

$$Q_{\theta}(Y | X_i) = \beta_{\theta} x_i \quad i=1,2,\dots,n$$

که در آن $\beta_{\theta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$ به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و $\varepsilon_{\theta i}$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشدنی است. معادله فوق را مدل رگرسیون خطی چندک θ ام می گویند. همان طور که گفته شد در رگرسیون کوانتایل از حداقل قدرمطلق انحرافات استفاده می شود، که هدف آن برآورد پارامتر رگرسیونی θ ام چندک است که برای این منظور تابع زیانی که در پی می آید (قدر مطلق باقی مانده ها یا انحرافات موزون) نسبت به β_{θ} کمینه می شود:

$$\Phi_{\theta}(\beta_{\theta}) = \sum w(\theta) |y_i - x_i \beta_{\theta}|$$

$$W(\theta) = \begin{cases} \theta & y_i \leq x_i \beta_{\theta} \\ 1 - \theta & y_i > x_i \beta_{\theta} \end{cases}$$

توجه هم زمان به مجموع توابع چندکی برآورد شده، نظر کامل تری درباره اثر متغیرهای کمکی بر روی مکان، مقیاس و شکل توزیع متغیر پاسخ دارد. متغیرهای کمکی ممکن است از راه های بی شماری بر روی توزیع شرطی پاسخ، اثر بگذارند: پهن شدن پراکندگی (ناهمسانی واریانس)، کشیدگی یکی از دم های توزیع و متراکم شدن دم دیگر. بررسی روشن این اثرات از طریق رگرسیون چندکی می تواند دیدگاه دقیق تری از رابطه ی تصادفی بین متغیرها فراهم آورد و بنابراین تحلیل تجربی آگاهی بخشی را ارائه می دهد (داوینو و همکاران^۱، ۲۰۱۴).

۴- تجزیه و تحلیل یافته ها

۴-۱- نتایج تخمین در کشورهای در حال توسعه

همان طوریکه گفته شد رگرسیون رایج نمی تواند میزان اثرپذیری متغیر وابسته از متغیر توضیحی را در سطوح مختلف توزیع نشان دهد و فقط به پارامتر میانگین (مکان) مرتبط است، در حالی که رگرسیون چندکی ما را قادر به آشنایی با شکل توزیع می نماید. نتایج حاصل از برازش رگرسیون چندک برای ده کشور در حال توسعه منتخب نشان می دهد، در دهک های بالا، رابطه ی مثبت و معنی داری بین تورم و کسری بودجه دولت وجود دارد. در حالی که در دهک های پایین (۰/۱ تا ۰/۴) هیچ رابطه معنی داری بین این دو متغیر وجود ندارد. تفسیر اندازه ی ضرایب

¹ Davino and et al.

در هر دهک مشابه با رگرسیون حداقل مربعات است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در ۳٪ دوم داده‌ها (دهک ششم) به ازای ۱ درصد افزایش تورم، کسری بودجه به اندازه ۰/۰۰۳ درصد افزایش می‌یابد و در ۳٪ سوم (دهک نهم) نیز، با افزایش ۱ درصدی تورم کسری بودجه به اندازه ۰/۰۰۷ درصد افزایش می‌یابد. ضریب کسری بودجه در دهک‌های ۸ و ۹ یعنی دو دهک آخر نسبت به سایر دهک‌های مورد بررسی مقدار بیش‌تری را اختیار کرده است. در طول چندک‌های مورد بررسی، ضریب تورم روندی ملایم را در پیش گرفته و در چندک‌های آخر افزایش یافته است، که این نشان‌دهنده شدت اثرگذاری تورم بر کسری بودجه (نمودار (۱)) می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت براساس نظریه الیورا (۱۹۶۷) دلایلی از قبیل افزایش سریعتر مخارج در مقایسه با درآمد، جمع‌آوری مالیات براساس درآمدهای گذشته و حساسیت کمتر و با تاخیر قیمت خدمات عمومی، تورم موجب افزایش کسری بودجه شده است. از سوی دیگر تانزی (۱۹۷۷) نیز به وقفه‌های جمع‌آوری مالیات (وقفه قانونی وقفه تاخیر در پرداخت) اشاره می‌کند و نشان می‌دهد در کشورهای در حال توسعه، وقفه‌های مالیاتی طولانی است و کشش درآمدی نظام مالیاتی نیز کوچکتر از یک است در نتیجه درآمد حقیقی دولت با شوک‌های تورمی کاهش می‌یابد و تورم باعث کسری بودجه می‌شود که نتایج این پژوهش براساس نظریه الیورا-تانزی تایید می‌شود.

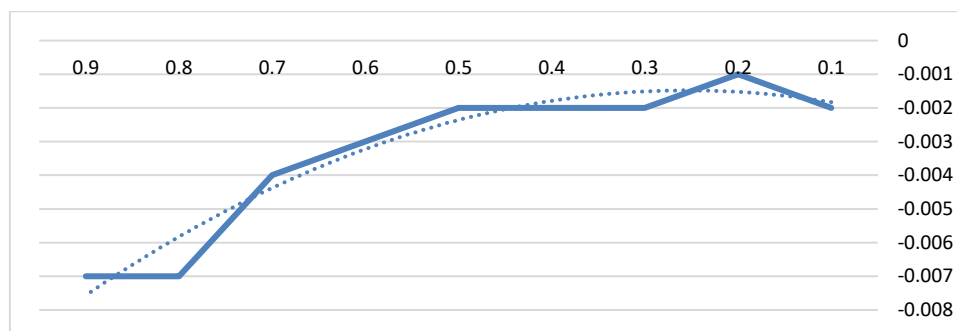
جدول (۲): نتایج تخمین در دهک‌های مختلف رگرسیون چندک برای کشورهای در حال توسعه

Dependent variable: Budget Deficit					
Quantile	Intercept	inf	Ler	cov	Gy
۰/۱	۰/۰۸	-۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۹***	-۰/۰۹	-۰/۰۱۳
۰/۲	-۰/۲۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۶***	-۰/۰۵	۰/۰۰۱
۰/۳	-۰/۴۸	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴***	-۰/۰۳	۰/۰۱۴
۰/۴	-۰/۴۷	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲***	-۰/۰۷	۰/۰۱۵
۰/۵	-۰/۶۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱	۰/۰۲*
۰/۶	-۰/۸۹**	-۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۳	-۰/۰۸	۰/۰۳*
۰/۷	-۱/۶۰***	-۰/۰۰۴***	-۰/۰۰۵	-۰/۰۲	۰/۰۶***
۰/۸	-۳/۴۰***	-۰/۰۰۷***	-۰/۰۱۲***	-۰/۰۹	۰/۱۴***
۰/۹	-۳/۳۵***	-۰/۰۰۷***	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	۰/۱۴***

منبع: یافته‌های پژوهشگر

*معنی دار در سطح ۱۰٪، **معنی دار در سطح ۵٪ و ***معنی دار در سطح ۱٪

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، منحنی پوش ضرایب تأثیر تورم بر کسری بودجه به صورت غیرخطی است. به-طوری‌که در دهک‌های سطوح بالاتر، میزان کسری بودجه اثرپذیری بیش‌تری نسبت به نرخ تورم دارد. در واقع به ازای یک واحد افزایش نرخ تورم در دهک‌های سطوح بالاتر، بروز کسری بودجه بیش‌تر از سایر دهک‌های مورد بررسی می‌باشد.



نمودار (۱): ضرایب تورم در دهک‌های مختلف در کشورهای در حال توسعه

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در اینجا ذکر این نکته ضروری است تأثیرات منفی بیماری کوید-۱۹ که در این تحقیق به صورت متغیر دامی وارد مدل شده است به مرگ انسان‌ها محدود نبوده بلکه تأثیرات بسزایی بر سیستم‌های اقتصادی، سیاسی، اجتماعی-فرهنگی کشورهای جهان داشته است. بطوریکه شیوع طولانی مدت و شدید این بیماری همه‌گیر، رشد جهانی را به شدت کاهش داده و وضعیت مالی دولت‌ها در سراسر جهان را با اختلال گسترده مواجه می‌کنند. همزمان با کاهش شدید درآمدهای مالیاتی دولت و افزایش ناگهانی هزینه‌های دولت انتظار بر این است که کشورهای مختلف کسری بودجه زیادی را متحمل شوند. در کشورهای در حال توسعه‌ای که به شدت به درآمدهای نفتی وابسته‌اند، نیز از طریق کاهش درآمدهای حاصل از نفت بیشتر باعث افزایش کسری بودجه می‌شود. اما در این پژوهش متغیر کوید-۱۹ برای کشورهای در حال توسعه تأثیرگذاری از خود نشان نداده است و اثر آن بر کسری بودجه در همه دهک‌ها بی‌معنی می‌باشد، که این امر ناشی از این است که در این مطالعه به علت کوتاه بودن بازه زمانی مورد بررسی از شیوع کوید-۱۹، به درستی اثرات آن نمایش داده نشده است و تأثیرگذاری آن بر بودجه این کشورها غیر قابل بررسی می‌باشد.

یکی دیگر از بحث‌های مطرح در اقتصاد، اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی است. به دلیل این که نوسانات نرخ ارز هم بخش تقاضای کل اقتصاد و هم بخش عرضه اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین نرخ ارز با هر اقتصادی که با دنیای خارج از خود ارتباط دارد، یکی از عوامل تأثیرگذار بر تورم است. در کشورهای در حال توسعه که بیشتر درآمدهای دولت از محل عایدات ارزی است، اهمیت نرخ ارز به مراتب بیشتر می‌شود، زیرا این نرخ مستقیماً بر وضع مالی دولت، درآمدها و هزینه‌های آن مؤثر است. از سویی دیگر چون اقتصاد برخی از این کشورها وابسته به درآمدهای نفتی است، نرخ ارز از این سو هم بر کسری بودجه تأثیرگذار است. همان‌طور که از نتایج تخمین مشاهده می‌شود، تأثیر متغیر نرخ ارز بر کسری بودجه در دهک‌های انتهایی برخلاف دهک‌های اول معنی‌دار نبوده، که این به معنای عدم واکنش کسری بودجه به متغیر نرخ ارز در دهک‌های انتهایی است. اما در

دهک اول تا میانه داده‌ها تأثیر این متغیر مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بنابراین نتایج بدست آمده از تخمین مطابق تئوری است، زیرا تئوری بیان می‌کند که اگر نرخ ارز فزونی یابد، درآمدهای ارزی این کشورها بالا رفته و کسری بودجه کاهش می‌یابد. البته ذکر این نکته نیز ضروری است که افزایش نرخ ارز از سوی دیگر باعث افزایش هزینه‌های وارداتی در این دست کشورها می‌گردد که ممکن است منجر به افزایش هزینه‌های دولت شده و زمینه‌ی کسری بودجه را فراهم کند.

در راستای عوامل تأثیرگذار ذکر شده در بالا، بین تورم و رشد اقتصادی یک رابطه دو طرفه وجود دارد. تولید ناخالص داخلی حقیقی، بیان‌گر عرضه کل جامعه است. بنابراین افزایش آن به منزله کاهش شکاف عرضه و تقاضای کل و در نتیجه کاهش تورم است. نتایج حاصل از تخمین در چندک‌های مختلف در این ده کشور در حال توسعه، وجود رابطه مستقیم بین رشد اقتصادی و کسری بودجه را تأیید می‌کند. متغیر رشد اقتصادی از دهک پنجم به بعد مثبت و معنی‌دار می‌باشد، که علامت آن مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد. براساس ادبیات اقتصاد کلان، رشد تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش تورم خواهد شد. از آنجایی که تورم نیز رابطه معکوس با کسری بودجه دارد، لذا رشد تولید ناخالص داخلی می‌تواند منجر به کاهش کسری بودجه شود. از سوی دیگر با رشد تولید ناخالص داخلی، درآمد مالیاتی دولت کاهش یافته و از این کانال نیز موجب کاهش کسری بودجه دولت خواهد شد.

۴-۲- نتایج تخمین در کشورهای توسعه یافته

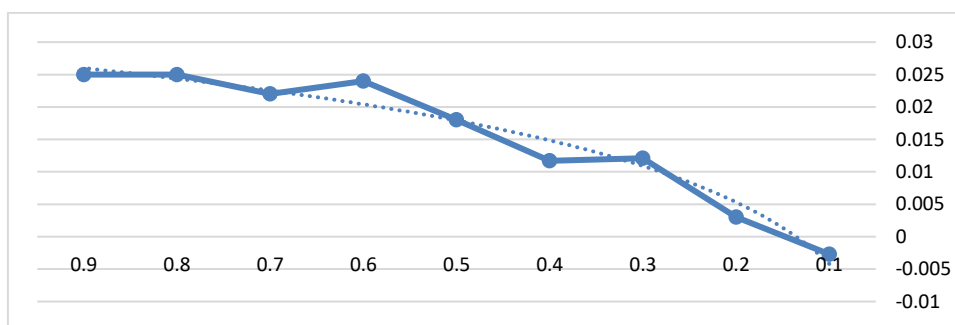
نتایج حاصل از برازش رگرسیون چندک نشان می‌دهد، از دهک سوم به بعد در تمامی دهک‌های پایین و بالا، رابطه منفی و معنی‌داری بین تورم و کسری بودجه دولت وجود دارد. تفسیر اندازه‌ی ضرایب در هر دهک مشابه با رگرسیون حداقل مربعات است. در ۳٪ ابتدایی داده‌ها به ازای ۱ درصد افزایش تورم، کسری بودجه به اندازه‌ی ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد. در میانه داده‌ها به ازای ۱ درصد افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها کسری بودجه به اندازه ۱/۸ درصد کاهش یافته و همان‌طور که ملاحظه می‌شود در ۳٪ سوم (دهک نهم) نیز، با افزایش ۱ درصدی تورم کسری بودجه به اندازه ۲/۵ درصد کاهش می‌یابد. ضریب کسری بودجه در دهک‌های ۸ و ۹ یعنی دو دهک آخر نسبت به سایر دهک‌های مورد بررسی مقدار بیش‌تری را اختیار کرده است. در طول چندک‌های مورد بررسی، ضریب تورم تنها در دهک ابتدایی باعث افزایش کسری بودجه شده است که می‌توان این امر را از آثار شوک منفی ناشی از بیماری کوید ۱۹ دانست، سپس با چاره‌اندیشی دولت‌ها نسبت به شناسایی این بیماری و سر و سامان دادن به اوضاع مالی خود تورم نیز روندی ملایم را در پیش گرفته و در سایر دهک‌ها تورم بر کسری بودجه نه تنها اثر منفی نداشته است، بلکه افزایش تورم باعث کاهش کسری بودجه در این دسته از کشورها شده است. شدت اثرگذاری تورم بر کسری بودجه در نمودار (۲) نشان داده شده است.

جدول (۳): نتایج تخمین در دهک‌های مختلف رگرسیون چندک برای کشورهای توسعه یافته

Dependent variable: Budget Deficit					
Quantile	Intercept	inf	Ler	cov	Gy
۰/۱	-۰/۱۳***	-۰/۰۰۲۷	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۱***	-۱/۷***
۰/۲	-۰/۰۸***	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۵	-۱/۵***
۰/۳	-۰/۰۷***	۰/۰۱۲۱***	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۴	-۱/۴***
۰/۴	-۰/۰۵***	۰/۰۱۱۷***	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۳	-۱/۲***
۰/۵	-۰/۰۴***	۰/۰۱۸***	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۳	-۱/۴***
۰/۶	-۰/۰۲	۰/۰۲۴***	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۱	-۱/۵***
۰/۷	۰/۰۰۷	۰/۰۲۲***	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۱	-۱/۶***
۰/۸	۰/۰۰۳	۰/۰۲۵***	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۱	-۱/۵***
۰/۹	۰/۱۴**	۰/۰۲۵***	۰/۰۰۱**	-۰/۰۶	-۲/۳***

منبع: یافته‌های پژوهشگر

معنی دار در سطح ۱۰٪، *معنی دار در سطح ۵٪ و ****معنی دار در سطح ۱٪



نمودار (۲): ضرایب تورم در صدک‌های مختلف

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، منحنی پوش ضرایب تأثیر تورم بر کسری بودجه به صورت غیرخطی است و نشان می‌دهد میزان کسری بودجه اثرپذیری یکسان و ملایمی نسبت به نرخ تورم دارد. در واقع به ازای یک واحد افزایش نرخ تورم تمامی نه دهک مورد بررسی تقریباً به یک اندازه باعث کاهش کسری بودجه می‌شوند. که این نتیجه‌گیری منطبق بر فرضیه تانزی، مبنی بر اینکه تورم موجب کاهش کسری بودجه می‌شود، است. طبق نظرتانزی (۱۹۷۷) انتظار این است که در کشورهای توسعه‌یافته به دلیل نظام مالیاتی با کشش و وقفه مالیاتی کوتاه، تأثیر تورم بر

کسری بودجه منفی باشد. ارباس^۱ (۱۹۸۸) و هینمن^۲ (۲۰۰۱) بحث می‌کنند که در کشورهای توسعه‌یافته، نظام مالیاتی تصاعدی است، بنابراین، تورم موجب می‌شود که مالیات‌دهندگان به گروه‌های با نرخ نهایی مالیاتی بالاتر منتقل شوند. پس نسبت مالیات به درآمد و همچنین پایه مالیاتی افزایش می‌یابد و در نتیجه درآمد مالیاتی دولت (اسمی و حقیقی) بیشتر می‌شود. همچنین تاثیر منفی تورم بر کسری بودجه می‌تواند از حیث مخارج هم اتفاق افتد که پاتینکین (۱۹۹۳) نخستین بار آن را مطرح کرد و توسط وی و کاردوسو (۱۹۹۸) به طور تجربی تایید شد. پاتینکین دلایلی از قبیل کاهش نرخ بهره حقیقی، تعدیل با وقفه حقوق و دستمزد و کاهش بدهی‌های حقیقی دولت را برای این وضعیت برشمرد.

همانطور که در مورد کشورهای در حال توسعه نیز بررسی شد، یکی دیگر از بحث‌های مطرح در اقتصاد، اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی است. بنابراین نرخ ارز با هر اقتصادی که با دنیای خارج از خود ارتباط دارد، یکی از عوامل تأثیرگذار بر تورم است. نتایج تخمین نشان می‌دهد، تأثیر متغیر نرخ ارز بر کسری بودجه در تمامی دهک‌های مورد بررسی بجز دهک آخر معنی‌دار نبوده، که این به معنای عدم واکنش کسری بودجه به متغیر نرخ ارز در این دهک‌ها است. عدم تأثیرگذاری متغیر نرخ ارز بر کسری بودجه در کشورهای توسعه یافته به علت ثبات و عدم تغییرات ناگهانی این متغیر و همچنین عدم وابستگی شدید دولت‌ها به درآمدهای ارزی می‌باشد. نتایج بدست آمده از تخمین در دهک آخر نیز مطابق تئوری است، زیرا تئوری بیان می‌کند که اگر نرخ ارز فزونی یابد، درآمدهای ارزی کشور بالا می‌رود و کسری بودجه کاهش می‌یابد.

همانطور که قبلاً بیان شد، بین تورم و رشد اقتصادی یک رابطه دو سویه وجود دارد و تولید ناخالص داخلی حقیقی، بیان‌گر عرضه کل جامعه است و افزایش آن به منزله کاهش شکاف عرضه و تقاضای کل و در نتیجه کاهش تورم است، اما نتایج حاصل از تخمین در دهک‌های مختلف، وجود رابطه معکوس بین رشد اقتصادی و کسری بودجه را تأیید می‌کند. متغیر رشد اقتصادی در تمامی دهک‌ها منفی و معنی‌دار بوده است، که این علامت منفی برخلاف انتظارات تئوریک که در بالا توضیح داده شد، می‌باشد. در اینجا می‌توان دو دلیل مهم برای آن متذکر شد، براساس قانون واگنر با رشد تولید، هزینه‌های دولت نیز افزایش می‌یابد که این امر منجر به افزایش کسری بودجه می‌شود، لذا رشد اقتصادی می‌تواند کسری بودجه را از این کانال افزایش دهد. از سوی دیگر شیوع اپیدمی کرونا در نوامبر ۲۰۱۹ خود با کاهش شدید کسب‌وکارها و کاهش رشد اقتصادی، شوک هزینه‌ای بر بودجه دولت وارد کرده است و از این کانال نیز باعث افزایش کسری بودجه شده است.

در یک جمع‌بندی کلی از نتایج حاصله و براساس مبانی نظری و ادبیات تحقیق می‌توان گفت، در کشورهای در حال توسعه افزایش قیمت‌ها موجب افزایش کسری بودجه شده که این حالت به طور عمده مختص این کشورهاست و اثر الیورا-تانزی در این کشورها تأیید می‌شود. از سوی دیگر در کشورهای توسعه‌یافته نیز افزایش قیمت‌ها موجب کاهش کسری بودجه شده که هم اثر تانزی و هم اثر پاتینکین در این کشورها برقرار می‌باشد.

¹ Erbas

² Heinemann

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از رگرسیون چندک (کوانتایل) تأثیر تورم بر کسری بودجه دولت در کشورهای در حال توسعه و سپس، چگونگی تأثیرگذاری آن در کشورهای توسعه یافته طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۲۰ با در نظر گرفتن متغیر کوید-۱۹ مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به ادبیات اقتصادی موجود، اثرات تورم از دو بعد درآمدی و هزینه‌ای کسری بودجه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بسته به شدت واکنش اجزای کسری بودجه به تورم، کسری بودجه می‌تواند افزایش و یا کاهش یابد. همانطور که می‌دانیم در کشورهای در حال توسعه دولت از بودجه به عنوان اهرمی قوی در جهت رسیدن به اهداف خود استفاده می‌نماید، نتایج پژوهش حاضر نیز حاکی از آن است که افزایش تورم در این دسته از کشورها باعث افزایش هزینه‌ها و کاهش درآمدها شده و کسری بودجه به صورت مستمر باقی مانده و فرضیه الیورا- تانزی مبنی بر اینکه تورم موجب افزایش کسری بودجه می‌شود تأیید شده است. براساس نظریه آنها دلایلی از قبیل افزایش سرریعتر مخارج در مقایسه با درآمد، جمع‌آوری مالیات براساس درآمدهای گذشته و حساسیت کمتر و با تاخیر قیمت خدمات عمومی، وقفه‌های جمع‌آوری مالیات (وقفه قانونی ووقفه تاخیر در پرداخت) در کشورهای در حال توسعه به شدت وجود دارد، وقفه‌های مالیاتی طولانی است و کسش درآمدی نظام مالیاتی نیز کوچکتر از یک است، در نتیجه درآمد حقیقی دولت با شوک‌های تورمی کاهش می‌یابد و تورم باعث کسری بودجه می‌شود. همچنین براساس نتایج حاصل از پژوهش فرضیه تانزی، مبنی بر اینکه تورم موجب کاهش کسری بودجه می‌شود نیز برای کشورهای توسعه یافته تأیید شده است. در کشورهای توسعه-یافته نظام مالیاتی با کسش و وقفه مالیاتی کوتاه بوده و اثر تورم بر کسری بودجه منفی می‌باشد. همچنین نظر پاتینکین مبنی بر اینکه تأثیر منفی تورم بر کسری بودجه می‌تواند از حیث مخارج و به دلایلی از قبیل کاهش نرخ بهره حقیقی، تعدیل با وقفه حقوق و دستمزد و کاهش بدهی‌های حقیقی دولت هم اتفاق افتد تأیید می‌شود. این مطالعه نشان داد که رگرسیون چندک نه تنها می‌تواند جانشین مناسبی برای رگرسیون میانگین باشد (با جانشین کردن میانه به جای میانگین)، بلکه در برخی از حالات، اطلاعات بیشتری از شکل توزیع را در مقایسه با رگرسیون میانگین در اختیار تحلیل‌گر قرار می‌دهد. رگرسیون میانگین به دلیل وجود داده‌های دور افتاده و انحراف از متعادل بودن و همچنین پراکندگی زیاد متغیر پاسخ در برخی از سطوح متغیر تشریحی از اعتبار لازم برخوردار نبوده، در حالی که رگرسیون چندک، یافته‌های مفیدی را به دست داد. پژوهش‌های مختلف بیان نموده است که برای داده‌های چولگی شدید، استفاده از رگرسیون چندک به جای رگرسیون معمولی یافته‌های بهتر و کامل‌تری ارائه می‌دهد.

فهرست منابع

- اسفندیاری صفا، خسرو و خداپرست، حمیدرضا (۱۳۹۳). مفاهیم اساسی بودجه ریزی با رویکرد عملیاتی. ناشر: نظری.
- انصاری، محمد، بامنی مقدم، محمد، خوش گویان فرد، علیرضا و سام آرام، عزت اله (۱۳۸۵). کاربرد رگرسیون چندک در تحلیل سلامت روانی. فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۵(۲۰)، ۴۹-۵۹.
- برادران خانیان، زینب (۱۳۹۵). تاثیر تورم بر کسری بودجه در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل. پایاننامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.
- برادران خانیان، زینب، اصغرپور، حسین، پناهی، حسین و کازرونی، علیرضا (۱۳۹۶). اثرات نامتقارن تورم بر کسری بودجه در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل. فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد، ۴(۳)، ۱۶۹-۱۹۴.
- بامنی مقدم، محمد و خوش گویان فرد، علیرضا (۱۳۸۳). کاربرد رگرسیون چندک در شناسایی شکل توزیع رفاه مورد انتظار جوانان. فصلنامه رفاه اجتماعی، ۴(۱۵)، ۴۳-۵۶.
- تقی پور، انوشیروان (۱۳۸۰). بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان. برنامه و بودجه، ۴(۵ و ۶)، ۱۳۲-۱۰۵.
- حاج امینی، مهدی (۱۳۹۸). فراتحلیل کیفی نقش اصلاحات بودجه ای در مهار تورم متوسط مزمن اقتصاد ایران. فصلنامه علمی پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۴(۸۰)، ۱۵۱-۲۰۲.
- دهقانی، علی، اخیایی، معصومه و صفوی، بیژن (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین کسری بودجه، تورم و عرضه پول در ایران. پژوهشنامه اقتصاد کسب و کار، ۸(۱۴)، ۴۱-۳۱.
- زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی، آرمان و مقدسی سدهی، اکرم (۱۳۹۹). آزمون اثر تانزی و پاتینکین در اقتصاد ایران. تحقیقات اقتصادی، ۵۵(۲)، ۳۷۲-۳۴۷.
- زینال اقدم، نجیبه (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین تورم و کسری بودجه (رهیافت مارکوف- سوئیچینگ). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء، تهران.
- سلطانی، محمد و لشکری، محمد (۱۳۹۰). آزمون پولی بودن تورم و شناسایی عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران. نشریه راهبرد توسعه، ۲۸، ۷۸-۴۳.
- سلاطین، پروانه، غفاری صومعه، نیلوفر و محمدی، سمانه (۱۳۹۷). بررسی عوامل موثر بر کسری بودجه با تاکید بر حاکمیت قانون. فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، ۶(۲۲)، ۱۵۸-۱۲۳.
- شاکری، عباس (۱۳۸۹). اقتصاد کلان: نظریه ها و سیاست ها. تهران: نشر نی، جلد دوم.
- صادقی، حسین، اصغرپور، حسین و محمودزاده، محمود (۱۳۸۲). بررسی کشش قیمتی و وقفه جمع آوری درآمد- های مالیاتی در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۵، ۳۸-۱۰۹.
- فرزین وش، اسدا...، اصغرپور، حسین و محمودزاده، محمود (۱۳۸۲). بررسی اثر تورم بر کسری بودجه از بعد درآمدی و هزینه ای. مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۳، ۱۵۰-۱۱۵.
- فرزب، علیرضا (۱۳۸۱). بودجه ریزی دولتی. انتشارات مرکز آموزش مدیریت دولتی، تهران.

فرح‌بخش، ندا و محرابیان، آزاده (۱۳۸۲). عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، (۱)، ۳، ۱۷۲-۱۵۷.

قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۷۱). اقتصاد رشد و توسعه. نشر نی، تهران.
کميجانی، اکبر و ورهرامی، ویدا (۱۳۹۱). برآوردی از نقش عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران. فصلنامه راهبرد، (۶۴)، ۲۱، ۴۲-۲۷.

عظیمی، سید رضا، میری طامه، اشرف سادات، تقی‌زاده، خدیجه و صمدی، رضا (۱۳۹۲). بررسی روند و علل تورم در ایران در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۱ و اقدامات صورت گرفته برای مهار آن. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، (۱)، ۱، ۵۸-۲۵.

عمارتی نوش‌آبادی، لاله سادات (۱۳۹۲). بررسی ارتباط کسری بودجه و تورم و ارزیابی وضعیت پایداری مالی در ایران. پایاننامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

غریبی، سارا (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین کسری بودجه و تورم در ایران (با استفاده از تکنیک ARDL). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا، تهران.

گلریز، حسن و ماجدی، علی (۱۹۸۹). پول و بانک از تئوری تا سیاست‌گذاری. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

مهرآرا، محسن و شیرمحمدی، پگاه (۱۳۹۸). اثر درآمدهای گردشگری بر نابرابری درآمد با رویکرد رگرسیون پانل کوانتایل (مطالعه موردی: منتخب کشورهای در حال توسعه). فصلنامه علمی مطالعات مدیریت گردشگری، (۴۶)، ۱۴، ۲۲۲-۱۹۷.

مهرآرا، محسن، سید قاسمی، میرسجاد و بهزادی صوفیانی، محسن (۱۳۹۵). اثرهای نا اطمینانی‌های تورم و مخارج دولت و تعامل آن‌ها بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، (۳۴)، ۱۰، ۵۸-۳۳.

هاشمی، فرزاد (۱۳۹۶). مطالعه تطبیقی تاثیر آزادی اقتصادی بر کسری بودجه در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، (۴۱)، ۱۱، ۱۵۵-۱۷۶.

Anayochukwu, O. B. (2012). Fiscal Deficits and Inflation Nigeria: The Causality Approach, International Journal of Scientific and Technology Researcher, vol. 1, pp. 6-12.

Cardso, E. (1998). Virtual Deficits and the Patinkin Effect, IMF Working Paper, vol. 45, no.4, pp. 619-646.

Catao, L., Terrones, M. (2005). Fiscal Deficit and Inflation, Journal of Monetary Economics, vol. 52, no.3, pp. 529-554.

Choudhry, N. (1991). Collection Lags, Fiscal Revenue and Inflationary Financing: Empirical Evidence and Analysis, IMF Working Paper, no. 41.

Davino, C., Furno, M., & Vistocco, D. (2013). Quantile regression: theory and applications. John Wiley & Sons.

Epaphra, M. (2017). Analysis of budget deficits and macroeconomic fundamentals: A VAR-VECM approach. Journal of Economics & Management, 30, 20-57.

Fatma Turan, K. (2014). Causality Network Between Budget Deficit, Money Supply and Inflation: An Application to Turkey. International Journal of Business and Social Science, 5(10), 225-235.

Hassan, A. S. (2019). Effect of inflation on budget deficit in Uganda (Doctoral dissertation, Kampala International University).

- Hsin-Yi, L., Hao-Pang, C. (201۳). Are Fiscal Deficit Inflationary? *Journal of International Money and Finance*, vol. 32, pp. 214-233.
- Kleim, Martin. Kriwoluzky, Alexander. Sarferaz, Samad. (2013). "On The Low-frequency relationship between public deficit and inflation", Discussion Paper, Deutsche Bundesbank, 12/2013.
- Myovella, G. A., & Kisava, Z. S. (2018). Budget deficit and inflation in Tanzania: ARDL bound test approach. *Journal of Business Economics and Finance*, 7(1), 83-88.
- Patinkin, D. (1965). *Money, Interest, and Prices: An Integration of Monetary and Value Theory*, Second Edition, Harper and Row, Publishers, New York.
- Rosa, A. (2012). Inflation and Budget Deficit: What is Realationship in Portigal? *Economica*, vol. 12, no. 2, pp. 215-237.
- Romer, D. (1958). *advanced macroeconomics*, c 2001.
- ŞAHİN, B. E. (2019). Analysis of the relationship between inflation, budget deficit and money supply in Turkey by ardl approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, 6(3), 297-306.
- Twari, A. K., Pandi, B. (2013). Fiscal Deficit and Inflation: What Causes What? The Case of India, *Journal of International Business and Economy*, vol. 13, pp. 57-81.

**Investigating the Impact of Inflation on Government Budget Deficit
in Selected Developed and Developing Countries Despite the
Corona Virus Outbreak: A Quantile Panel Approach**

Yasin Shahbazi¹

Habib Aghajani²

Reza Ranjpour³

Received: 31/ December /2025 Accepted: 20/ February/2025

Abstract

Inflation affects the budget deficit in two dimensions: income (Tanzi hypothesis) and expenses (Patinkin hypothesis). Understanding how inflation affects the government budget deficit in different countries can provide the basis for controlling inflation and reducing the budget deficit. To this end, the present study simultaneously examines the impact of inflation on government budget deficits in selected developed and developing countries using annual data for the period 2019-2000 despite the coronavirus epidemic in November 2019. For this purpose, first using the Quantile panel, it has studied the effect of inflation on the budget deficit in developing countries (almost with high inflation) and then developed countries (low inflation). The results of model estimation in both groups of countries show the effect of inflation on the budget deficit, but in two different cases. In other words, this effect in developed countries indicates that both the Tanzi effect and the Patinkin effect have been established in these countries, but in the group of developing countries, the Tanzi effect due to Patinkin is predominant. In fact, the results in countries with higher inflation show that as a result of rising inflation, the government budget deficit has increased. On the other hand, different levels of inflation in developing countries, the existence of a non-relationship. It also confirms the line between inflation and the budget deficit. Because the results show that in the lower deciles, the impact of inflation on the budget deficit is greater than the primary and middle deciles, which can be due to the negative impact of the Corona virus on businesses, increasing government spending, as a result. Rising inflation and the negative effect of inflation on the government budget deficit.

Keywords: Budget deficit, Inflation, Quantile panel, Corona epidemic.

JEL Classification: C22, E31, E62.

¹ Department of Financial Economics, Aras International Campus (Jolfa), University of Tabriz, Iran, yasin6031@yahoo.com

² Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran. (Corresponding author), aghajani1249@gmail.com

³ Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran. reza.ranjpour@gmail.com
Ecj@iauctb.ac.ir



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



بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص‌های محیط کسب و کار (مورد مطالعه: گروه D8)

امام‌بخش عیدوزهی^۱

محمد محبی^۲

سید یعقوب زراعت‌کیش^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۲

چکیده

تجارت موفق متأثر از شرایط اقتصادی محیط است. در شرایط رکود، شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند. توسعه کسب و کار جایگاه مهمی در رشد اقتصادی در سطح ملی، منطقه‌ای و بین‌المللی دارد. در عین حال، عوامل مختلف اقتصاد کلان بر توسعه کسب و کار تأثیر می‌گذارد. لذا هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص‌های محیط کسب و کار در کشورهای گروه D8، می‌باشد. شاخص‌های کسب و کار در این تحقیق عبارتند از: سهولت شروع کسب و کار، سهولت اخذ مجوز، سهولت دریافت برق، ثبت اموال شرکت، اخذ اعتبارات، حمایت از سرمایه‌گذاران، پرداخت مالیات، تجارت فرامرزی، اجرای قراردادهای، انحلال شرکت. تحقیق حاضر بر مبنای هدف کاربردی و از نظر ماهیت و روش بکار رفته توصیفی، همبستگی است. جامعه آماری مورد بررسی شامل کشورهای دی ۸ (ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه) که به عنوان نمونه سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۵ انتخاب شده است. جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات از آزمون‌های (ریشه واحد، هاسمن، مدل گشتاورد تعمیم یافته، سارگان، باند) در محیطی نرم‌افزار STATA استفاده شد. نتایج نشان داد نتایج تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و محیط کسب و کار می‌باشد. همچنین شاخص حمایت از سرمایه‌گذاران و شاخص اخذ اعتبار و اجرای قراردادها از میان شاخص‌های فضای کسب و کار، دارای بیشترین اثر بر رشد اقتصادی بودند.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، محیط کسب و کار، گروه D8.

طبقه بندی: M55، M52: jel

۱ گروه اقتصاد، واحد قشم، دانشگاه آزاد اسلامی، قشم، ایران. eidouzahi133@gmail.com

۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه هرمزگان، هرمزگان، ایران (نویسنده مسئول) mohehimh@hormozgan.ac.ir

۳ گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. zeraatkish@gmail.com

۱- مقدمه

امروزه رشد اقتصادی از اهداف مهم هر کشور به شمار می‌آید و همیشه به طور خاص مورد تاکید برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است، لذا بررسی عوامل اصلی تاثیرگذار بر رشد اقتصادی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار می‌باشند (پورعلی و همکاران، ۲۰۲۰: ۸۰). از عوامل موثر که رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار داده‌اند، شاخص کسب و کار، می‌باشند که نقش برجسته‌ای در کشورها ایفا می‌کنند (شاطر خبازی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱). فضای کسب و کار از جمله شاخص‌های تعیین‌کننده وضعیت اقتصادی هر کشور است که با استناد به آن می‌توان به بررسی و تجزیه و تحلیل شرایط اقتصادی هر کشور پرداخت. محیط فضای کسب و کار در کشورها هرچه شفاف‌تر و رقابتی‌تری باشد منجر به افزایش سلامت اقتصادی کشورها و اتخاذ سیاست‌های مطلوب شده و روند بهبودی شاخص‌های اقتصادی را در پی خواهد داشت (بختیاری و شایسته، ۱۳۹۱: ۱۷۶). بهبود فضای کسب و کار به معنای بهبود و رونق تولید و در نتیجه محرک رشد اقتصادی است، به گونه‌ای که اصلاح و بهبود فضای کسب و کار زمینه مشارکت بخش خصوصی در عرصه اقتصاد، ارتقاء سطح اشتغال و تولید را فراهم می‌سازد. به عبارتی محیط کسب و کار مناسب، شرط لازم برای رشد بخش خصوصی است. به طور کلی بهبود فضای کسب و کار از جمله مسائل اساسی در پیش‌برد اهداف اقتصادی است و مکمل خصوصی‌سازی است. به گونه‌ای که با بهبود شرایط کسب و کار شرایط تولیدی بهبود می‌بخشد و سرمایه‌گذاران ترغیب به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های صنعتی و تولیدی می‌شوند (فشارکی و همکاران، ۲۰۲۰: ۴۸). سهولت انجام کسب و کار و تأثیراتی که سبب کاهش یا افزایش تسهیلات انجام این کار می‌شوند، یکی از مهم‌ترین موضوعات مرتبط با توسعه اقتصادی است. این مفهوم بسیاری از موسسات آموزشی، دولتی و دیگر انواع موسسات را تشویق کرده است تا پروژه‌ها یا طرح‌های تحقیقاتی را نه تنها برای حمایت از ساختار قانون‌گذاری بهتر، بلکه برای ساده‌سازی آن نیز بهبود بخشند. این برنامه‌های توسعه قانون‌گذاری "مقررات بهتر" نامیده می‌شوند و به طور معمول شامل پایه‌ای برای تقویت محیط کسب و کار است. شرکت خصوصی یکی از تاکتیک‌های تشخیص درجه توسعه یک کشور است. در کشورهای کمتر توسعه یافته، شرکت خصوصی تأثیر مهمی بر تولید ناخالص داخلی دارد (فشارکی و همکاران، ۲۰۲۰: ۴۸). لذا امروزه در آغاز قرن ۲۱، عاقلانه به نظر می‌رسد، که رویکرد کشورها به محیطی کسب و کار، رویکردی جهانی بوده و آن را در سطح جهانی بچینند تا به رشد اقتصادی مورد نظر برسند. رابطه محیط کسب و کار بر رشد اقتصادی، نوعی کاربرد است. بنابراین به صورت چارچوب مفهومی، تأکید بیش‌تری روی سازماندهی محیط کسب و کار و نوع ارتباط آن با رشد اقتصادی ترسیم می‌شود (قربانی و همکاران، ۲۰۲۰: ۱۵۵).

شاخص‌های اقتصادی شامل معیارهای عملکرد اقتصاد کلان (تولید ناخالص داخلی [GDP]، مصرف، سرمایه‌گذاری و تجارت بین‌المللی) و ثبات (بودجه‌های دولت مرکزی، قیمت‌ها، عرضه پول و تراز پرداخت‌ها) است. هر اندازه دامنه آزادی محیط کسب و کار بیش‌تر باشد، دامنه توسعه یافتگی بیش‌تر می‌شود؛ بنابراین، نشان دادن اصل توسعه، این است که بتوانیم دامنه آزادی عوامل اقتصادی و محدودیت‌هایی را که در این دامنه دارند و برای تخصیص محیط کسب و کار بسیار مهم است، تعیین کنیم. این باور عینی از دامنه آزادی به برداشت و درک محققان و صاحب نظران از آزادی‌های واقعی یا قابلیت‌ها و تعریف رشد اقتصادی به گسترش دامنه انتخاب‌های

محیط کسب و کار نزدیک می‌باشد. لذا کار محققان و صاحب‌نظران نشان دهنده رویکردی است که بتواند به طور مستمر گسترش داشته باشد. چرا که هر منطقه و کشوری محیط کسب و کار خود را دارد. لذا پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به سوال ذیل می‌باشد: آیا رشد اقتصادی ارتباط معنی‌دار و مستقیم با محیط کسب و کار در کشورهای گروه D8 دارد؟ در استای این سوال فرضیه ذیل در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفت: رشد اقتصادی ارتباط معنی‌دار و مستقیم با محیط کسب و کار در کشورهای گروه D8 دارد.

ضرورت و اهمیت تحقیق

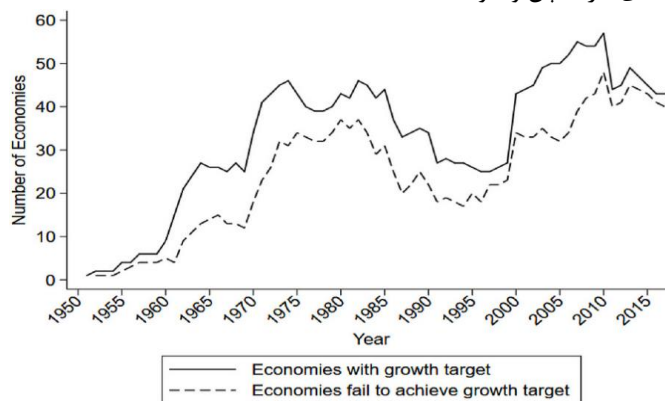
رشد اقتصادی را می‌توان با محاسبه درصد تغییرات GDP، بدست آورد. نرخ رشد اقتصادی، سلامت اقتصادی یک کشور را به صورت مقایسه‌ای، در طی دوره‌ای از زمان، می‌سنجد. در اغلب موارد، نرخ رشد اقتصادی نشان‌دهنده تغییرات بوجود آمده در GDP است. امکان دارد در اقتصادهایی با اتکای بالا به درآمدهای خارجی، از GNP برای محاسبه رشد اقتصادی استفاده شود (نرگسی و همکاران، ۱۳۹۷: ۷۳). رشد اقتصادی یکی از مجموعه‌های کلان اقتصادی اولیه است که دولت‌ها به دلیل اثرات خارجی مثبتی که در یک کشور ایجاد می‌کند به دنبال آن هستند (رحمن خان و همکاران، ۲۰۲۲: ۴۲). اقتصاد دانان، افزایش رشد اقتصادی ناشی از استفاده کارآمدتر از نهاده‌ها (افزایش بهره‌وری نیروی کار، سرمایه فیزیکی، انرژی یا مواد) را رشد فشرده می‌گویند. در مقابل، رشد تولید ناخالص داخلی تنها ناشی از افزایش مقدار ورودی‌های موجود برای استفاده (افزایش جمعیت یا قلمرو جدید) رشد گسترده محسوب می‌شود. توسعه کالاها و خدمات جدید نیز رشد اقتصادی ایجاد می‌کند. همان‌طور که در ایالات متحده حدود ۶۰ درصد از هزینه‌های مصرف‌کننده در سال ۲۰۱۳ برای کالاها و خدماتی بود که در سال ۱۸۶۹ وجود نداشت (بیورک، ۱۹۹۹: ۶۴).

تقریباً تا دوپست و پنجاه سال پیش فاصله رشد بین کشورها محسوس نبود تا این‌که با انقلاب صنعتی برخی از کشورها سریع پیشرفت کردند و باعث ایجاد سؤال در ذهن اقتصاد دانان شد که چه عواملی بر رشد آن‌ها تأثیر گذاشته و این به یکی از موضوعات مورد بحث در میان اقتصاد دانان تبدیل شد و نظریه‌های رشد متفاوت شکل گرفت (پورعلی و همکاران، ۲۰۲۰: ۷۹). این موضوع برای کشورهای اسلامی، که دارای سطح رشد اقتصادی پایینی هستند و سعی دارند خود را به کشورهای توسعه یافته برسانند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. که در این بین نقش متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی در بهبود فرآیند رشد اقتصادی این کشورها حائز اهمیت فراوانی می‌باشد. در واقع می‌توان چنین اذعان داشت که، یکی از هدف‌های اصلی تمام نظام‌های اقتصادی، تحقق رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد (قاسمی، ۱۳۹۳).

مورخان اقتصادی هنوز در مورد زمانی که برایش اولین بار رشد اقتصادی مدرن، تعریف شده (افزایش مداوم تولید سرانه و...) بحث می‌کنند (کوزنتس، ۱۹۶۶: ۱۲). برخی از محققان دوران پیش از انقلاب صنعتی را به عنوان یک اقتصاد کاملاً مالتوسی توصیف می‌کنند که هیچ دستاورد بلندمدتی در استاندارد‌های زندگی نداشت. در مقابل، تحقیقات کمی می‌توان پیدا کرد که در اقتصادهای پیش از صنعتی شدن، دوره‌هایی از رشد پایدار را پیدا کرده که

منجر به سطوح بالاتر درآمد سرانه شود (ون زاندن و ون لیوون، ۲۰۱۲: ۱۲۰، برودبری و همکاران، ۲۰۱۵: ۷۶، کرانتز، ۲۰۱۹: ۱۶، پرادوس د لا اسکوسورا و همکاران، ۲۰۲۲: ۲۱۶).

پس از پایان جنگ جهانی دوم، اهداف رشد اقتصادی به طور گسترده در سراسر جهان اتخاذ شد. خط ثابت در شکل (۱)، اقتصادهایی را نشان می‌دهد که از سال ۱۹۵۰ به اهداف رشد اقتصادی را تعیین شده رسیده‌اند. همچنین نشان می‌دهد که طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۷، تعداد اقتصادها موفق به تدریج در سه دهه اول افزایش یافته، در اواخر دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته است. این نمودار اقتصاد ۱۱۴ کشور جهان را نشان می‌دهد که ۸۴ درصد از جمعیت جهان و ۵۹ درصد از تولید ناخالص داخلی جهان را در سال ۲۰۰۰ را تشکیل می‌دهند که از درآمد کم تا درآمد بالا را شامل می‌شود و در تمام قاره‌ها به جز آمریکای شمالی پراکنده شده است. اقتصادهای کمتر توسعه یافته مانند اوگاندا و نیجره، و اقتصادهای آسیایی که به سرعت در حال رشد هستند مانند چین و هند، را نشان می‌دهد. و این نشانگر این مطلب است که رشد اقتصادی یک پدیده جهانی گسترده و پایدار است (چن و خو، ۲۰۲۲: ۹۸). با این حال، بر اساس نتایج رشد اقتصادی، شکست اقتصادها در دستیابی به اهداف نیز یک پدیده رایج می‌باشد. خط چین در شکل (۱)، نشانگر تعداد اقتصادهایی است که در طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۷ نتوانسته‌اند به اهداف رشد دست یابند، و الگوی پایداری از کوتاه‌شدن به اهداف را نشان می‌دهد. زمانی که اقتصاد ممکن است از اهداف خود کوتاه بیاید، دولت‌ها اغلب برای تثبیت رشد و انجام اقدامات تحت فشار قرار می‌گیرند. به طور گسترده توسط رسانه‌ها گزارش شده است که دولت‌ها نیاز فوری به اتخاذ سیاست‌هایی برای تقویت اقتصاد در شرایط رکود اقتصادی دارند (چن و خو، ۲۰۲۲: ۹۸).



شکل ۱- اهداف رشد اقتصادی در بین ۱۱۴ کشور جهان در بین سالهای ۱۹۵۰-۲۰۱۵

(منبع: چن و خو، ۲۰۲۲: ۹۸)

1 Van Zanden and Van Leeuwen

2 Broadberry et al

3 Krantz

4 Prados de la Escosura et al

5 Chen and Xu

از جمله شاخص‌های مهم و تعیین‌کننده وضعیت اقتصادی هر کشور شاخص کسب و کار می‌باشد که با تاکید بر آن می‌توان شرایط اقتصادی هر کشوری را به بررسی کرد. این فضا هرچه شفاف‌تر و رقابتی‌تر، منجر به افزایش سلامت اقتصادی و روند بهبودی شاخص‌های اقتصادی خواهد شد (بختیاری و شایسته، ۱۳۹۱: ۱۷۸). محیط کسب و کار، زمینه‌ای است که بنگاه منابع موردنیاز خود را از آن تقاضا و تأمین کرده و تولیدات خود را نیز به آن عرضه می‌کند و همین عرضه و تقاضا در کلیت، محیط بازار و تعادل بازار را رقم می‌زند. در تعریفی دیگر فضای کسب و کار به مثابه محیط سیاستی، نهادی و رفتاری توصیف می‌شود که بازدهی مخاطرات مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌ها را تحت تأثیر مستقیم خود دارد (استرن، ۲۰۰۲: ۶۴). بهبود فضای کسب و کار به معنای بهبود و رونق تولید و در نتیجه محرک رشد اقتصادی می‌باشد، زیرا اصلاح و بهبود فضای کسب و کار زمینه مشارکت بخش خصوصی در عرصه اقتصاد، ارتقاء سطح اشتغال و تولید را فراهم خواهد ساخت. ایجاد و حفظ نهادهای تقویت‌کننده کارآیی بخش خصوصی و نهادهای تقویت‌کننده پاسخگویی مسئولین بخش عمومی، حمایت موثر از حقوق مالکیت و حداقل مداخله اجرایی، حمایت از سرمایه‌گذاران با فراهم آوردن بستر ارائه اطلاعات شفاف و اصلاح نهادهای تخصیص منابع عمومی در کشورهای صادرکننده نفت از جمله عوامل بهبود دهنده محیط نهادی کسب و کارند و پرهیز از سیاست مالی ادواری در کشورهای صادرکننده نفت، عدم اتخاذ سیاست‌های اقتصاد کلان سست و مداخله جویانه، توجه به تأثیر سیاست مالی دولت بر محیط مالی و پیشگیری از بیماری هلندی که می‌تواند سبب تغییر در اندازه و دینامیک بازارها و تعداد شرکت‌های کوچک شود، از جمله عوامل محیط اقتصادی بهبود دهنده‌اند (نظری شیخ احمد، ۱۳۹۰: ۸۸). شاخص‌های کسب و کار در این تحقیق عبارتند از: سهولت شروع کسب و کار، سهولت اخذ مجوز، سهولت دریافت برق، ثبت اموال شرکت، اخذ اعتبارات، حمایت از سرمایه‌گذاران، پرداخت مالیات، تجارت فرامرزی، اجرای قراردادهای، انحلال شرکت

دودانگه (۱۴۰۲) مقاله‌ی تحت عنوان تأثیر توسعه مالی و اندازه آن بر رشد در اقتصاد ایران با رویکرد غیر خطی را ارائه کرد. این پژوهش با هدف بررسی رابطه توسعه مالی و اندازه بخش مالی در اقتصاد ایران با رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۹۹ با روش رگرسیون غیر خطی آستانه‌ای انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که سه رژیم مختلف برای تأثیر متغیرهای اندازه بخش مالی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی وجود دارد. در نرخ‌های رشد اقتصادی منفی تنها متغیر اندازه بخش مالی است که بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. این تأثیر در رژیم دوم یعنی بین نرخ رشد اقتصادی ۰ تا ۸.۶٪، ضعیف‌تر اما مثبت و معنادار است و در نرخ‌های رشد اقتصادی بالای ۸ درصد، هم اندازه بخش مالی و هم توسعه مالی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند.

عباسیان (۱۴۰۲) مقاله‌ی تحت عنوان طراحی مدل سیاست سرمایه‌گذاری برای رقابت‌پذیری در صنعت فولاد با رویکرد مدل‌سازی تفسیری-ساختاری جامع را ارائه کرد. نتایج بخش کیفی نشان داد که عوامل سیاست سرمایه‌گذاری برای رقابت-پذیری در ۱۴ دسته قرار دارند که بر اساس یافته‌های مدل‌سازی تفسیری-ساختاری

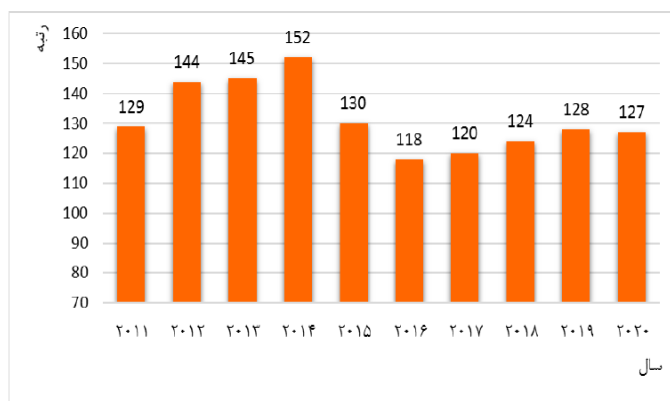
جامع، عوامل «قوانین و مقررات دولتی»، «استقرار استانداردها در صنعت»، «استراتژی رقابتی صنعت»، «ساختار مالی صنعت»، و «خط-مشی سرمایه‌گذاری» می‌تواند سطح بالاتری از مزیت رقابتی را برای صنعت فولاد افزایش دهد که اهمیت سیاست‌های کلان را برجسته می‌کند. از سوی دیگر، سیاست‌های سرمایه‌گذاری برای «مدیریت دانش»، «تحقیق و توسعه»، «قابلیت‌های بازاریابی»، و «مدیریت ریسک» تابع عوامل کلان سیاست‌های سرمایه‌گذاری هستند که منجر به کسب مزیت رقابتی می‌گردد.

پای زاده پالنگان (۱۴۰۱) مقاله‌ی تحت عنوان بررسی اثرات شاخص بانک‌های سرمایه‌گذاری بر حجم معاملات بازارهای اولیه و ثانویه بورس ایران را ارائه کرد. روش تجزیه و تحلیل این پژوهش مدل اقتصادی سنجی خود رگرسیون (پنل ور) می‌باشد. با استفاده از آزمون فیش و آزمون هم انباشتگی جوهانسن ایستایی و روابط بلندمدت متغیرها مورد بررسی قرار گرفت نشان داده شد همه متغیرها در سطح صفر ایستا نبودند و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شدند و بر اساس نتایج آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه دو رابطه بلندمدت در سطح ۰.۹۵ بین متغیرها وجود دارد. در ادامه با استفاده از تحلیل شوک‌ها و تجزیه واریانس نشان داده شد از بین شاخص‌های تأثیرگذار بانک‌های سرمایه‌گذاری (عرضه اولیه) در بخش بانک‌های دولتی و خصوصی بیشترین تأثیر بر شاخص قیمت بورس می‌باشد.

تاجی (۱۴۰۱) مقاله‌ی تحت عنوان بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه در ایران را ارائه کرد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه علی دو طرفه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی چه از نظر توسعه بخش بانکی و چه از نظر توسعه بازار سرمایه وجود دارد، بنابراین توسعه مالی هم از بعد توسعه بخش بانکی و هم از بعد توسعه بازار سرمایه با رشد اقتصادی اثرات متقابل دارند. جهت علیت بین توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه نیز دو طرفه است و این موضوع اهمیت توسعه یکپارچه بخش مالی را پیشنهاد می‌نماید.

وضعیت ایران در گزارش انجام کسب و کار بانک جهانی در طول یک دهه گذشته

در گزارش‌های سالیانه انجام کسب و کار که از ۲۰۰۵ توسط بانک جهانی منتشر می‌شوند، میزان سهولت محیط حقوقی و اداری کسب و کار در طول چرخه عمر بنگاههای کوچک و متوسط در قالب ۱۰ نماگر در کشورهای مختلف اندازه‌گیری شده و نتیجه هر سال به‌صورت رتبه‌بندی کشورها از نظر سهولت انجام کسب و کار، اعلام می‌شود. هر یک از نماگرهای ۱۰ گانه این گزارش، ترکیبی از مؤلفه‌های زمان، هزینه، مرحله و غیره است. داده‌های این گزارش از طریق پرسشنامه و نظرسنجی از نمونه بسیار محدودی از فعالان بخش خصوصی در هر کشور گردآوری می‌شوند. ایران از سال ۲۰۰۶ در رتبه‌بندی گزارش انجام کسب و کار قرار گرفته و به دلایل مختلف از جمله علل فنی (نظیر دشواری تأسیس و اداره واحد تولیدی در ایران (و غیرفنی) به خصوص ارسال اطلاعات اشتباه از ایران)، تاکنون به جایگاه مطلوبی در این گزارش دست نیافته است.



شکل ۲- نمودار رتبه ایران در گزارش انجام کسب و کار بانک جهانی، سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۱۱
(منبع: گروه بانک جهانی، انجام کسب و کار ۲۰۲۰)

از سال ۲۰۱۷ مجدداً روند نزولی در رتبه کشور آغاز شد، اما در آخرین گزارش انجام کسب و کار برای سال ۲۰۲۰ رتبه ایران از ۱۲۸ در سال گذشته به ۱۲۷ بهبود یافته است. جدول (۱) جایگاه کسب و کار در ایران در سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۱۷ در میان ۱۸۹ کشور را نشان می‌دهد که ایران در شاخص‌های تخصصی کسب و کار ارزیابی شده توسط بانک جهانی در وضعیت چندان مطلوبی قرار ندارد.

جدول ۱- جایگاه شاخص کسب و کار در ایران ۲۰۱۱

ردیف	عنوان شاخص	رتبه در ایران		روند تغییرات	رتبه در ایران		روند تغییرات
		۲۰۱۳	۲۰۱۴		۲۰۱۷	۲۰۱۸	
۱	سهولت شروع کسب و کار	۸۷	۱۰۷	-۲۰	۱۲۰	۱۲۴	-۴
۲	سهولت اخذ مجوز	۱۶۶	۱۶۹	-۳	۱۰۲	۹۷	+۵
۳	سهولت دریافت برق	۱۶۳	۱۶۹	-۶	۲۷	۲۵	+۲
۴	ثبت اموال شرکت	۱۶۵	۱۶۸	-۳	۹۴	۹۹	-۵
۵	اخذ اعتبارات	۸۳	۸۶	-۳	۸۶	۸۷	-۱
۶	حمایت از سرمایه گذران	۱۵۰	۱۴۷	۳	۱۰۱	۹۰	+۱۱
۷	پرداخت مالیات	۱۲۹	۱۳۹	-۱۰	۱۶۵	۱۷۰	-۵
۸	تجارت فرامرزی	۱۴۳	۱۵۳	-۱۰	۱۰۰	۱۵۰	-۵۰
۹	اجرای قراردادهای	۵۳	۵۱	۲	۱۷۰	۱۶۶	+۴
۱۰	انحلال شرکت	۱۲۶	۱۲۹	-۳	۱۵۶	۸۰	+۷۶

(منبع: گروه بانک جهانی، انجام کسب و کار ۲۰۲۰)

مطالعات گوناگونی در ارتباط با موضوع ارتباط توسعه اقتصادی و محیط کسب و کار در دنیا و ایران انجام گرفته است که هر کدام از زاویه خاصی به آن پرداخته‌اند. در این بخش به خلاصه‌ای از چند نمونه مطالعات ایرانی و خارجی که ارتباط بیشتری با موضوع دارند، پرداخته می‌شود. شاطر خبازی و همکاران (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای بررسی رابطه فساد اخلاقی و محیط کسب و کار با رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای گروه D8 در بین سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان داد اخلاق، محیط کسب و کار و مولفه‌های اقتصادی رابطه معناداری با رشد و توسعه یافتگی دارند و در طی زمان رابطه بلندمدت تایید می‌شود. خداپرست و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه خود و با استفاده از روش پانل پویا و مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی، تاثیر فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی عضو (D8) در بازه زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۵ را بررسی کرده‌اند. آنها دریافت‌اند مهم‌ترین عامل تاثیرگذار بر رشد اقتصادی، بهبود محیط کسب و کار و مقررات نظارتی دولت است و ارتباط مثبتی بین شاخص سهولت راه‌اندازی کسب و کار و رشد اقتصادی وجود دارد. عبدالمهی و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی تاثیر شاخص‌های فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد مولفه‌های اخذ اعتبارات، اجرای قرارداد و حمایت از سهام‌داران خرد بر رشد اقتصادی کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، تاثیر زیادی دارد. تاری و علوی منش (۱۳۹۰)، به بررسی چالش‌ها و نارسایی‌های فضای کسب و کار در ایران پرداخته و نشان دادند که فضای کسب و کار در کشور با توجه به قوانین حال حاضر نامناسب می‌باشد. اوی کونلای و ای تیامیوب (۲۰۲۲)، در پژوهشی با عنوان "روابط متقابل سازمان و استراتژی‌های کسب و کار الکترونیکی و شدت تاثیر تجارت الکترونیک در دانشگاه‌های نیجریه‌ای" این مطالعه هجده دانشگاه با استفاده از نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای انتخاب شدند. تجزیه و تحلیل همبستگی نشان داد که بین استراتژی سازمانی (OS) و استراتژی کسب و کار الکترونیکی (ES)، رابطه مثبت قوی بین استراتژی کسب و کار الکترونیکی و آمادگی کسب و کار الکترونیکی (ER)، رابطه مثبت متوسط بین آمادگی کسب و کار الکترونیکی و شدت کسب و کار (EI)، رابطه خطی مثبت ضعیف بین شدت تجارت الکترونیک و تاثیر تجارت الکترونیک (EM) و رابطه مثبت ضعیف بین تاثیر تجارت الکترونیک و استراتژی سازمانی (OS) وجود دارد. همچنین این مطالعه به این نتیجه رسید که مدیریت دانشگاه باید اهداف و استراتژی‌های سازمانی خود را با استراتژی‌های کسب و کار الکترونیکی (فناوری) خود هماهنگ کند تا آمادگی کسب و کار الکترونیکی خود را بهبود بخشد و از منابع به صورت فشرده تر برای تاثیر بیشتر بر اهداف سازمانی خود استفاده کند. شرف الدین و زاولی (۲۰۲۲)، در تحقیقی به بررسی تأثیرات شمول مالی و محیط کسب و کار در تحریک ایجاد شرکت‌های در مراحل اولیه و حمایت از شرکت‌های مستقر، در ۴۳ کشور در دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۸ با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار پانل پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که هم شمول مالی و هم محیط سازمانی بر شرکت‌های در مراحل اولیه و تاسیس تاثیر مثبت می‌گذارد. به طور خاص، شمول مالی اصلی اساسی برای تحریک ایجاد شرکت‌های در مراحل اولیه می‌باشد. یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد دسترسی بهتر به زیرساخت‌های تجاری، سهولت ورود به بازارها و برنامه‌های دولتی برای توسعه

1- A.Oyekunle and Tiamiyub

2 - Charfeddine and Zaouali

کارآفرینی ضروری است. به ویژه، یکی از مهم‌ترین پیامدهای این تحقیق، نقش حیاتی برنامه‌های دولت در حمایت از کارآفرینی است. ای تروتر و بروفی ۱ (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای با عنوان "ترکیب سیاست برای نوآوری مدل کسب و کار: انرژی خارج از شبکه برای توسعه پایدار در جنوب صحرای آفریقا" پس از ۶۱ مصاحبه با شرکت‌ها و کارشناسان صنعت و همچنین اسناد سیاست در شش کشور آفریقایی مدلی بر اساس سه مفهوم نظری طراحی کردند که شامل: ابتدا، با تمرکز بر استراتژی‌ها، خط‌مشی و تعاملات مربوطه آن‌ها، مجموعه‌ای از مکانیسم‌ها را کشف می‌کنیم که توضیح می‌دهند چگونه عناصر ترکیبی سیاست‌ها برای ایجاد شرایط مساعد برای محیط کسب و کار ترکیب می‌شوند. دوم، نقش اهداف متعدد در ترکیب سیاست برای تقویت محیط کسب و کار را روشن می‌شود، که اگر به طور مناسب متعادل شود، می‌تواند تنش مولد بین حمایت و محدودیت‌ها ایجاد کند. سوم، تمایز بین ترکیب سیاست‌های خاص فردی و جامعه را به عنوان ابزاری تحلیلی برای مطالعه این تنش‌ها در تحقیقات ترکیبی سیاست پیشنهاد شود. ادای باوما ۲ (۲۰۲۲)، در پژوهشی به تقسیم‌بندی، محیط کسب و کار و کارایی اطلاعاتی جهانی بازارهای مالی در حال ظهور پرداخته است. این مطالعه با استفاده از تکنیک‌های تجزیه واریانس کارایی اطلاعاتی جهانی اوراق بهادار بازارهای نوظهور را تخمین می‌زند. نتایج نشان می‌دهد که کارایی اطلاعاتی جهانی در زمان متفاوت است. به طور مشابه، افزایش بخش‌بندی بازار، قدرت حقوق قانونی و افزایش هزینه ADR انتشار اطلاعات جهانی را در بخش‌های امنیتی بازارهای نوظهور به حداقل می‌رساند. علاوه بر این، رویه‌های بهبود یافته راه‌اندازی کسب و کار، چارچوبی برای حل ورشکستگی و عمق بازار مالی، ادغام اطلاعات جهانی در بخش‌های امنیتی را تسهیل می‌کند. شواهد نشان می‌دهد که بازارهای نوظهور نیاز به اجرای سیاست‌هایی را برای بهبود یکپارچگی جهانی بازارهای مالی، بهبود محیط کسب و کار، و ایجاد چارچوب مقرون‌به‌صرفه و کافی برای حل و فصل ورشکستگی و اختلافات مربوط به کسب و کار دارند. این امر برای اطمینان از انتشار اخبار جهانی به قیمت‌های امنیتی بازارهای نوظهور و در نتیجه جذب سرمایه‌گذاری در اقتصادهای نوظهور ضروری است. استفان و همکاران ۳ (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای با عنوان "اهمیت محیط کسب و کار برای اقتصاد غیررسمی: شواهدی از رتبه‌بندی انجام کسب و کار" با استفاده از داده‌های رتبه‌بندی Doing Business و سازمان بین‌المللی کار برای ارزیابی چگونگی ارتباط متغیرهای مرتبط با محیط کسب و کار با غیر رسمی پرداخته‌اند. این مطالعه بر روی نمونه‌ای از کشورهای آفریقایی متمرکز شد. نتایج نشان داد در اقتصادهای غیررسمی، همیشه مشکلاتی در دسترسی به اعتبار، سیستم مالیاتی ناکارآمد، حمایت اندک از سرمایه‌گذاران و سیستم صدور مجوز ناقص وجود دارد. ژنوی کیانگ و همکاران ۴ (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان "مالکیت، اجرا، و اثرات محیط کسب و کار" بررسی می‌کنند که چگونه تأثیرات محیط کسب و کار به قانونی بودن یا واقعی بودن این معیار بستگی دارد و چگونه تأثیرات محیط کسب و کار بر اساس مالکیت متفاوت است. نتایج نشان داد چهار جنبه از محیط کسب و کار با منابع داده‌های متعدد نسبتاً قوی هستند: دسترسی به منابع مالی، برق، اینترنت و سرمایه انسانی. اثرات شاخص‌های محیط کسب و کار قانونی بر

1 - A.Trotter and Brophy

2 - AddaiBoamah

3 - Estevão et al

4 - ZhenweiQiang et al

عملکرد شرکت به معیارهای اجرای قرارداد بستگی دارد. شرکت‌های خارجی از حفظ ایمنی فیزیکی و سهولت در اخذ مجوزهای ساخت و ساز سود بیشتری می‌برند و زمانی که زیرساخت‌های داخلی یا دسترسی به منابع مالی بدتر است، مزیت رقابتی در بهره‌وری به دست می‌آورند. گلدوسکا (۲۰۱۷) در پژوهشی رابطه بین رشد اقتصادی و فضای کسب را در بین سالهای ۲۰۱۰ - ۲۰۱۶ در ۲۸ کشور اروپایی با استفاده از آمار توصیفی و رگرسیون چندمتغیره، مورد بررسی قرار داده است. نتایج او نشانگر رشد فضای کسب و کار در کشورهای مورد بررسی می‌باشد و همچنین رشد اقتصادی رابطه معناداری با بهبود فضای کسب و کار دارد. کالپر و لاو (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای سهولت ثبت کسب‌وکار جدید در ۹۲ کشور جهان را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان برای رشد و پویایی اقتصاد مدرن، کارآفرینی ضروری و با رشد اقتصادی ارتباط دارد. تاثیر فضای کسب و کار مساعد، بر افزایش جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، ایجاد اشتغال و رشد تولید ناخالص داخلی مشهود است. با وجود این، طی سال‌های پس از اعلام آمارهای جهانی از رتبه بندی فضای کسب و کار در کشورهای مختلف، دیدگاه‌های متفاوتی در زمینه جایگاه کشورمان مطرح می‌شود. این شرایط موجب شده است تا اکنون بهبود فضای کسب و کار با توجه به چالش‌های پیش‌روی اقتصاد کشور به ضرورتی انکارناپذیر تبدیل شود. با این وجود به نظر می‌رسد هنوز هم بسترهای مناسب برای ایجاد فضای امن سرمایه‌گذاری و کسب و کار در کشورمان چندان فراهم نبوده و برای رسیدن به جایگاه واقعی اقتصاد ایران در زمینه شاخص فضای کسب و کار، فراهم کردن برخی زیرساخت‌ها اجتناب‌ناپذیر است. آنچه مسلم است اصلاح فضای کسب و کار و بهبود شاخص‌های مزبور در عرصه جهانی نه تنها گامی مثبت و اساسی در جهت تقویت جنبه مشارکت بخش خصوصی در عرصه اقتصاد و ارتقاء سطح اشتغال و تولید در کشور محسوب می‌شود بلکه به طور قطع از منظر سرمایه‌گذاران خارجی از جمله ی مهم‌ترین نمادها برای ورود به کشور میزبان و شرط لازم برای ارتقا و تسهیل جریان ورود فناوری به کشور می‌باشد (بختیاری و شایسته، ۱۳۹۱: ۱۷۶).

رابطه علی بین رشد اقتصادی و محیط کسب و کار

رشد اقتصادی یک کشور را قادر می‌سازد تا استاندارد زندگی مردم خود را بهبود بخشد و شاهد افزایش در محیط مالی خود باشد. تولید ناخالص داخلی (GDP) کشور معیاری برای سنجش رشد اقتصادی آن کشور است و رابطه مستقیمی با یکدیگر دارد. از منظر تجاری، کشوری با شرایط مالی پایدار و اقتصاد رو به رشد به عنوان عوامل مهمی برای ایجاد، رشد و گسترش کسب‌وکارها عمل می‌کند. رشد اقتصادی می‌تواند ناشی از نوسانات تصادفی، نوسانات فصلی، تغییرات در چرخه تجاری و علل ساختاری بلندمدت باشد. سیاست می‌تواند بر دو مورد اخیر تأثیر بگذارد. چرخه‌های تجاری به الگوی چرخه‌ای منظم رونق اقتصادی (انبساط) و رکود (رکود) اشاره دارد. رکود با کاهش تولید و اشتغال مشخص می‌شود. در نقطه مقابل این طیف، اقتصاد «گرمای بیش از حد» قرار دارد که با رشد سریع اقتصادی ناپایدار و افزایش تورم مشخص می‌شود. مخارج سرمایه‌گذاری ادواری ترین مولفه خروجی

1 - Głodowska

2 - Klapper & Love

اقتصادی است، در حالی که مصرف یکی از کمترین چرخه هاست. دولت می تواند با استفاده از سیاست های پولی و مالی، رونق و رکود را کاهش دهد. سیاست پولی به تغییرات نرخ بهره یک شبه توسط فدرال رزرو اشاره دارد. هنگامی که فدرال رزرو می خواهد فعالیت های اقتصادی را تحریک کند، نرخ بهره را کاهش می دهد. برای مهار فعالیت های اقتصادی، نرخ ها را افزایش می دهد. سیاست مالی به تغییرات در کسری بودجه فدرال اشاره دارد. افزایش کسری، فعالیت اقتصادی را تحریک می کند، در حالی که کاهش کسری آن را مهار می کند. طبق ماهیت خود، تغییرات سیاستی برای تأثیرگذاری بر چرخه تجاری تنها به طور موقت بر اقتصاد تأثیر می گذارد زیرا رونق و رکود گذرا است (باصری، ۱۳۸۹).

رشد بلندمدت کمتر از رشد ادواری مورد توجه سیاستگذاران قرار می گیرد. با این حال، در یک دیدگاه گسترده تر از تاریخ، رشد بلندمدت از این دو مهم تر است، زیرا کلید افزایش استانداردهای زندگی است. رشد بلند مدت ناشی از افزایش نیروی کار، سرمایه و بهره وری است. تغییرات سیاست در حوزه های آموزش، مالیات، رقابت، تحقیقات پایه و زیرساخت ها می تواند بر نرخ رشد بلندمدت اقتصاد تأثیر بگذارد، اما فقط در حاشیه. رشد بلندمدت در بیشتر تاریخ ایالات متحده علیرغم طیف وسیعی از تغییرات سیاست، تغییر بسیار کمی داشته است (مهربانی، ۱۳۹۵).

مواد و روش تحقیق

تحقیق حاضر بر مبنای هدف تحقیق از (کاربردی) و همچنین از نظر ماهیت و روش بکار رفته توصیفی، همبستگی است. جامعه آماری مورد بررسی شامل کشورهای دی ۸ (ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه) است که در بین سال های ۲۰۲۰-۲۰۰۵ مرود بررسی واقع شده اند. جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات از آزمون های (ریشه واحد، هاسمن، مدل گشتاورد تعمیم یافته، سارگان، باند) در محیطی نرم افزار STATA استفاده شد.

برای بررسی ارتباط بین محیط کسب و کار بر رشد و توسعه اقتصادی (OECD)، از تابع داگلاس به صورت زیر استفاده شده است.

رابطه: (۱)

$$Y_{it} = IK_{it}^{\beta} SB_{it}^{\gamma} DL_{it}^{\theta} RP_{it}^{\omega} GC_{it}^{\varphi} PI_{it}^{\theta} EC_{it}^{\nu} CB_{it}^{\nu} e_{it}^{\varepsilon}$$

که در رابطه فوق:

(y) نشان دهنده تولید ناخالص داخلی؛

(SB) شاخص سهولت کسب و کار؛

(DL) شاخص سهولت در اخذ مجوزها؛

(RP) شاخص ثبت اموال؛

(GC) اخذ تسهیلات و اعتبارات بانکی؛

(PI) حمایت قضایی از سرمایه گذاران؛

(PT) پرداخت مالیات؛

(T) شاخص تجارت خارجی؛

(EC) شاخص ضمانت اجرایی قراردادها؛

(CB) شاخص سهولت در تعطیلی کسب و کارها (انحلال شرکت)؛

جمله خطا، متغیر (L) بهره‌وری نیروی کار و متغیر (K) سرمایه ثابت فیزیکی می‌باشد و به دلیل آنکه آمارهای جز لاینفک تابع تولید، سرمایه ثابت فیزیکی (K) برای بیشتر کشورها وجود ندارد، از متغیر تشکیل سرمایه ناخالص به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی به عنوان جانشین این متغیر استفاده شد. همچنین برای گرفتن لگاریتم از طرفین و تبدیل الگو به شکل خطی، عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی را برآورد شد.

در ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد (لویین-لین چو، ایم، پسران و شین، فیشتر-ADF و فیشتر-PP)، استفاده شده است. پس از مشخص شدن برآورد مدل در قالب اثرات ثابت و یا تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شد، که اگر مقدار P-Value محاسبه شده بیشتر از سطح خطای ۰/۵ باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و باید از روش اثرات تصادفی استفاده کرد. در غیر این صورت از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد. در ادامه نیز برآورد مدل با استفاده از روش گشتاروهای تعمیم‌یافته انجام شد، و به دنبال آن نیز آزمون سارگان استفاده شد. در نهایت به منظور تعیین مرتبه خود همبستگی جملات اخلاص از آزمون باند استفاده شد.

بحث و یافته‌های تحقیق

آزمون ریشه واحد

فرض ایستا بودن سری زمانی اگر برقرار نباشد، از آزمون‌های آماری که اساس آنها بر پایه F ، t ، کای دو و... بنا شده است، مورد تردید استفاده می‌گردد. از طرفی اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشد، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. در جدول (۲)، نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن اثرات انفرادی و روند خط انفرادی بر اساس آماره لین-لویین و چو در حال سطح و با استفاده از حداکثر وقفه شوراتز و بیزین ارائه شده است. فرض صفر آزمون ریشه واحد لین-لویین و چو این است که متغیر ریشه واحد داشته و مانا نمی‌باشد.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد لویین-لین و چو

نام شاخص	در سطح	
	آماره لین لویین چو	ارزش احتمال
LOG (Y)	-۹/۲۵۶۴	۰/۰۰۰
LOG (L)	-۵۱/۰۶۵۴	۰/۰۰۰
LOG(K)	-۷/۷۵۴۳	۰/۰۰۰
LOG(SB)	-۱۳/۴۵۳۱	۰/۰۰۰
LOG (DL)	-۳۱/۳۳۴۵	۰/۰۰۰

نام شاخص	در سطح	
	آماره لین لوبین چو	ارزش احتمال
LOG(RP)	-۸/۹۵۴۳	۰/۰۰۰
LOG (GC)	-۱۰/۳۲۱	۰/۰۰۰
LOG (PT)	-۱۱/۴۳۵۳	۰/۰۰۰
LOG (PI)	-۱۹/۷۵۴۳	۰/۰۰۰
LOG (T)	-۲۹/۰۴۳۲	۰/۰۰۰
LOG (EC)	-۱۱/۳۲۱	۰/۰۰۰
LOG (CB)	-۳۷/۵۴۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج آزمون ایم، پسران و شین (IPS)

نام شاخص	در سطح	
	آماره ایم-پسران و شین	ارزش احتمال
LOG (Y)	-۱/۶۵۷۳	۰/۰۰۰
LOG (L)	-۱۴۱/۴۵۶۱	۰/۰۰۰
LOG(K)	۰/۰۵۳۴۵	۰/۵۲۱۱
LOG(SB)	-۳/۵۶۴۱	۰/۰۰۰
LOG (DL)	-۴/۴۴۳۱	۰/۰۰۰
LOG(RP)	۰/۷۸۴۳۳	۰/۵۵۶۴
LOG (GC)	۰/۴۵۳۱۱	۰/۰۰۰
LOG (PT)	-۱/۰۳۴۲	۰/۰۰۰
LOG (PI)	۳/۴۵۶۲	۰/۰۶۷۰
LOG (T)	-۱۰/۴۳۱۳	۰/۰۱۱۸
LOG (EC)	-۳۴/۴۳۲۱	۰/۰۰۰
LOG (CB)	-۷/۳۴۲۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴- نتایج آزمون فیشر - ADF و فیشر - PP

نام شاخص	در سطح		در سطح	
	آماره فیشر - ADF	ارزش احتمال	آماره ل فیشر - PP	ارزش احتمال
LOG (Y)	۱۱۹/۳۲۴	۰/۰۶۱	۲۰۸/۰۳۱	۰/۰۰۰
LOG (L)	۱۸۷/۱۷۴	۰/۰۰۰	۲۵۱/۴۱۲	۰/۰۰۰

نام شاخص	در سطح		در سطح	
	آماره ل فیشر-PP	ارزش احتمال	آماره فیشر-ADF	ارزش احتمال
LOG(K)	۱۱۰/۹۴۳	۰/۵۲۱۱	۸۵/۴۴۳	۰/۰۰۱
LOG(SB)	۱۶۹/۵۶۴	۰/۰۲۷۶	۱۱۵/۱۵۵	۰/۰۰۴
LOG(DL)	۱۶۳/۴۵۳	۰/۰۰۰	۱۴۲/۴۴۵	۰/۰۰۰
LOG(RP)	۱۲۲/۱۷۳	۰/۵۵۶۴	۸۱/۲۸۹	۰/۰۱۴
LOG(GC)	۱۵۴/۱۴۱	۰/۷۳۲	۷۷/۴۴۳	۰/۳۳۴
LOG(PT)	۱۲۲/۵۴۳	۰/۰۳۱۴	۱۰۰/۳۷۱	۰/۰۰۰
LOG(PI)	۲۰۲/۱۷۴	۰/۰۴۲	۱۵۳/۲۰۴	۰/۰۰۰
LOG(T)	۳۰۰/۱۹۲	۰/۰۰۰	۲۳۱/۳۴۵	۰/۰۰۰
LOG(EC)	۴۱۱/۱۵۴	۰/۰۰۰	۳۷۸/۸۳۲	۰/۰۰۰
LOG(CB)	۱۹۱/۲۴۱	۰/۰۲۰	۱۳۶/۵۵۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه صفر آزمون حاکی از وجود ریشه واحد می‌باشد که با توجه به نتایج به دست آمده در جداول (۲، ۳ و ۴)، فرضیه صفر رده شده و کلیه متغیرها در سطح پایا هستند، سپس به هنگام برآورد داده‌ها به صورت پانل این پرسش مطرح می‌گردد که برآورد مدل در قالب کدام یک از اثرهای ثابت یا تصادفی انجام می‌شود. در آزمون هاسمن فرضیه‌های H_0 و H_1 به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: bs = Bs$$

روش اثرات تصادفی

$$H_0: bs \neq Bs$$

روش اثرات ثابت

اگر مقدار P-Value محاسبه شده بیشتر از سطح خطای ۰/۵ باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و باید از روش اثرات تصادفی استفاده کرد. در غیر این صورت از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد. خلاصه نتایج این آزمون در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون هاسمن

آزمون هاسمن		
Chi-sq.Statistics	۴۲/۳۴۵۲	اثرات ثابت
Prob	۰/۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق نتایج در جدول (۴)، فرضیه H_0 رد می‌شود و از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد. در تصریح مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد الگو تورش‌دار و ناساگار می‌شود، بنابراین از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد استفاده شده است.

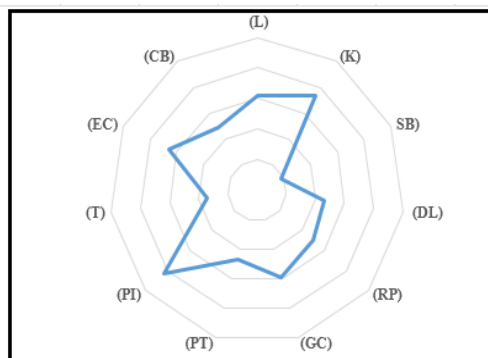
برآورد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

نتایج برآورد شاخص‌های کسب و کار در کشورهای D8 در جدول (۵)، نشان داده شده است. ستون اول جدول متغیرهای مدل و ستون دوم بیانگر ضرایب برآورد شده برای هر یک از متغیرها، ستون سوم نیز بیانگر انحراف معیار، ستون چهارم جدول نیز بیانگر مقدار آماره و ستون پنجم نیز بیانگر ارزش احتمال آماره‌ی آزمون هر یک از ضرایب می‌باشد.

جدول ۵- نتایج برآورد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره T	سطح احتمال
C	۶/۴۵۶۳	۲۳/۶۷۸۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG (L)	۰/۰۱۵۶۴۳	۵/۴۴۳۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG(K)	۰/۳۵۴۳۲	۸/۳۲۱۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG(SB)	-۰/۵۴۳۲	-۵/۵۳۲۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG (DL)	۰/۰۰۷۶۵۴	۱/۵۵۴۶	۰/۲۷۸	۰/۰۰۰
LOG(RP)	۰/۰۳۵۴۲	۲/۵۵۴۳	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰
LOG (GC)	۰/۰۷۶۳	۴/۸۴۳۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG (PT)	۰/۳۶۵۴۳	۱/۷۸۵۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG (PI)	۰/۰۳۴۵۲	۱۰/۸۷۵۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG (T)	-۰/۰۱۶۴۳	-۱/۵۴۳۲	۰/۱۰۲	۰/۰۰۰
LOG (EC)	۰/۰۵۴۳۲	۶/۳۵۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LOG (CB)	۰/۰۴۵۳۲	۲/۱۵۶۴	۰/۰۳۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۴- میزان اهمیت هر یک از متغیرها در رشد و توسعه اقتصادی کشورهای D8
منبع: یافته‌های پژوهشگر

در ادامه نیز در ارتباط با مدل گشتاورهای تعمیم یافته، مهمترین آزمون، آزمون سارگان می‌باشد. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری مورد استفاده در این مدل و تایید انتخاب متغیرهای ابزاری می‌باشد. نتایج آزمون مورد نظر در جدول (۶)، ارائه شده است.

جدول ۶- آزمون سارگان

آزمون سارگان	
Chi	۲۵/۳۲۱
Prob>Chi2	۰/۹۰۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آماره آزمون سارگان برابر با ۲۵/۳۲۱ است و با توجه به میزان احتمال این آماره (۰/۹۰۵)، می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرهای ابزاری مورد استفاده، به نحو مناسبی انتخاب شده‌اند و فرضیه صفر که حاکی از معتبر بودن متغیرهای ابزاری در این برآورد است، مورد تایید قرار می‌گیرد. در نهایت به منظور تعیین مرتبه خود همبستگی جملات اخلاص از آزمون باند استفاده شد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷- آزمون باند

مرتبه	مقدار آماره آزمون Z	احتمال
۱	-۱/۲۶۵	۰/۲۲۱۳
۲	-۱/۰۴۳	۰/۲۵۶۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج جدول (۷)، ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر نبود خود همبستگی در جملات اخلاص تفاضل‌گیری شده رد نشده است، بنابراین خود همبستگی بین جملات اخلاص وجود ندارد.

مطابق نتایج به دست آمده در جدول (۵)، شاخص اخلاص مجوزها (DL) در کشورهای D8، با مقدار سطح معناداری (۰/۲۷۸)، بی معنا شده است. بی معنی شدن شاخص مذکور در رشد اقتصادی کشورهای گروه دی ۸، می‌تواند ناشی از بحران مالی و ناکارآمدی قوانین و مقررات و افزایش فساد باشد که مشکلات عدیده ای در مسیر کسب و کارها و سرمایه‌گذاران ایجاد کرده است.

از بین شاخص‌های کسب و کار، شاخص اخلاص اعتبار با واحد معنایی (GC)، از مهمترین شاخص‌های کسب و کار محسوب می‌گردد، زیرا زمانی که دسترسی به منابع مالی فراهم باشد، رشد اقتصادی در کشورهای D8 فراهم می‌گردد. افزایش دسترسی به منابع مالی و اعتبارات برای سرمایه‌گذاران در عرصه اقتصادی، موجب پیشرفت در تولید شده است، و با گسترش بنگاه‌ها و افزایش تولید، هزینه‌ها کاهش و اشتغال جوانان و افراد بیکار افزایش خواهد یافت و در نتیجه موجبات رشد و توسعه اقتصادی را در کشورها فراهم می‌کند. مطابق جدول (۵)، این شاخص در سطح اطمینان ۰/۹۹ و با ضریب ۰/۰۷، و در سطح معناداری (۰/۰۰۰)، تاثیر مثبت و معنی‌داری در توسعه و رشد اقتصادی کشورهای D8 دارد.

در ادامه نیز بهبود مراحل ثبت اموال از دیگر شاخص‌های موثر در توسعه و رشد اقتصادی کشورهای D8 می‌باشد. این شاخص به عنوان مولفه مهم در ورود به اقتصاد رسمی و گسترش‌های فعالیت‌های اقتصادی در کشورها می‌باشد، در واقع زمانی که مراحل ثبت اموال بهبود یابد، شاهد تقویت حقوق مالکیت و کاهش هزینه‌های تولید خواهیم بود و به نوبه آن نیز تولید و رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. در این راستا، شاخص ثبت اموال با واحد معنایی (RP)، با مقدار ضریب ۰/۳۵۴۲ و مقدار سطح معناداری ۰/۰۱، تاثیر مثبت و معنی‌داری در رشد و توسعه اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. از دیگر شاخص‌های موثر و به عنوان عنصر کلیدی در رشد و توسعه اقتصادی، اجرای قراردادهای با واحد معنایی (EC) می‌باشد، در این راستا، شاخص اجرای قرارداد با مقدار ضریب به دست آمده ۰/۰۵۴۳۲ و سطح معناداری ۰/۰۰۰، گویای ارتباط معنادار و مثبت بین این شاخص و رشد و توسعه اقتصادی کشورهای D8 می‌باشد.

در ادامه نیز، در حمایت از سهامداران خرد و اطمینان آنان برای سرمایه‌گذاری، شاخص شفاف‌سازی قوانین و مقررات نیز با اهمیت می‌باشد. زمانی که محیط مناسب برای سرمایه‌گذاران فراهم گردد و اطمینان از مکان سرمایه‌گذاری و ایجاد قوانین لازم در جهت حمایت از سرمایه‌گذاران خصوصی و ... فراهم شود، افزایش حجم سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و به نوبه آن نیز میزان تولید و اشتغال افزایش یافته و دنبال آن رشد اقتصادی در کشورهای D8 اتفاق خواهد افتاد. در این راستا، شاخص حمایت از سرمایه‌گذاران با واحد معنایی (PI)، با مقدار ضریب ۰/۰۳۴۵۲ و در سطح معناداری ۰/۰۰۰، ارتباط معنادار و مثبتی با رشد اقتصادی کشورهای D8 دارد.

شاخص پرداخت مالیات با واحد معنایی (PT)، با مولفه‌های (کاهش زمان و تعداد پرداخت مالیات در سال، استفاده از سیستم‌های آنلاین پرداخت مالیات)، مشخص می‌گردد. زمانی که پرداخت به موقع مالیات در کشورهای D8 صورت گیرد، کاهش فساد مالی صورت می‌گیرد و به دنبال آن، دولت از درآمد مالیات به منظور تولید کالاهای

سرمایه‌ای در جهت تولید و کاهش هزینه‌ها و افزایش رشد اقتصادی گام برمی‌دارد. این شاخص در جدول (۵)، با مقدار ضریب $0/3654$ و سطح معناداری $0/000$ ، گویای ارتباط معنادار و مثبت با رشد اقتصادی کشورهای D8 می‌باشد. شاخص تجارت فرامرزی با واحد معنایی (T)، در دوره مورد نظر با مقدار ضریب $0/01643$ و سطح معناداری $0/102$ ، بی‌معنا بوده که علت آن را می‌توان در بحران‌ها و تورم‌های اخیر در کشورهایی از جمله ایران مطرح نمود. بحران و تورم موجب احساس ناامنی سرمایه‌گذاران خارجی برای سرمایه‌گذاری در کشورهای مورد مطالعه از جمله ایران و ترکیه شده و در این راستا، تجارت فرامرزی را با مشکل مواجه نموده است.

در ادامه نیز قابل ذکر است شاخص انحلال با واحد معنایی (CB)، با مقدار ضریب $0/04532$ و سطح معناداری $0/031$ ، ارتباط معنادار و مثبتی با رشد و توسعه اقتصادی کشور های D8 دارد. در واقع، وجود بحران‌های اقتصادی، تورم‌ها، شوک‌های سیاسی و اقتصادی، هزینه‌های بنگاه‌های تولید، ناکارآمدی قوانین و مقررات در حوزه اقتصاد، موجب ورشکستگی بنگاه‌ها در بازپرداخت بدهی‌هایشان می‌شود. در این راستا، کشورهایی که قوانین سختی در پیش دارند، برای سرمایه‌گذاران به عنوان یک مولفه بازدارنده قوی می‌باشند، زیرا سرمایه‌گذاران به راحتی نمی‌توانند به اعتبارات دست یابند، و به مرور عدم بازپرداخت در وام‌ها صورت می‌گیرد که این خود نیز ریسک مالی را افزایش می‌دهد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یاری رساندن و فرصت دوباره به شرکت‌هایی که رو به انحلال شدند، در توسعه و رشد اقتصادی تاثیر مثبت و معناداری داشته است. همچنین نتایج نشان داد، از بین شاخص‌های مطرح شده، شاخص با واحد معنایی (PI)، بیشترین اثر را در رشد اقتصادی کشورهای D8 داشته، بنابراین تاکید بیشتر بر بهبود این شاخص می‌تواند کمک زیادی به افزایش در رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته باشد.

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در حالی که همه مشاغل برای کسب سود وجود دارند، برخی از شاخص‌های اقتصادی می‌توانند بر موفقیت یک تجارت تأثیر بگذارند. اینکه آنها رشد کنند یا متوقف شوند، به همان اندازه که به شرایط داخلی بستگی دارد، به شرایط بیرونی نیز بستگی دارد. اگرچه عواملی مانند اقتصاد، سیاست، قوانین و فناوری اغلب خارج از کنترل شرکت هستند، اما تأثیر قابل توجهی بر رونق شرکت‌ها دارند و نباید هنگام تهیه استراتژی توسعه کسب و کار از آنها غفلت کرد. امروزه عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی به یکی از موضوعات قابل تامل و بحث برانگیز در میان اقتصاددانان تبدیل شده است. به رغم افزایش عوامل مهمی نظیر نهاده‌های تولید، نوآوری و تحولات فنی و بکارگیری ظرفیت‌های احتمالی خالی در اقتصاد، یکی از چالش‌های اساسی رشد اقتصادی، محیطی حقوقی و نهادی است که کارگزاران اقتصادی اعم از بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران در آن مشغول فعالیت هستند. با توجه به کند بودن رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه در طی دهه‌های گذشته علی‌رغم وجود فرصت‌ها، ظرفیت‌ها و امکانات از جمله منابع نفتی به نظر می‌رسد یکی از موانع موجود، فضای مطلوب کسب و کار برای فعالان اقتصادی در این منطقه است. در این راستا در این پژوهش رابطه رشد اقتصادی و شاخص‌های محیط کسب و کار در کشورهای عضو گروه D8، ۸ کشور اسلامی در حال توسعه (ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه)

در بین سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۵، مرود بررسی قرار گرفته شده است. نتایج تحقیق در رابطه با فرضیه اول پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و محیط کسب و کار می‌باشد. نتایج برآورد حاکی از معنادار شدن بهبود کسب و کار در سطح اطمینان ۰/۹۹ درصد با ضریب منفی است. سهولت ورود فعالان اقتصادی به فضای کسب و کار موجب گسترش بخش رسمی اقتصاد شده و عملکرد اقتصادی را بهبود می‌بخشد. افزایش ورود فعالان به عرصه اقتصاد موجب افزایش سطح سرمایه‌گذاری، بازدهی سرمایه و تولید شده، هزینه‌های تولید و قیمت محصولات داخلی را کاهش داده و موجبات رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. همچنین سایر نتایج نشان داد شاخص حمایت از سرمایه‌گذاران و شاخص اخذ اعتبار و اجرای قراردادهای از میان شاخص‌های فضای کسب و کار، دارای بیشترین اثر بر رشد اقتصادی بودند. بدون شک سرمایه‌گذاری یکی از ابزارهای مهم و تاثیرگذار در رشد و توسعه اقتصاد است. بر همین اساس، سرمایه‌گذاری همواره به عنوان یکی از عوامل اساسی در توسعه اقتصادی جوامع مطرح بوده و در راستای دستیابی به یک اقتصاد توسعه یافته همواره در کانون توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است. بطور کلی عوامل زیادی بر روند سرمایه‌گذاری اثرگذارند که در این بین محیط نهادی فضای کسب و کار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و ضعف در این بخش از موانع مهم سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه به شمار می‌آید. لذا، بهبود فضای کسب و کار گامی مثبت و اساسی در جهت تقویت جنبه مشارکت بخش خصوصی در عرصه اقتصاد محسوب می‌شود. در نتیجه توجه به بهبود فضای کسب و کار امری است ضروری که می‌تواند با گسترش جذب سرمایه‌گذاری زمینه را برای رشد اقتصادی فراهم آورد. در نهایت باید گفت فضای کسب و کار از جمله شاخص‌های تعیین‌کننده وضعیت اقتصادی کشورهای عضو D8 است که با استناد به آن می‌توان به بررسی و تجزیه و تحلیل شرایط اقتصادی آنها پرداخت. محیط فضای کسب و کار در این کشورها هرچه شفاف‌تر و رقابتی‌تری باشد منجر به افزایش سلامت اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های مطلوب شده و روند بهبودی شاخص‌های اقتصادی را در پی خواهد داشت. اصلاح فضای کسب و کار و بهبود شاخص‌های مزبور در عرصه منطقه‌ای نه تنها گامی مثبت و اساسی در جهت تقویت جنبه مشارکت بخش خصوصی در عرصه اقتصاد و ارتقاء سطح اشتغال و تولید محسوب می‌شود بلکه به طور قطع از منظر سرمایه‌گذاران خارجی از جمله‌ی مهمترین‌ها برای توسعه اقتصادی به شمار می‌آید. در پایان با توجه به نتایج پیشنهادات ذیل ارائه می‌شود: با توجه به رابطه شاخص‌های کسب و کار می‌تواند باعث رشد اقتصادی در این تحقیق پیشنهاد می‌گردد برنامه‌ریزی پایدار و منسجمی به منظور بهبود بسترهای کسب و کار با پیاده‌سازی و ساده‌سازی راه‌اندازی کسب و کار، کارآمدسازی مراحل گمرکی و اسناد تجاری و اصلاح قانون ورشکستگی کشورهای دی ۸ صورت گیرد. کاهش و تعدیل قوانین مزاحم (اصلاح نظام بیمه‌ای، مالیاتی و بخش نظام مالی و...) که مستقیماً به فضای کسب و کار و روابط اقتصادی کشورهای دی ۸ تاثیر می‌گذارد.

فهرست منابع

- باصری، بیژن، و شاه حسینی، میثم. (۱۳۸۹). بررسی تاثیر بهبود محیط کسب و کار بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه). اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۴(۱۰)، ۷۱-۹۵
- پایی زاده پالنگان، عباس، فلیجی، نعمت، نصاییان، شهریار. (۱۴۰۱). بررسی اثرات شاخص بانک های سرمایه گذاری بر حجم معاملات بازار های اولیه و ثانویه بورس ایران. اقتصاد مالی، ۱۶(۶۱)، ۳۲۹-۳۵۴
- دودانگه، صدیقه، حسینی، سید شمس الدین، غفاری، فرهاد. (۱۴۰۲). تاثیر توسعه مالی و اندازه آن بر رشد در اقتصاد ایران با رویکرد غیر خطی. اقتصاد مالی، ۱۷(۶۳)، ۲۲۷-۲۴۶.
- عباسیان محسنی، سید محسن، مدیری، محمود، فتحی، کیامرث، جعفری، سیده محبوبه. (۱۴۰۲). طراحی مدل سیاست سرمایه‌گذاری برای رقابت پذیری در صنعت فولاد با رویکرد مدلسازی تفسیری-ساختاری جامع. اقتصاد مالی، ۱۷(۶۲)، ۳۱۷-۳۴۰.
- مهربانی، فاطمه، عبدالحی، فرشته، و بصیرت، مهدی. (۱۳۹۵). اثر فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی ایران، کشور های MENA و OECD با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته. سیاست های راهبردی و کلان، ۴(۱۳)، ۶۵-۹۶
- نگین تاجی، زریر، گلمرادی آدینه وند، حسن، صادقی‌نژاد، مرتضی علی. (۱۴۰۱). بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه در ایران. اقتصاد مالی، ۱۶(۶۰)، ۱۹۵-۲۱۲
- A.Trotter, Ph, Brophy, A. (2022), Policy mixes for business model innovation: The case of off-grid energy for sustainable development in sub-Saharan Africa, Research Policy, Volume 51, Issue 6, July 2022, 104528.
- Abdulahi, F., Mehrabani, F., Basirat, M. (2013). Comparison of economic growth business environment indicators: a case study of Iran and member countries of the Organization for Economic Development and Cooperation (OECD), National Electronic Conference on Iran's Economic Prospects, Tehran.
- AddaiBoamah, N. (2022). Segmentation, business environment and global informational efficiency of emerging financial markets The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 84, pp: 52-60
- Appiah, M., Li, F., Korankye, B., (2019). Foreign investment growth in emerging economies: panel ARDL analysis. Journal of Economics, Business, Accountancy Ventura Vol. 22, No. 2, pp: 1-16.
- Aswata, M.B., Nnyanzi, J.B., Bbale, J.M. (2018). Debt, Corruption and Investment in East Africa: A Panel ARDL Analysis. Modern Economy. Vol. 9, No. 12, pp: 2012-2038.
- Bakhtiari, S, Shaisteh, A. (2012). Investigating the impact of improving the business environment on economic growth in selected countries with an emphasis on Iran, Financial Economics, Vol. 6, No. 19, pp: 175-204.
- Bjork, G. J. (1999). The Way It Worked and Why It Won't: Structural Change and the Slowdown of U.S. Economic Growth. Westport, CT; London.
- Broadberry, S.M, Campbell, B.M.S. Klein, A, Overton, M, Van Leeuwen, B. (2015). British Economic Growth, 1270-187, Cambridge University Press, Cambridge.
- Charfeddine, L, Zaouali, S, (2022), The effects of financial inclusion and the business environment in spurring the creation of early-stage firms and supporting established firms, Journal of Business Research, Vol. 143, pp: 1-15.

- Chen, Q, Xu, X, (2022), Stabilizing economic growth: Growth target and government expenditure since World War II, *China Economic Quarterly International*, Vol. 2, No. 2, pp: 98-110
- Duarte, L., Kedong, Y., Xuemei, L. (2017). The relationship between FDI, economic growth and financial development in Cabo Verde. *International Journal of Economics and Finance*. Vol. 9, No. 5, pp: 132-142.
- Estevão, J., Lopes, J.D., Penela, D., Soares, J.M. (2020). The Doing Business ranking and the GDP. A qualitative study. *Journal of Business Research*. No. 115, pp: 435-442.
- Estevão, J., DiasLopes, J, Penela, D, (2022), The importance of the business environment for the informal economy: Evidence from the Doing Business ranking, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 174, January 2022, 121288.
- Ghasemi, M. (2014). Investigating the effect of institutional factors on economic growth in a selection of developing countries, Master's thesis of the Department of Economics, Tabriz.
- Głodowska A, (2017), Business Environment and Economic Growth in the European Union Countries: What Can Be Explained for the Convergence?, *Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie*, Vol. 4, No. 5, pp: 19-204.
- Harshita Bhargave; Ashish Srivastava, 2021, Impact of economic conditions on business growth and development, *International Journal of Economics and Business Research*, 2021 Vol.21 No.2
- Iloie, R.E. (2015). Connections between FDI, corruption index and country risk assessments in Central and Eastern Europe. *Procedia Economics and Finance*. Vol. 32, No. 1, pp: 626-633.
- Jafari Phesharaki, N., Memaranjad, A., Hejbar Kiani, K., Hosseini, S. Sh. (2020). The effect of inflation and improving the business environment on foreign investment in selected countries and Iran. *Applied Economics*, Vol. 10, No. 34, pp: 47-60.
- Khodaparast Mashhadi, M., Saradari Tarshizi, A., Hajian, A., Dehghani, H.R. (2018). The impact of business environment on economic growth in selected Islamic countries, member of D8, the first scientific research conference on new achievements in management science studies. *Accounting and economy of Iran*. Tehran.
- Klapper, L. F., Love, I. (2012). The impact of business environment reforms on new firm registration. *World Bank Policy Research Working Paper*.
- Krantz, O. (2019). One and a half millennium of economic change in Sweden.
- Kuznets, S. (1966). *Modern Economic Growth: Rate, Structure, Spread*, Yale University Press, and New Haven.
- Mouszadeh, R. (2010). *International Organizations*. Tehran: Mizan Publishing.
- Nargesi, S., Babaki, R., Efti, M. (2018) Studying the relationship between tourism, economic growth and financial development in Iran (1989-2016), *Financial Economics*, Vol. 12, No. 44, pp: 41-68.
- Nazari Sheikh Ahmad, A., Fathi, S., Azkia, M. (2021), Investigating the Impact of Business Technology Environment Components on Production-Commercial Performance of Industrial Units (Ardabil Province). *Social Research*, Vol. 13, No. 50, pp: 87-103.
- Pour Ali, M., Rajaei, Y., Dalmanpour, M. (2020). The effects of macroeconomic and institutional variables on the economic growth of selected developing countries. *Applied Economics*, Vol. 10, No. 33, pp: 79-96.
- Prados de la Escosura, L., Álvarez-Nogal, C. Santiago-Caballero, C, (2022), Growth recurring in preindustrial Spain?, *Cliometrica (Berl.)*, Vol. 16, No. 2, pp: 215-241.
- Qorbani, F., sarlak, A., Haji, G. (2020). The Impact of Human Capital and Business Environment on the Economic Growth of Iran's Provinces. *Economical Modeling* Vol. 14, No. 50, pp: 153-176.
- RehmanKhan, S.A, Ponce, P, Yu, Zh, Ponce, K, (2022), Investigating economic growth and natural resource dependence: An asymmetric approach in developed and developing economies, *Resources Policy*, Vol. 77, August 2022, 102672.

- Shater Khabazi, M., Kianpour, S., Hodayun Far, A. (2022). Relationship between Moral corruption and the Business Environment on the Economic Growth and Economic Development. *Ethics in Science and Technology*. Vol. 16, No. 4, pp: 111-118.
- Stern, N. (2002). *A strategy for development*. Washington, D. C: World Bank.
- Tari, F., Alavi Menesh, S.M. (2011). Improving the business environment in the fifth development plan, *Majles and Strategy Magazine*, Vol. 18, No. 46, pp: 47-89.
- Van Zanden, J, L, Van Leeuwen, B. (2012). Persistent but not consistent: the growth of national income in Holland 1347–1807, *Explor. Econ. Hist.*, Vol. 49, pp: 119-130.
- World Bank Group, *Doing Business*. (2020). *Economy Profile, Iran, Islamic Rep.*
- ZhenweiQiang, Ch, Wang, H, Xu, C, (2021), Ownership, Enforcement, and the Effects of Business Environment, *Journal of Government and Economics*, Vol. 2, summer 2021, 100

**Investigating the relationship between economic growth and
business environment indicators (Case Study: Group D8)**

Emambakhsh Eidouzahi¹
Mohammad Mohebbi²
Sayed Yaghoob Zeraatkish³

Received: 01/ January/2025 Accepted: 21/ February/2025

Abstract

Today, one of the most important economic goals of the countries of the world is to create the necessary grounds for economic growth and development, and the business environment is one of the main strategies to achieve this. The business environment is a political, institutional and behavioral environment that affects the efficiency and risks associated with economic activities and investments. Therefore, the aim of this research is to investigate the relationship between economic growth and business environment indicators in D8 countries. The present research is based on the applied goal and in terms of the nature and descriptive method used, it is correlation. The statistical population under investigation includes D8 countries (Iran, Turkey, Pakistan, Bangladesh, Indonesia, Malaysia, Egypt and Nigeria) which was selected as a sample for the years 2005-2020. To analyze data, tests (unit root, Hausman, GMM, Sargan, Band) were used in STATA software environment. The results showed that there is a positive relationship between economic growth and business environment. Also, among the indicators of the business environment, the index of support for investors and the index of obtaining credit and execution of contracts had the greatest effect on economic growth.

Keywords: Economic growth, Investment, Business environment, D8 group

Classification: M52, M55

¹ Department of Economics, Qeshm Branch, Islamic Azad University, Qeshm, Iran. eidouzahi133@gmail.com

² Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Hormozgan, Hormozgan, Iran (Corresponding author) mohebimh@hormozgan.ac.ir

³ Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. zeraatkish@gmail.com



رفتار گله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری های مالی

مهدیه رضاقلی زاده^۱

مجید آقایی^۲

سمانه شعبان زاده^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۳

چکیده

با توجه به این که مطالعه ماهیت رفتارگله‌ای در تصمیم‌گیری های مالی، می تواند در ایجاد کارایی در بازارهای مالی موثر واقع شود، در پژوهش حاضر، وجود رفتارگله‌ای در تصمیم‌گیری های مربوط به تامین مالی صنایع منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران (شامل خودرو و ساخت قطعات، فلزات اساسی، محصولات شیمیایی، استخراج کانه‌های فلزی و سیمان، آهک و گچ)، طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۴۰۰ مورد آزمون و بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با به کارگیری روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD)، یک بار همگرایی ساختار سرمایه شرکت های صنایع منتخب به سمت ساختار سرمایه شرکت رهبر و بار دیگر همگرایی ساختار سرمایه شرکت های منتخب به سمت متوسط ساختار سرمایه کل شرکت های منتخب، مورد آزمون قرار گرفته و رفتارگله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری های مربوط به تامین مالی خود بررسی گردیده است. همچنین در ادامه، رفتار گله ای صنایع در وضعیت صعودی و نزولی بازار سهام نیز مورد آزمون قرار گرفت.

بر اساس معیار تعیین شرکت رهبر، با بررسی میزان دارایی و درآمد شرکت های منتخب مورد مطالعه در پژوهش حاضر، شرکت فولاد مبارکه به عنوان شرکت رهبر انتخاب گردید. نتایج برآوردها نشان داد که صنایع مورد بررسی، در نحوه تصمیم‌گیری در خصوص تامین مالی خود از ساختار سرمایه شرکت رهبر (فولاد مبارکه) پیروی می نمایند، در حالی که در این خصوص، از متوسط ساختار سرمایه کل صنایع پیروی نمی کنند. همچنین نتایج بیانگر این است که شرکت های مورد مطالعه در شرایط بازار صعودی و نزولی، در تصمیم‌گیری های تامین مالی خود از رفتار رهبر پیروی می کنند و از متوسط ساختار سرمایه کل تبعیت نمی نمایند.

کلمات کلیدی: رفتارگله‌ای، تصمیم‌گیری مالی، ساختار سرمایه، پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD)

طبقه بندی JEL: G41، G30 و G4

۱ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازنداران، مازنداران. (نویسنده مسئول) m.gholizadeh@umz.ac.ir

۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازنداران، مازنداران. m.aghaei@umz.ac.ir

۳ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازنداران، مازنداران. samanehshabanzadeh@gmail.com



۱- مقدمه

یکی از مفروضات کارایی بازار سرمایه این است که بازیگران این بازار به طور منطقی عمل می‌نمایند، اما شواهدی وجود دارد که حاکی از عکس‌العمل غیر منطقی فعالان این بازار می‌باشد. به عبارت دیگر، ایده رفتار کاملاً عقلایی در بازارهای مالی کافی نبوده و در مقابل، مالی رفتاری به دنبال تأثیر فرایندهای روان شناختی در تصمیم‌گیری‌ها است (تقوی و همکاران، ۱۴۰۱). از دیدگاه ریچارد تیلر، اقتصاد رفتاری عبارت است از دانشی که با ترکیب دانسته‌های روانشناسی و اقتصاد و به طور خاص روانشناسی شناختی، می‌کوشد توضیحی برای رفتارها و تصمیم‌های اقتصادی پیدا کند (حسینی کیا و میرابی، ۱۴۰۲). از این رو، مطالعات مرتبط با اقتصاد رفتاری از جایگاه ویژه‌ای برخوردار شده‌اند (زینی وند و همکاران، ۱۴۰۰). از جمله تورش‌های رفتاری و سوگیری‌های مهم در بازارهای مالی که توجه زیادی را به خود جلب نموده، زمانی بروز می‌کند که سرمایه‌گذاران تصمیم به تقلید از تصمیمات قابل مشاهده سایرین می‌گیرند. این رفتار در بین سرمایه‌گذاران بسیار معمول بوده و به رفتار توده‌ای یا گله‌ای^۱ معروف است. رفتار توده‌ای، پیروی از رفتار دیگران برای تصمیم‌گیری به منظور هدایت سرمایه‌گذاری در بورس می‌باشد. محققانی همچون بیچندانی و هیرشلیفر^۲ (۱۹۹۲)، ولش^۳ (۱۹۹۲) و بانرجی^۴ (۱۹۹۲) از پیشگامان پژوهش‌های نظری در رفتار گله‌ای محسوب می‌شوند. آن‌ها در مقالات مذکور رفتار گله‌ای را مورد بررسی قرار داده و بیان نموده‌اند که برخی تصمیم‌گیری‌ها، توسط تعداد محدودی از افراد با اطلاعات شخصی انجام می‌گیرد و برخی افراد دیگر ضمن بی‌اعتنایی نسبت به اطلاعات خصوصی خود، به پیروی از آن گروه محدود، تشویق شده و تصمیمات خود را اتخاذ می‌نمایند. بیچندانی و شارما^۵ (۲۰۰۱)، هیرشلیفر و تنو^۶ (۲۰۰۳) و بانرجی (۱۹۹۲) رفتار گله‌ای را به این صورت تعریف می‌کنند: "رفتار گروهی که به نوعی منطبق با جمع باشد، حتی وقتی که اطلاعات خصوصی هریک کاملاً متفاوت است". هوانگ و سالمون^۷ (۲۰۰۴) نیز در تعریف دیگری از رفتار گله‌ای بیان می‌کنند: "رفتار گله‌ای زمانی به وجود می‌آید که برخی، تصمیم بگیرند به جای این که از اعتقادات و اطلاعات خود پیروی کنند، تصمیمات دیگران یا حرکات موجود در بازار را تقلید کنند". اهمیت بررسی رفتار توده‌ای زمانی اهمیت پیدا می‌کند که بروز رفتارهای مشابه سرمایه‌گذاران به واسطه فعالان بازار، موجب انحراف قیمت‌های سهام و دارایی‌ها از ساختار مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر پارامترهای بنیادین، می‌شود؛ در واقع قیمت‌دارایی‌ها با متغیرهای اقتصادی بنیادین ارتباط منطقی نداشته و دارایی‌ها در چنین شرایطی، درست قیمت‌گذاری نمی‌شوند. بنابراین، تأثیر رفتار توده‌ای در بازارهای سرمایه و نقش آن در شکل‌گیری و تشدید بحران‌ها و نوسانات شدید قیمتی در بازارهای مالی، بررسی این پدیده را مورد تأکید قرار می‌دهد (عرب مازار و همکاران، ۱۳۹۲).

1-herding behavior

2- Bikhchandani & Hirshleifer

3- Welch

4- Banerjee

5-Bikhchandani, S., & Sharma, S

6-Hirshleifer, D., & Teoh, S. H

7-Hwang, S., & Salmon, M

در ادامه ی توضیحات مربوط به رفتار گله‌ای در میان سرمایه گذاران، این گرایش رفتاری گسترش داده شده و رفتار گله‌ای در تصمیم‌گیری‌های مالی شرکت‌ها مد نظر قرار می‌گیرد. بانرجی (۱۹۹۲) بیان می‌دارد که این شکل از رفتار گله‌ای می‌تواند در موقعیت‌های مختلف از جمله تصمیم‌گیری در مورد تأمین مالی شرکت‌ها نیز اعمال شود. پژوهش حاضر چنین تعریفی از رفتار گله‌ای را در محیط تصمیم‌گیری برای تأمین مالی شرکت‌ها مد نظر قرار می‌دهد. ماهیت مطالعه رفتار گله‌ای در تصمیم‌گیری شرکت‌ها برای تأمین مالی، می‌تواند در ایجاد کارایی در بازارهای مالی موثر واقع شود. انتظار می‌رود که رفتار گله‌ای در تصمیمات مالی شرکت‌ها تأثیر قابل توجهی بر هزینه بدهی و حقوق صاحبان سهام داشته باشد، در نتیجه قیمت‌ها را از ارزش ذاتی تغییر دهد و در نهایت منجر به ایجاد نوسانات و ناکارایی بیش از حد در بازارهای مالی شود. روش پراکندگی مطلق مقطعی^۱ (CSAD) که توسط چیانگ و ژنگ^۲ (۲۰۱۰) معرفی شده است، به منظور تشخیص رفتار گله‌ای در تأمین مالی صنایع مختلف استفاده می‌شود. سوالاتی که در این باره مطرح است این است که اگر رفتار گله‌ای وجود داشته باشد، پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) نسبت به متوسط ساختار سرمایه بازار و یا نسبت به ساختار سرمایه شرکت رهبر چگونه تغییر می‌یابد؟ و چه شواهدی از رفتار گله‌ای شرکت‌ها در تأمین مالی را می‌توان در بازارنژولی یا کاهشی و بازار صعودی یا افزایشی پیدا نمود؟

با توجه به مطالب فوق، در پژوهش حاضر سعی بر این است که با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD)، ادبیات مربوط به ساختار سرمایه در تشخیص رفتار گله‌ای در میان شرکت‌های پنج صنعت فعال در بورس اوراق بهادار تهران (شامل خودرو و ساخت قطعات^۳، فلزات اساسی^۴، محصولات شیمیایی^۵، استخراج کانه‌های فلزی^۶ و سیمان، آهنک و گچ^۷)، بررسی شده و مشخص گردد که آیا طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰، شواهد تجربی از وجود رفتار گله‌ای صنایع در تأمین مالی آن‌ها، وجود دارد یا خیر؟ بنابراین، بر اساس هدف پژوهش و همچنین با در نظر گرفتن سؤال پژوهش، فرضیه تحقیق به این صورت می‌باشد: رفتار گله‌ای در تصمیم‌گیری‌های تأمین مالی صنایع منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. این مطالعه به صورت زیر سازماندهی می‌شود: در بخش‌های بعدی ابتدا مروری بر مبانی نظری و ادبیات تحقیق خواهیم داشت. در ادامه به معرفی مدل و متغیرهای تحقیق پرداخته و در بخش بعدی نتایج برآورد مدل ارائه می‌گردد. در پایان نیز بر اساس نتایج به دست آمده، پیشنهاداتی ارائه خواهد گردید.

8- cross-sectional absolute dispersion

9- Chiang & Zheng

3 Motor Vehicles and Auto Parts

1- Basic Metal

2- Chemicals & By products

3- Metal Ores Mining

4- Cement- Lime & Plaster

۲- مبانی نظری

۲-۱- رفتار گله‌ای

شاید بتوان کینز را به عنوان اولین نفری معرفی کرد که مفهوم رفتار گله‌ای را در ۱۹۳۶ به ادبیات مالی وارد کرد. کینز با این مفهوم قصد داشت تا نوسانات موجود در بازار سهام را توجیه نماید. رفتار گله‌ای پس از سال‌ها مجدداً توسط شیلر^۵ (۱۹۸۷) وارد ادبیات بازارهای مالی شد و بعد از آن توسط شارف‌اشتین و اشتین^۶ (۱۹۹۰)، بنرجی (۱۹۹۲) و بیکچندانی، هیرشلیفر و ولش^۷ (۱۹۹۲) مدلسازی شد. بیکچندانی و سایرین (۱۹۹۲) رفتار گله‌ای را به این شکل تعریف می‌کنند: رفتار گله‌ای یک رفتار تقلیدی است که از عوامل فردی نشأت گرفته و منتج به نتایج نابهینه‌ای برای بازار به عنوان یک کل می‌شود. وجود توده یا گله در رفتار، اصطلاحی برای تبیین این موضوع است که چگونه افراد در یک گروه می‌توانند بدون برنامه قبلی با یکدیگر همسو عمل کنند. در مدل تصمیم‌گیری رفتار گله‌ای، تبعیت بی قید و شرط از سایر سرمایه‌گذاران مبنای تصمیم‌گیری است. این گونه تصمیم‌گیری‌ها سبب هجوم سرمایه‌گذاران برای خرید یا فروش سهام و بروز نوسانات شدید قیمتی می‌شود که پیامد آن بی ثباتی و شکنندگی بازار می‌باشد. بخشی از تصمیمات مشابه سرمایه‌گذاران در شرایط یکسان به این دلیل است که آن‌ها در حال واکنش به اطلاعات مشابه هستند که این مورد با فرضیه بازار کارا نیز همخوانی دارد؛ در واقع این باور مطرح می‌شود که یک گروه بزرگ هرگز اشتباه نمی‌کند (شیلر، ۲۰۰۰)^۸. از دلایل رفتار گله‌ای، این است که مردم به صورت ناخودآگاه یا خودآگاه از آنچه دیگران انجام می‌دهند پیروی می‌کنند، آن‌گاه بازار می‌تواند نمایانگر عزم جمعی باشد. دلیل دیگر برای رفتار گله‌ای، احترام گذاشتن به حرفه‌ای‌ها است. همچنین میل به عقب نماندن از بقیه یا از دست ندادن یک چیز، عنصر موثر دیگری در روان‌شناسی رفتار گله‌ای است که می‌تواند مردم را به دنبال کردن احساسات بازار تشویق کند.

۲-۲- انواع رفتار گله‌ای

رفتار گله‌ای در میان سرمایه‌گذاران به گله عمدی^۹ و گله جعلی^{۱۰} تقسیم می‌شود. منظور از گله جعلی یا کاذب (توده بنیادی^{۱۱})، سرمایه‌گذاری است که با مسایل مشابهی در تصمیم‌گیری مواجهند و اطلاعات موجود، منجر به تصمیمات مشابه در آن‌ها می‌شود (یعنی رفتار توده‌ای عمدی نیست و ناشی از مسایل و اطلاعات موجود، به وجود آمده است). در یک بازار کارآمد نظری، انتظار بر این است که تصمیم‌گیرندگان، دسترسی مساوی به مجموعه اطلاعات مشابه داشته باشند که البته این امر به ندرت اتفاق می‌افتد و پذیرش گله‌های جعلی را به حداقل می‌رساند. در گله جعلی، افراد گروه در نتیجه بررسی اطلاعات یکسان، به این نتیجه می‌رسند که عمل مشابهی را انجام دهند.

5- Shiller

6- Scharfstein and Stein

7- Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch

8- Shiller

9--intentional herding

10--spurious herding

11- Fundamental herding

این گونه رفتار مشابه مبتنی بر اطلاعات کافی، نتیجه کارایی در پی خواهد داشت و بر مبنای پیروی از دیگران شکل نگرفته است. همچنین، فاقد خصوصیات منفی رفتار جمعی حقیقی است. این پدیده نه تنها مضر نبوده بلکه می‌تواند به عنوان یک عامل مؤثر در تخصیص بهینه دارایی‌ها و کارایی بازار به حساب آید. منظور از گله عمدی (توده غیربنیادی)^۱، قصد عمدی سرمایه‌گذاران برای دنبال کردن رفتار دیگران است. در گله عمدی، فرد بدون در نظر گرفتن اطلاعات شخصی و باورهای خود اقدام به تبعیت از دیگران می‌کند و از آن جا که تصمیم‌گیری به این شیوه بدون توجه به اخبار زیر بنائی و اصول بازار و صرفاً در تبعیت از دیگران صورت می‌گیرد، لذا بازار از حالت تعادل خارج گشته و انحراف قیمت‌ها از قیمت واقعی باعث می‌گردد تا زمینه‌های شکل‌گیری حباب و ریزش و در نتیجه وقوع نوسانات شدید در بازار فراهم گردد (هوانگ و سالمون^۲، ۲۰۰۱).

آن چه در مالیه رفتاری به عنوان رفتار گله‌ای (توده‌ای یا جمعی) بررسی می‌شود، رفتار جمعی حقیقی است که در آن عمل مشابه توسط عوامل بازار در نتیجه پیروی آن‌ها از یکدیگر صورت می‌گیرد. رفتار جمعی حقیقی لزوماً کارا نیست و باعث شکنندگی بازار مالی می‌شود که در نهایت منجر به تشدید نوسان قیمت‌ها و ریسک‌های سیستمی می‌گردد. لذا می‌توان گفت توده‌های کاذب ممکن است کارایی بازارهای مالی را افزایش دهند، در حالی که انتظار می‌رود که توده عمدی منجر به بی‌ثباتی بیش از حد و حتی بی‌ثباتی مالی شود (بیخچاندانی و شرما^۳، ۲۰۰۱).

۳-۲- رفتار گله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تامین مالی

یکی از مهم‌ترین اجزای هر فعالیت اقتصادی، فراهم نمودن منابع مالی مورد نیاز است. منابع مالی مورد نیاز را می‌توان از محل حقوق صاحبان سهام یا بدهی تامین کرد. ترکیب بدهی و حقوق صاحبان سهام در تامین مالی، بیانگر ساختار سرمایه است. این که شرکت چگونه منابع مالی مورد نیاز برای تداوم فعالیت خود را تامین نماید در نهایت، ساختار سرمایه‌ی شرکت را شکل می‌دهد. امروزه ساختار سرمایه به عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای مؤثر بر ارزش‌گذاری و جهت‌گیری شرکت‌ها در بازار سرمایه، مطرح می‌باشد. تصمیم‌گیری در این رابطه که ساختار سرمایه یک شرکت چه ترکیبی داشته باشد، از وظایف اصلی مدیران است. ساختار سرمایه‌ی نامناسب برای صنایع می‌تواند منجر به بروز مسائلی نظیر عدم کارایی در بازاریابی محصولات، عدم کارآمدی و ناتوانی در به کارگیری مناسب نیروی انسانی و موارد مشابه شود (سجادی و جعفری، ۱۳۸۶). سیاست ساختار سرمایه، موازنه بین ریسک و بازده را برقرار می‌کند. از یک طرف، استفاده از بدهی بیشتر، ریسک جریان سودآوری شرکت را بیشتر می‌کند و از طرف دیگر، به نرخ بازده مورد انتظار بیشتری می‌انجامد. ریسک مربوط به استفاده از بدهی بیشتر، باعث کاهش قیمت سهام می‌شود و از طرف دیگر، نرخ بازده مورد انتظار بیشتر آن، باعث افزایش قیمت سهام می‌گردد. لذا ساختار سرمایه بهینه، تعادل مطلوبی را بین ریسک و بازده ایجاد می‌کند (عبده تبریزی و میری، ۱۳۸۱).

12- Non-fundamental herding

1- Hang & salmon

2- Bikhchandani and Sharma

ماهیت مطالعه رفتار گله‌ای در تصمیم‌گیری تأمین مالی شرکت‌ها، در بنیان و کارایی بازارهای مالی نقش بسزایی دارد. در صورتی که عملکرد ساختار سرمایه بنگاهی در داخل یک صنعت به گونه‌ای باشد که از متوسط ساختار سرمایه کل صنعت پیروی (تبعیت) کند و یا از ساختار سرمایه صنعت رهبر پیروی (تبعیت) کند، گفته می‌شود که بنگاه مورد نظر رفتار گله‌ای دارد (کامارا، ۲۰۱۷). در اکثر مواقع، بنگاه‌های داخل یک صنعت در تصمیم‌گیری‌های مالی خود از ساختار سرمایه یک بنگاه رهبر در صنعت مربوطه، تقلید می‌کنند. به عبارت دیگر، زمانی که بنگاه رهبر تصمیم می‌گیرد ساختار سرمایه خود را اصلاح نماید، بنگاه‌های پیرو نیز ممکن است تغییراتی را در ساختار سرمایه خود به وجود بیاورند. در برخی صنایع، مدیران مالی شرکت‌ها ممکن است به دلایلی مانند جبران خسارت در برابر عملکرد غیربهبوده و هزینه‌های اعتبار، در طول متوسط ساختار سرمایه صنعت و یا در طول ساختار سرمایه صنعت رهبر، رفتار گله‌ای از خود نشان دهند.

اکثر مطالعاتی که رفتار گله‌ای در تصمیم‌گیری برای تأمین مالی شرکت‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند بر روی بنیان و کارایی بازارهای مالی تأکید دارند. از نظر تئوری انتظار می‌رود که در یک بازار کاراً، تصمیم‌گیرندگان تأمین مالی دسترسی یکسان به اطلاعات مشابه داشته باشند. گله جعلی وضعیتی است که تصمیم‌گیرندگان تأمین مالی با مجموعه اطلاعات مشابه و مشکلات تصمیم‌گیری روبرو می‌شوند، اما در عمل، این امر به ندرت محقق می‌شود و لذا به وقوع پیوستن گله جعلی را به حداقل می‌رساند. مارگاریتس و پسلاکی^۱ (۲۰۰۷)، مارگاریتس و پسلاکی (۲۰۱۰)، اوزکان^۲ (۲۰۰۱)، تیتمن و وسلز^۳ (۱۹۸۸) دریافته‌اند که یکی از مشکلات ادبیات نظری در تشخیص رفتار گله‌ای جعلی از عمدی این است که ساختار دارایی و برخی عوامل خاص شرکت، بر تصمیم‌گیری مالی شرکت‌ها تأثیرگذارند. همه آن‌ها به طور ضمنی نشان داده‌اند که رفتار گله‌ای به طور موثری یک تصمیم بهینه محسوب می‌شود. در مقابل شیلر^۴ (۲۰۰۳)، خان و ویویانی^۵ (۲۰۰۱) و سپریانی و گوآرینو^۶ (۲۰۰۵) تحقیقات تجربی مشابهی راجع به رفتار گله‌ای در بازارهای مالی انجام داده‌اند که نتایج آن‌ها کاملاً متفاوت می‌باشد. بر این اساس مشخص می‌شود که تصمیمات مالی شرکت‌ها، قسمت عمده‌ای از تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری در اقتصادهای بزرگ نظیر اقتصاد ایالات متحده را تشکیل می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رود که رفتار گله‌ای در تصمیمات مالی شرکت‌ها تأثیر قابل توجهی بر هزینه بدهی و حقوق صاحبان سهام داشته باشد و در نتیجه قیمت‌ها را از ارزش‌های ذاتی تغییر داده و در نهایت منجر به ایجاد نوسانات و ناکارایی بیش از حد در بازارهای مالی شود. از طرف دیگر همراه با عدم تقارن اطلاعاتی موجود در بازار، بعضی شرکت‌ها دچار سواری مجانی می‌شوند و این نیز به نوعی رفتار گله‌ای را در صنعت نشان می‌دهد. سواری مجانی زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت بدون پرداخت هزینه‌ای - حتی هزینه فرصت - از طریق هزینه‌ای که بر دیگران تحمیل می‌شود، از فضای موجود در بازار بهره‌مند گردد.

3-Margaritis & Psillaki

4-ozkan

5- Titman and Wessels

1-shiller

5 - Khan & Viviani

3-Cipriani and Guarino

با اندازه‌گیری متوسط ساختار سرمایه و یا ساختار سرمایه بنگاه رهبر، ممکن است شواهد آماری از رفتار گله‌ای در صنایع مختلف در بازار نزولی و بازار صعودی یا افزایشی نیز یافت شود. کامارا^۴ (۲۰۱۷) بیان می‌دارد شواهد آماری قابل توجهی از رفتار گله‌ای صنعت خدمات در بازار خرسی یافت می‌شود که از متوسط ساختار سرمایه کل صنعت پیروی (تبعیت) می‌کند. همچنین شواهد بیانگر بروز رفتار گله‌ای صنایع کارخانه‌ای در بازار گاوی به صورت پیروی از ساختار سرمایه صنعت رهبر می‌باشد.

۳- پیشینه پژوهش

در این قسمت به منتخبی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده در رابطه با موضوع تحقیق اشاره می‌گردد: پانجاتن و همکاران^۵ (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای نحوه تأمین مالی و رفتار گله‌ای صنایع در بحران های مالی را مورد بررسی قرار داده و شواهدی در رابطه با توسعه منابع مالی و رفتار گله‌ای برای تصمیم‌گیری در بحران را ارائه داده‌اند. بر اساس یافته‌های این تحقیق، ساختار سرمایه بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در دوره بحران مالی و رفتار گله‌ای تأثیر گذار می‌باشد.

لی^۳ (۲۰۱۸) تأثیر شرکت های همتا و تقلید و توده‌واری شرکت ها از یکدیگر را در تعیین ساختار سرمایه مورد بررسی قرار داد. نتیجه پژوهش وی نشان داد که شرکت های پیرو در صنعت (شرکت های کوچک و دارای سودآوری کمتر) حساسیت بیشتری در تعامل با شرکت های رهبر صنعت (شرکت های بزرگ و دارای سودآوری بیشتر) دارند. همچنین اثر همتا بیشتر در صنعت های با ظرفیت بیشتر، سطح پویایی کمتر و رقابت بالاتر مشهود بود. به علاوه، شرکت ها نه تنها از سیاست های مالی شرکت های همتا، بلکه از پروژه های سرمایه‌گذاری و برنامه ریزی استراتژیک آن ها هم تقلید می‌کنند.

کامارا (۲۰۱۷)، در مطالعه خود رفتار گله‌ای صنایع فعال در بورس ایالات متحده آمریکا را در تصمیم‌گیری های مالی آن ها، طی دوره زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار داده است. وی با استفاده از داده های پانلی، رفتار گله‌ای را در چهار صنعت ایالات متحده آمریکا (تولیدی، ساخت و ساز، عمده فروشی و خدمات) ارزیابی نموده و در مورد تمایل آن ها برای نشان دادن رفتار گله‌ای بر اساس متوسط ساختار سرمایه صنعت بحث نموده است. کامارا در مطالعه خود، با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) به دنبال ردیابی رفتارهای گله‌ای صنایع در هر صنعت بوده است. بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه، صنایع مورد بررسی تمایل به رفتار گله‌ای حول متوسط ساختار سرمایه صنعت و حول ساختار سرمایه صنعت رهبر دارند.

بانرجی^۶ (۱۹۹۲)، در مطالعه خود بیان می‌کند که رفتار گله‌ای شرکت یا صنعت، مرتبط با ارزش شرکت می‌باشد. از نظر او رفتار گله‌ای زمانی به وجود می‌آید که سرمایه‌گذاران به جای این که از اطلاعات خود پیروی کنند، تصمیم می‌گیرند که تصمیمات دیگران یا حرکات موجود در بازار را تقلید کنند که پیروی از این روند، در نهایت منجر به

4- Camara
5- Panjaitan & et al
3 Li
6- Banerjee

نا کارآمدی بازار خواهد شد. این مطالعه، چنین تعریفی از رفتار گله‌ای را به محیط تصمیم‌گیری برای تأمین مالی شرکت‌ها گسترش می‌دهد و انگیزه برای سواری مجانی را به نوعی تشدید رفتار گله‌ای می‌داند. بر اساس جستجوهای که انجام گرفته، به نظر می‌رسد که تا کنون رفتار گله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری‌های مالی، در داخل کشور مورد توجه و بررسی قرار نگرفته و در بین مطالعات خارجی نیز مطالعات اندکی به بررسی این موضوع پرداخته‌اند.

۴- معرفی مدل و متغیرهای پژوهش

پژوهش‌های انجام شده برای تشخیص بروز رفتار گله‌ای، با توجه به رویکرد انتخاب داده‌ها، گروه‌های مورد مطالعه و روش‌های تحلیل، در دو دسته قرار می‌گیرند. دسته اول بر رویکرد اقتصادسنجی مبتنی بوده و اطلاعات موجود در بازار را که تحت تأثیر معاملات تمامی سرمایه‌گذاران است، بررسی می‌کند. معروف‌ترین مدل‌های حاضر در این دسته عبارتند از: کریستی و هوانگ (۱۹۹۵)^۱ (CH)، هوانگ و سالمون (۲۰۰۴)^۲ (HS)، چانگ و همکاران (۲۰۰۰)^۳ (CCK) و چیانگ و ژنگ (۲۰۱۰)^۴ (CZ). مدل‌های دسته دوم نظیر LSV، PCM و SHM بر تغییرات در پرتفوی سرمایه‌گذاران مبتنی است و پیاده‌سازی آن‌ها مستلزم دسترسی به اطلاعات معاملاتی سرمایه‌گذاران مورد بررسی است.

کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ و همکاران (۲۰۰۰) یک شیوه مدل‌سازی به منظور ارزیابی رفتار گله‌ای معرفی کردند که رفتار گله‌ای را بر مبنای پراکندگی بازده سهام نشان می‌دهد. هر دو مدل مبتنی بر این اصل بودند که اگر رفتار گله‌ای ارائه شود، بازده سهام فردی به بازده کلی سهام همگرا می‌شود. بر این اساس، رفتار گله‌ای منجر به تفاوت‌های اندکی در ارزش بازده سهام فردی به جای شاخص بازده بازار می‌شود. این تفاوت کوچک با مدل انحراف استاندارد مقطعی (CSSD)^۵ و با مدل انحراف استاندارد مطلق مقطعی CKK یا CSAD به دست می‌آید. مدل CSSD پراکندگی بازده سهام را در حداکثر نوسانات بازار بدست می‌آورد. در حرکات شدید بازار، اگر سرمایه‌گذار در راستای حرکات بازار و همراه با اکثریت بازار رفتار کند، پراکندگی بازده کاهش می‌یابد. در واقع، در دوره‌هایی که نوسانات زیادی وجود دارد، افراد احتمالاً اطلاعات فردی و یا سیگنال‌های قیمتی بازار مبتنی بر اطلاعات خودشان را نادیده گرفته و رفتار گروهی را ملاک قرار می‌دهند. با توجه به مطالعات قبلی مدل CSSD دارای محدودیت‌ها مشکلاتی است. برای مثال در این مدل نیاز است تا نحوه تخمین بازدهی‌های بیش از حد به طور شفاف بیان شود یا رفتار گله‌ای احتمالی در دوره‌های با ثبات در این مدل در نظر گرفته نمی‌شود. مدل CSAD یک جایگزین عمومی‌تر از شیوه CSSD است و محدودیت‌هایی که در مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰)، وجود داشت را به یک چارچوب عمومی‌تر توسعه می‌دهد و انحراف بازده استاندارد مطلق مقطعی را در مدل وارد

1 Christie and Huang

2 Hwang and Salmon

3 Chang et al

4 Chiang and Zheng

5 Cross-Sectional Standard Deviation

می نماید. این مدل با توجه به در نظر گرفتن مقادیر غیر خطی حساسیت مدل CSAD را نسبت به داده های پرت بازدهی و پراکندگی زیاد آنها نسبت به میانگین کاهش می‌دهد. در واقع این مدل از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) که بازدهی دارایی را به صورت یک رابطه خطی با پرتفوی بازار مرتبط می‌کند، الهام گرفته شده است.

از بین مدل های مذکور، مدل چیانگ و ژانگ (۲۰۱۰) تنها مدل اقتصادسنجی ای است که وجود رفتار گله ای را علاوه بر حالت کلی، در زمان های ریزش و صعود بازار نیز جداگانه آزمون می کند و نشان می دهد که شدت بروز این رفتار در دوره های صعودی بازار بیشتر است یا در دوره های نزولی. پژوهش حاضر به منظور تشخیص رفتار گله‌ای در تامین مالی صنایع مختلف، از روش پراکندگی مطلق مقطعی^۱ (CSAD) که توسط چیانگ و ژانگ^۲ (۲۰۱۰) معرفی شده است، استفاده می شود.

کامارا (۲۰۱۷) بر اساس مدل چیانگ و ژانگ^۳ (۲۰۱۰)، یک شیوه مدل‌سازی به منظور تشخیص رفتار گله‌ای تامین مالی در صنایع معرفی نمودند که رفتار گله‌ای را بر مبنای پراکندگی ساختار سرمایه صنعت نشان می‌دهد. این روش به دنبال ردیابی رفتار گله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری های مالی بوده و متغیر مبنا در این مدل، ساختار سرمایه می باشد. این روش که مبتنی بر فرض رابطه غیر خطی بین دو متغیر ساختار سرمایه صنعت و ساختار سرمایه صنعت رهبر و یا رابطه غیر خطی بین دو متغیر ساختار سرمایه صنعت و ساختار سرمایه کل می باشد، بیان می‌دارد در صورتی که عملکرد ساختار سرمایه بنگاهی در داخل یک صنعت به گونه‌ای باشد که از متوسط ساختار سرمایه کل صنعت پیروی (تبعیت) کند و یا از ساختار سرمایه صنعت رهبر پیروی (تبعیت) کند، گفته می شود که بنگاه مورد نظر رفتار گله‌ای در تامین مالی خود دارد. به عبارت دیگر اگر ساختار سرمایه صنعت به متوسط ساختار سرمایه صنایع مختلف و یا ساختار سرمایه صنعت رهبر همگرا شود، رفتار گله‌ای بروز می یابد.

انحراف استاندارد مقطعی می تواند مبین پراکندگی ساختار سرمایه شرکت، حول متوسط ساختار سرمایه و یا حول ساختار سرمایه شرکت رهبر باشد. ایده اصلی این روش بر این فرض استوار است که وقتی رفتار گله‌ای وجود داشته باشد، ساختار سرمایه شرکت مورد بررسی از متوسط ساختار سرمایه کل و یا ساختار سرمایه شرکت رهبر، انحراف زیادی پیدا نمی کند. زیرا در این وضعیت، بنگاه ها، در تصمیم گیری های مربوط به ساختار سرمایه، عقاید خود را رها نموده و تنها بر پایه تصمیمات مشابه ساختار سرمایه رهبر و یا متوسط ساختار سرمایه کل عمل می کنند (کامارا، ۲۰۱۷).

۱-۴- محاسبه انحراف استاندارد مقطعی (CSAD)

مقدار انحراف استاندارد مقطعی برای هر صنعت در هر دوره زمانی، با استفاده از معادلات شماره (۱) و (۲) به دست می آید:

8- cross-sectional absolute dispersion

9- Chiang & Zheng

6 Chiang & Zheng

$$CSADMED_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |CS_{i,t} - CS_{IndMed,t}| \quad (1)$$

$$CSADLEAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |CS_{i,t} - CS_{IndLead,t}| \quad (2)$$

$CSADMED_t$: انحراف استاندارد مقطعی هر صنعت در زمان t (اندازه پراکندگی ساختار سرمایه) نسبت به متوسط ساختار سرمایه کل

$CSADLEAD_t$: انحراف استاندارد مقطعی هر صنعت در زمان t (اندازه پراکندگی ساختار سرمایه) نسبت به ساختار سرمایه شرکت رهبر

CS_{it} : ساختار سرمایه شرکت i در دوره t است. شاخص ساختار سرمایه نشان می‌دهد که چگونه شرکت، منابع مالی مورد نیاز عملیات شرکت و رشد خود را با استفاده از راه‌های مختلف تامین می‌کند. ساختار سرمایه ممکن است بسته به هدف تحقیق به شیوه‌های مختلفی تعریف شود (راجان و زینگالس^۱، ۱۹۹۵).

بلکویی^۲ (۱۹۹۹) ساختار سرمایه را تعادل بین بدهی‌ها و دارایی‌ها، ماهیت دارایی‌ها و ترکیب استقراض شرکت بیان می‌کند. او ساختار سرمایه را ادعای کلی بر دارایی‌های شرکت معرفی می‌نماید. هدف اصلی تصمیم‌های ساختار سرمایه، حداکثر نمودن ارزش بازار شرکت از طریق ترکیب مناسب وجوه بلندمدت است (ستایش و کاشانی پور، ۱۳۹۰). در این پژوهش، ساختار سرمایه به صورت مجموع کل بدهی‌های شرکت (D) تقسیم بر مجموع دارایی‌های شرکت (A) محاسبه می‌گردد:

$$CS_t = D_{it} / A_{it} \quad (3)$$

بر اساس ادبیات نظری، مدیران شرکت‌ها به دلیل مزایای تامین مالی از طریق بدهی، تمایل دارند از این طریق نیازهای مالی شرکت را تامین کنند، اما تامین مالی از طریق بدهی، هزینه بهره را در پی دارد و این موضوع باعث خواهد شد که شرکت‌ها بخشی از درآمدهای خود را در سال‌های آینده صرف پرداخت هزینه‌های تامین مالی کنند (چن و استرانگ^۳، ۲۰۰۵ و ایروتس^۴، ۲۰۰۷).

N : تعداد شرکت‌های موجود در صنعت مورد بررسی

$CS_{IndMed,t}$: متوسط ساختار سرمایه کل شرکت‌های موجود در پنج صنعت مورد بررسی در زمان t

$CS_{IndLead,t}$: ساختار سرمایه شرکت رهبر در زمان t

لازم به ذکر است بنگاه رهبر، بنگاهی است که دارایی و درآمدش در طی بیش از نصف دوره مورد بررسی، بیشتر از بقیه صنایع باشد و در پنج سال اخیر هم این روند خود را حفظ کرده باشد (کامارا، ۲۰۱۷).

1 - Rajan & Zingales

2 - Belkaoui

3- Chen & Strange^۳

4- Eriotis

انحراف استاندارد مقطعی هر صنعت از متوسط ساختار سرمایه کل صنایع مورد بررسی ($CSAD_{med}$) با جایگذاری داده های مربوط به ساختار سرمایه شرکت های هر صنعت ($CS_{i,t}$) و داده های متوسط ساختار سرمایه کل صنایع مورد بررسی ($CS_{IndMed,t}$) در مدل (۱) به دست می آید. به همین ترتیب، انحراف استاندارد مقطعی هر صنعت مورد مطالعه از ساختار سرمایه شرکت رهبر ($CSAD_{lead}$) با جایگذاری داده های مربوط به ساختار سرمایه شرکت های مورد بررسی در هر صنعت ($CS_{i,t}$) و نیز داده های ساختار سرمایه شرکت رهبر ($CS_{IndLead,t}$) در معادله (۲) به دست خواهد آمد.

۲-۴- بررسی رفتار گله ای

در ادامه، برای بررسی وجود یا عدم وجود رفتار گله‌ای در تصمیم گیری های مربوط به تامین مالی در بین صنایع مورد بررسی، مدل یک و دو به صورت زیر برآورد می گردد:

مدل (۱):

$$CSAD_{MED,t} = \lambda_0 + \lambda_1 |CS_{IndMed,t}| + \lambda_2 (CS_{IndMed,t})^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

مدل (۲):

$$CSAD_{LEAD,t} = \lambda_0 + \lambda_1 |CS_{IndLead,t}| + \lambda_2 (CS_{IndLead,t})^2 + \varepsilon_t \quad (5)$$

$(CS_{IndMed,t})^2$: توان دوم متوسط ساختار سرمایه تمامی شرکت های موجود در پنج صنعت مورد بررسی در زمان t

$(CS_{IndLead,t})^2$: توان دوم ساختار سرمایه شرکت رهبر در زمان t

مدل یک، رابطه غیرخطی بین CSAD و متوسط ساختار سرمایه کل را مورد آزمون قرار می دهد. با توجه به ضریب λ_2 می توان وجود رفتار گله ای در این مدل را بررسی نمود. به همین ترتیب مدل دو نیز بیانگر یک رابطه غیرخطی بین CSAD و ساختار سرمایه شرکت رهبر می باشد که در آن از λ_2 که ضریب توان دوم ساختار سرمایه رهبر ($(CS_{IndLead,t})^2$) می باشد، برای آزمون وجود یا عدم وجود رفتار گله ای استفاده می شود.

به طور خاص، ممکن است صنایع مورد بررسی به سمت اجماع (رفتار گروهی) روی آورند. در نتیجه، در صورت وجود رفتار گله ای، پراکندگی مطلق مقطعی ($CSAD_t$) کاهش خواهد یافت. این ویژگی با ضریب منفی و معنی دار λ_2 نشان داده می شود. بنابراین در صورتی که جزء غیرخطی مدل ها، یعنی λ_2 منفی و از لحاظ آماری معنی دار باشد، دلالت بر وجود رفتار گله‌ای دارد. به عبارت دیگر اگر در مدل یک (معادله شماره ۴) علامت ضریب λ_2 منفی و معنی دار باشد بدین معنی است که صنایع مورد بررسی، در تامین مالی خود از متوسط ساختار سرمایه کل صنایع مورد مطالعه، پیروی می نمایند. به همین ترتیب اگر در مدل دو (معادله شماره ۵) علامت ضریب λ_2

منفی و معنی دار باشد بدین معنی است که صنایع مورد بررسی، در تأمین مالی خود از ساختار سرمایه شرکت رهبر پیروی می نمایند.

در مقابل، رفتار گله‌ای معکوس یا منفی زمانی روی می دهد که بنگاه مورد نظر به رفتار سایرین اعتماد نداشته و اطلاعاتی که از طریق حرکات گسترده ساختار سرمایه آن ها انتقال می یابد را نادیده بگیرد که این امر منجر به افزایش بیش از حد پراکندگی مطلق مقطعی می شود. رفتار گله‌ای معکوس به وسیله ضریب مثبت و معنی دار λ_2 شناسایی می شود (جبکا و وهار^۱ (۲۰۱۳) و کلن^۲ (۲۰۱۳)).

۱-۲-۴- بررسی رفتار گله‌ای در بازار نزولی و صعودی

با توجه به این که محیط تأمین مالی بنگاه ها می تواند تحت تأثیر شرایط بازار سهام قرار گیرد، انتظار می رود که رفتار گله ای نیز در شرایط صعودی و نزولی بازار سهام، تحت تأثیر قرار گیرد. لذا رفتار گله ای صنایع منتخب در دو وضعیت صعودی و نزولی بازار سهام نیز با برآورد مدل های سه و چهار بررسی خواهد شد:

مدل سه:

$$CSADMED = \theta_{\tau} + \lambda_{1,\tau}(1-D)|CS_{IndMed,t}| + \lambda_{2,\tau}D|CS_{IndMed,t}| + \lambda_{3,\tau}(1-D)(CS_{IndMed,t})^2 + \lambda_{4,\tau}D(CS_{IndMed,t})^2 \quad (6)$$

مدل چهار:

$$CSADLEAD = \theta_{\tau} + \lambda_{1,\tau}(1-D)|CS_{IndLead,t}| + \lambda_{2,\tau}D|CS_{IndLead,t}| + \lambda_{3,\tau}(1-D)(CS_{IndLead,t})^2 + \lambda_{4,\tau}D(CS_{IndLead,t})^2 \quad (7)$$

که در آن:

D: یک متغیر مجازی می باشد که بیانگر وضعیت صعودی یا نزولی بازار سهام است. هنگامی که قیمت ها رو به افزایش باشند، مجموع حرکات بازار، روندی با شیب مثبت را ایجاد می کند که به آن روند صعودی گفته می شود و در مقابل، وقتی که قیمت ها رو به کاهش هستند نیز روندی با شیب منفی ایجاد می شود که به آن روند نزولی می گویند. بر این اساس، ارزش متغیر مجازی D در بازار نزولی برابر یک ($D = 1$) و در غیر این صورت در بازار صعودی، برابر صفر ($D = 0$) در نظر گرفته می شود.

در صورتی که λ_3 منفی بوده و از لحاظ آماری نیز معنادار باشد، بیانگر این است که در شرایط صعودی بازار سهام، شرکت های مورد مطالعه در پنج صنعت مورد بررسی، در تصمیم گیری های تأمین مالی خود، رفتار گله‌ای دارند، به گونه ای که در مدل یک، از متوسط ساختار سرمایه کل و در مدل دو از ساختار سرمایه شرکت رهبر پیروی می کنند. در مقابل، λ_4 منفی و معنی دار بیانگر این است که در وضعیت نزولی بازار سهام، صنایع مورد

1-Gebka & Wohar

2-Klein

مطالعه، ساختار سرمایه خود را به تبعیت از متوسط ساختار سرمایه کل و یا ساختار سرمایه رهبر تعیین می‌کنند و لذا می‌توان گفت که در این وضعیت، وجود رفتار گله‌ای تایید می‌گردد.

۵- برآورد مدل و ارائه نتایج

همان گونه که در بخش (۴) توضیح داده شد، ابتدا با استفاده از معادله‌های شماره (۱) و (۲) مقدار انحراف استاندارد مقطعی برای هر صنعت به دست آمده و سپس با استفاده از این مقادیر، مدل یک و دو (معادلات شماره ۴ و ۵) با تکیه بر الگوهای پانل دیتا و به کارگیری تخمین زن‌های اثرات ثابت و تصادفی برآورد شده و وجود یا عدم وجود رفتار گله‌ای تعیین می‌گردد.

۵-۱- مرحله اول: محاسبه مقدار انحراف استاندارد مقطعی (CSAD)

با در نظر گرفتن این که شرکت رهبر، شرکتی است که دارایی و درآمدش در طی بیش از نصف دوره مورد بررسی، بیشتر از بقیه شرکت‌ها بوده و در ۵ سال اخیر هم این روند خود را حفظ کرده باشد (کامارا، ۲۰۱۷)، در بین شرکت‌های مورد بررسی، شرکت فولاد مبارکه که طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ بیشترین دارایی و درآمد را داشته است، به عنوان شرکت رهبر انتخاب می‌شود. در این مرحله، مقدار انحراف استاندارد مقطعی برای هر صنعت در هر دوره زمانی، با استفاده از معادلات شماره (۱) و (۲) به دست می‌آید.

۵-۲- مرحله دوم: برآورد مدل (پانل دیتا) و تعیین وجود یا عدم وجود رفتار گله‌ای

برآورد مدل در این مرحله با تکیه بر الگوهای پانل دیتا و به کارگیری تخمین زن‌های اثرات ثابت و تصادفی انجام می‌شود. برآورد مدل در این مرحله، مشخص خواهد نمود که آیا رفتار گله‌ای در تصمیم‌گیری‌های مالی صنایع در دو مدل مورد بررسی وجود دارد یا خیر؟ لازم به ذکر است که CSADMED و CSADLEAD موجود در این مرحله، در واقع همان CSAD ای است که در مرحله اول به دست آمده است.

به منظور تخمین معادلات در این مرحله ابتدا لازم است نوع روش تخمین داده‌های پانل تعیین شود. بنابراین ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدا جداگانه برای هر یک از صنایع از آماره F استفاده می‌شود. با توجه به این که میزان آماره F محاسبه شده در هر دو مدل یک و دو، از آماره F جدول بزرگ‌تر بود، با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد فرضیه صفر آزمون مبتنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید^۱ دارای اعتبار نبوده و باید عرض از مبداهای مختلف (روش اثرات ثابت یا تصادفی) را در مدل‌ها لحاظ کرد. سپس برای آزمون این که مدل با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد شود، از آزمون هاسمن^۲ استفاده شده است. با توجه به این که احتمال آماره χ^2 به دست آمده از انجام محاسبات برای

1-Restrictes Regression

2-Hasman test

تمامی رگرسیون‌ها از ۰/۰۵ بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی پذیرفته می‌شود و لذا روش اثرات تصادفی برای تخمین مدل‌ها تایید می‌گردد.

۵-۲-۱- نتایج برآورد بررسی وجود رفتارگله‌ای در تصمیم‌گیری‌های مالی

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رفتارگله‌ای در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تامین مالی صنایع مورد مطالعه، مدل‌های یک و دو (معادله‌های شماره ۴ و ۵) تخمین زده می‌شوند. لازم به ذکر است که منظور از مدل (۱)، مربوط به بررسی رفتارگله‌ای با در نظر گرفتن رفتار صنایع در مقابل متوسط ساختار سرمایه کل صنایع بوده و مدل (۲)، مدل مربوط به بررسی رفتارگله‌ای با در نظر گرفتن رفتار صنایع در مقابل رفتار صنعت رهبر می‌باشد. جداول شماره (۱) و (۲) نتایج برآورد مدل‌های یک و دو به روش اثرات تصادفی را نشان می‌دهد. این جداول همچنین نتایج مربوط به آزمون هاسمن که نشان دهنده مناسب بودن روش اثرات تصادفی در برآوردها می‌باشد، را نشان می‌دهد.

جدول (۱): نتایج حاصل از بررسی رفتارگله‌ای در مدل یک

		λ_0	λ_1	λ_2
$CSAD_{Med}$	Coefficient	۰/۲۰۵	۰/۸۲۱۹۴۲	۰/۰۰۰۳۹۸
	t – statistics	۲/۵	۴۲/۳۷۱۳	۶/۵۸۴۰
	P – value	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
$Adj. R^2$	۰/۹۴۴۷۶۲			
آماره F لیمر (Pr>F)	۲۱/۳۷ (۰/۰۰۳)			
آماره F فیشر (Pr>F)	۱۱۲/۴۵۱ (۰/۰۰۴)			
آزمون هاسمن (Pr>chi2) (H ₀ : اثرات تصادفی)	۰/۲۱۲			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

اعداد داخل پرانتز بیانگر Standard Error است.

جدول (۲): نتایج حاصل از بررسی رفتارگله‌ای در مدل دو

		λ_0	λ_1	λ_2
$CSAD_{Lead}$	Coefficient	۰/۷۷	۰/۰۰۷۷۹۷	-۰/۰۸۴۸۳۵
	t – statistics	۲/۴۳	۷/۴۴۰۵۳	-۰/۷۰۳۹۵۳
	P – value	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

	λ_0	λ_1	λ_2
$Adj. R^2$	۰/۸۰۰۲۳۷		
آماره F لیمر (Pr>F)	۲۴/۵۲ (۰/۰۰۱)		
آماره F فیشر (Pr>F)	۹۷/۸۵۶ (۰/۰۰۳)		
آزمون هاسمن (Pr>chi2) (H ₀ : اثرات تصادفی)	۰/۵۷۸		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

اعداد داخل پرانتز بیانگر Standard Error است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۱)، ضریب مثبت و معنی دار λ_1 برای قدر مطلق متوسط ساختار سرمایه صنایع و ضریب مثبت و معنی دار λ_2 برای توان دوم متوسط ساختار سرمایه صنایع، نشان‌دهنده رفتارگله‌ای معکوس یا منفی می‌باشد. این نتیجه بیانگر این است که هر صنعت به رفتار سایر صنایع (متوسط ساختار سرمایه صنایع) اعتماد نداشته و اطلاعاتی که از طریق حرکات گسترده ساختار سرمایه آن‌ها انتقال می‌یابد را نادیده می‌گیرد که این امر منجر به افزایش بیش از حد پراکندگی مطلق مقطعی می‌شود (جی باکا و وهار^۱، ۲۰۱۳) و (کلین^۲، ۲۰۱۳).

نتایج ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که ضریب λ_2 ، منفی و معنی دار بوده و ضریب λ_1 مثبت و معنی دار می‌باشد. این نتیجه نشان دهنده یک رابطه افزایشی غیرخطی میان انحراف استاندارد مقطعی یا همان متغیر وابسته مدل به قدر مطلق ساختار سرمایه شرکت رهبر بوده و بیانگر وجود رفتارگله‌ای در مدل دو می‌باشد. به عبارت دیگر زمانی که رفتار صنایع منتخب در رابطه با رهبر مورد بررسی قرار می‌گیرد، نتیجه گرفته می‌شود که در این وضعیت، رفتارگله‌ای وجود داشته و بدین معنی است که صنایع مورد مطالعه، در تامین مالی خود از ساختار سرمایه رهبر پیروی می‌نمایند.

۵-۲-۲- بررسی رفتارگله‌ای در بازار صعودی و نزولی سهام

با توجه به این که شرایط صعودی و نزولی بازار سهام ممکن است بر روی رفتار صنایع در تامین مالی موثر باشد، مدل‌های سه و چهار (معادلات شماره ۶ و ۷)، به منظور بررسی رفتار گله‌ای صنایع در این شرایط برآورد می‌گردند.

1-Gebka & Wohar

2-Klein

۵-۲-۱- بررسی رفتار گله‌ای در بازار نزولی

با توجه به این که در معادله‌های شماره (۶) و (۷)، متغیر مجازی D در بازار نزولی برابر یک در نظر گرفته می‌شود، مدل‌های سه و چهار (معادله‌های شماره ۶ و ۷) به منظور بررسی رفتار گله‌ای در این وضعیت به شکل ذیل تصریح می‌گردند:

مدل سه در بازار نزولی:

$$CSAD_{Med} = \theta + \lambda_2 |CS_{Med,t}| + \lambda_4 (CS_{Med,t})^2 \quad (۸)$$

مدل چهار در بازار نزولی:

$$CSAD_{Lead} = \theta + \lambda_2 |CS_{Lead,t}| + \lambda_4 (CS_{Lead,t})^2 \quad (۹)$$

در جدول (۳) نتایج حاصل از بررسی رفتار گله‌ای در وضعیت بازار نزولی نشان داده شده است. مدل سه مربوط به بررسی رفتار گله‌ای با در نظر گرفتن رفتار صنایع در مقابل متوسط ساختار سرمایه کل در بازار نزولی بوده و مدل چهار مربوط به بررسی رفتار گله‌ای با در نظر گرفتن رفتار صنایع در مقابل رفتار شرکت رهبر در این دوران می‌باشد. نتایج حاصل از بررسی رفتار گله‌ای در بازار نزولی در جدول شماره (۳) نشان داده شده است:

جدول (۳): نتایج حاصل از بررسی رفتار گله‌ای در بازار سهام نزولی

مدل سه			
		λ_2	λ_4
CSADMED	<i>Coefficient</i>	۰/۶۳۴۴۱۷	۰/۰۰۱۶۶۲
	<i>t – statistics</i>	۹/۸۶۴۱۳۶	۰/۰۱۰۱۹۳
	<i>P – value</i>	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱
<i>Adj. R²</i>	۰/۸۹۱۴۳۸		
آماره F لیمر (Pr>F)	۲۵/۶۸ (۰/۰۰۳)		
آماره F فیشر (Pr>F)	۱۵۲/۹۴۱ (۰/۰۰۲)		
آزمون هاسمن (Pr>chi2) (اثرات تصادفی: H0)	۰/۳۷۸		
مدل چهار			
CSADLEAD	<i>Coefficient</i>	۰/۰۰۰۶۶۷۳	-۰/۰۰۳۷۷۲
	<i>t – statistics</i>	۱۳/۶۶۹۳۸	-۵/۷۶۹۱۳۵
	<i>P – value</i>	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

$Adj. R^2$	۰/۷۱۰۷۱۸
آماره F لیمر (Pr>F)	۲۹/۲۴ (۰/۰۰۱)
آماره F فیشر (Pr>F)	۱۱۷/۰۹۸ (۰/۰۰۴)
آزمون هاسمن (Pr>chi2) (H ₀ : اثرات تصادفی)	۰/۸۶۱

منبع: یافته های پژوهشگر

اعداد داخل پرانتز بیانگر Standard Error است.

نتایج جدول (۳) حاکی از این است که در شرایط بازار نزولی در مدل چهار که رفتارگله‌ای صنایع در ارتباط با شرکت رهبر مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ ضریب λ_4 منفی و معنی دار بوده و ضریب λ_2 مثبت و معنی دار می‌باشد و بدان معنی است که در این وضعیت رفتار گله‌ای مشاهده می‌شود و صنایع مورد بررسی در تصمیم‌گیری های تامین مالی خود از رفتار رهبر پیروی می‌کنند. در مقابل، در بررسی مدل سوم مشخص شد که علامت λ_4 مثبت بوده و لذا می‌توان گفت که شواهدی از رفتارگله‌ای در این وضعیت مشاهده نمی‌گردد.

۵-۲-۲- بررسی رفتارگله‌ای در بازار صعودی

با در نظر گرفتن این که متغیر مجازی D در بازار صعودی سهام برابر صفر در نظر گرفته می‌شود، معادله های شماره (۶) و (۷) به منظور بررسی رفتارگله‌ای در این شرایط از بازار به شکل ذیل تصریح می‌گردند:

مدل سه در بازار صعودی:

$$CSAD_{Med} = \theta + \lambda_1 |CS_{Med,t}| + \lambda_3 (CS_{Med,t})^2 \quad (10)$$

مدل چهار در بازار صعودی:

$$CSAD_{Lead} = \theta + \lambda_1 |CS_{Lead,t}| + \lambda_3 (CS_{Lead,t})^2 \quad (11)$$

در جدول (۴) نتایج حاصل از بررسی رفتارگله‌ای در وضعیت بازار صعودی نشان داده شده است. مدل سه مربوط به بررسی رفتارگله‌ای با در نظر گرفتن رفتار صنایع در مقابل متوسط ساختار سرمایه کل در بازار صعودی بوده و مدل چهار مربوط به بررسی رفتارگله‌ای با در نظر گرفتن رفتار صنایع در مقابل رفتار شرکت رهبر در این دوران می‌باشد.

جدول (۴): نتایج حاصل از بررسی رفتارگله‌ای در بازار سهام صعودی

مدل سه			
		λ_1	λ_3
CSADMED	<i>Coefficient</i>	۰/۸۲۸۱۳۹	۰/۰۰۰۳۷۹
	<i>t – statistics</i>	۳۳/۹۲۰۰۴	۵/۳۱۹۰۷۹
	<i>P – value</i>	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
<i>Adj. R²</i>	۰/۹۵۴۸۷۳		
آماره F لیمر (Pr>F)	۲۴/۸۰ (۰/۰۰۱)		
آماره F فیشر (Pr>F)	۸۲/۹۶۲ (۰/۰۰۳)		
آزمون هاسمن (Pr>chi2) (H ₀ : اثرات تصادفی)	۰/۶۰۶		
مدل چهار			
CSADLEAD	<i>Coefficient</i>	۰/۰۰۹۱۴۵	-۰/۱۸۴۴۰۶
	<i>t – statistics</i>	۷/۵۹۳۹۳۱	-۱/۳۳۴۱۳
	<i>P – value</i>	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳۳
<i>Adj. R²</i>	۰/۸۸۷۲۵۴		
آماره F لیمر (Pr>F)	۲۷/۴۷ (۰/۰۰۲)		
آماره F فیشر (Pr>F)	۱۰۴/۷۶۰ (۰/۰۰۲)		
آزمون هاسمن (Pr>chi2) (H ₀ : اثرات تصادفی)	۰/۳۱۲		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

اعداد داخل پرانتز بیانگر Standard Error است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۴)، در بازار صعودی سهام با توجه به ضریب منفی و معنادار λ_3 و ضریب مثبت و معنی دار λ_1 در مدل چهارم، نتیجه گرفته می‌شود که در این وضعیت، رفتارگله‌ای صنایع به تبعیت از شرکت رهبر مشاهده می‌شود. اما در مقابل، در مدل سوم، با توجه به ضریب مثبت λ_3 ، رفتارگله‌ای مشاهده نمی‌گردد.

۶- نتایج و پیشنهادها

با توجه به اهمیت بررسی رفتارگله‌ای در تصمیم‌گیری‌های تامین مالی شرکت‌ها و نحوه شکل‌گیری ساختار سرمایه آن‌ها، در پژوهش حاضر از روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) برای تشخیص رفتار گله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تامین مالی آن‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ استفاده شده و همگرایی ساختار سرمایه شرکت‌های منتخب به سمت ساختار سرمایه شرکت رهبر و یا به سمت متوسط ساختار سرمایه کل صنایع مورد بررسی، مورد آزمون قرار گرفت. همچنین در ادامه، رفتارگله‌ای صنایع در شرایط صعودی و نزولی بازار سهام نیز بررسی گردید.

بر اساس معیار تعیین شرکت رهبر، با بررسی میزان دارایی و درآمد شرکت‌های منتخب مورد مطالعه در پژوهش حاضر، شرکت فولاد مبارکه اصفهان به عنوان شرکت رهبر انتخاب گردید.

بر اساس برآوردهای انجام شده در رابطه با وجود یا عدم وجود رفتارگله‌ای صنایع در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تامین مالی، نتایج زیر حاصل شد:

- زمانی که رفتار صنایع منتخب در رابطه با شرکت رهبر مورد بررسی قرار می‌گیرد، نتیجه گرفته می‌شود که در این وضعیت، رفتارگله‌ای وجود داشته و بدین معنی است که صنایع مورد مطالعه، در تامین مالی خود از ساختار سرمایه شرکت رهبر پیروی می‌نمایند.
- زمانی که رفتار صنایع منتخب در رابطه با متوسط ساختار سرمایه مورد بررسی قرار می‌گیرد، نتیجه گرفته می‌شود که در این وضعیت، هر صنعت به متوسط ساختار سرمایه سایر صنایع اعتماد نداشته و در تصمیم‌گیری‌های مالی خود، از این متوسط ساختار سرمایه پیروی نمی‌کند.
- نتایج بررسی رفتار گله‌ای صنایع در ارتباط با شرکت رهبر در شرایط بازار صعودی نشان داد که در این وضعیت، رفتار گله‌ای مشاهده می‌شود و صنایع مورد بررسی در تصمیم‌گیری‌های تامین مالی خود از رفتار رهبر پیروی می‌کنند.
- نتایج بررسی رفتار گله‌ای صنایع در ارتباط با شرکت رهبر در شرایط بازار نزولی نشان داد که در این وضعیت، رفتار گله‌ای مشاهده می‌شود و صنایع مورد بررسی در تصمیم‌گیری‌های تامین مالی خود از رفتار رهبر پیروی می‌کنند.
- صنایع منتخب در بازار صعودی، به متوسط ساختار سرمایه کل صنایع اعتماد نداشته و در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تامین مالی خود، از متوسط ساختار سرمایه پیروی نمی‌کنند و لذا در این وضعیت، رفتارگله‌ای مشاهده نمی‌شود.
- صنایع منتخب در بازار نزولی، به متوسط ساختار سرمایه کل صنایع اعتماد نداشته و در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تامین مالی خود، از متوسط ساختار سرمایه پیروی نمی‌کنند و لذا در این وضعیت، رفتارگله‌ای مشاهده نمی‌شود.

براساس نتایج این پژوهش مبنی بر این که صنایع منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران، در تامین مالی خود از ساختار سرمایه شرکت رهبر پیروی می نمایند، پیشنهاد می گردد که بورس اوراق بهادار تهران و مسئولان صنایع، با استفاده از روش های متفاوت موجود (نظیر روش استفاده شده در این پژوهش)، این موضوع را در رابطه با نحوه تصمیم گیری های خود در تامین مالی، مورد بررسی قرار داده تا مشخص شود که ساختار سرمایه خود را به چه شکلی برنامه ریزی می نمایند و از این طریق نحوه تصمیم گیری های این شرکت ها و صنایع در تامین مالی آن ها، به طور مشخص در اختیار مدیران، اعتباردهندگان و سرمایه گذاران قرار گیرد.

فهرست منابع

- آقای، محمدعلی، احمدیان، وحید، و جهازآتشی، اکبر (۱۳۹۳). عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در شرکت های کوچک و متوسط ایرانی. *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، دوره: ۶، شماره: ۲۲، ۱۷۵-۲۱۲.
- احمدپور، احمد، و سلیمی، امین (۱۳۸۶). تاثیر صنعت و اندازه بر ساختار سرمایه در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، دوره: ۲۶، شماره اول.
- تقوی، رضا، داداشی، ایمان، زارع بهنمیری، محمدجواد، و غلام نیا روشن، حمیدرضا (۱۴۰۱). پیش بینی گرایش های احساسی سرمایه گذاران با استفاده از نسبت های مالی با تکیه بر روش تجزیه و تحلیل مولفه های اساسی. *اقتصاد مالی*، دوره ۱۶، شماره ۴ (پیاپی ۶۱)، ۱۵۷-۱۷۳.
- حسینی کیا، سید محمدتقی، و میرابی، وحید رضا (۱۴۰۲). شناسایی و رنکینگ میزان تاثیر متغیرها و شاخص های رفتاری سبک های زندگی بر تصمیم گیری های خرید و درگیری های ذهنی پس از خرید. *اقتصاد مالی*، دوره ۱۷، شماره ۱ (پیاپی ۶۲)، ۱۴۷-۱۶۰.
- حیدرپور، فرزانه، تارپوردی، یداله، و محرابی، مریم (۱۳۹۲). تاثیر گرایش های احساسی سرمایه گذاران بر بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶ (۱۷)، ۱-۱۳.
- زینی وند، محمد، جنانی، محمدحسن، همت فر، محمود، و ستایش، محمدرضا (۱۴۰۰). سوگیری های رفتاری و تصمیمات سرمایه گذاران حقیقی و حقوقی مبتنی بر اطلاعات تکنیکال در بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد مالی*، دوره ۱۵، شماره ۴ (پیاپی ۵۷)، ۲۳۳-۲۵۷.
- ستایش، محمدحسین، و کاشانی پور، فرهاد (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۳۰)، ۵۷-۷۴.
- سرلک، کبری، علیپور، زهرا، و وکیلی فرد، حمیدرضا (۱۳۹۱). تاثیر تصمیم گیری احساسی سرمایه گذاران و متغیرهای تکنیک بنیادی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۳-۱۷، ۱-۱۳.
- سلیمانی، مجتبی، هاشمی، سیدعباس، و صمدی، سعید (۱۳۹۷). بررسی کاربرد سرمایه گذاری صنعت پایه، رفتار توده وار در سطح صنعت و راهبرد توالی در میان سرمایه گذاران خرد. *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، دوره ۶، شماره ۲.

- شهرآبادی، ابوالفضل، و یوسفی، راحله (۱۳۸۶). مقدمه‌ای بر مالیه رفتاری. *فصلنامه بورس/اوراق بهادار*، ۶۹، ۲۴-۳۳.
- عبده تبریزی، حسین، و میری، سید حسین (۱۳۸۱). عوامل تعیین کننده بافت سرمایه شرکت های ایرانی. *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، شماره ۲۳
- عربمازار، محمد، بدری، احمد، و عزیزیان، افشین (۱۳۹۲). آزمون تجربی رفتار جمعی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شماره ۳۹.
- Akbar, U. Salma., Kumar, Rajput., & Bhutto, Niaz. (2019). Do investors herd with industries or markets? Evidence from Pakistan stock exchange. *Cogent Economics & Finance*, 7:1, 10.1080/23322039.2019.1698089.
- Alexander, C. (2008). Market risk analysis. *Quantitative methods in finance*, Volume 1: (23).
- Allen, D.E., Singh, A.K., Powell, R.J., McAleer, M.J., Taylor, J., & Thomas, L. (2013). Return-Volatility Relationship: Insights from Linear and Non-Linear Quantile Regression. *Working paper*, SSRN, pp. 1-27.
- Banerjee, A. V. (1992). A simple model of herd behavior. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 797-817.
- Barnes, M.L., & Hughes, A.W. (2002). A Quantile Regression Analysis of the Cross Section of Stock Market Returns. *Working Paper*, FRB Boston Series, No 02-2.
- Bekiros, S., Jlassi, M., Lucey, B., Naoui, K., Salahuddin, G. (2017). Herding behavior, market sentiment and volatility: Will the bubble resume? *North American Journal of Economics and Finance*, Volume 42, 107-131.
- Belkaoui, A. (1999). Capital structure: determination, evaluation, and accounting. *Quorum Books*.
- Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff Papers*, 47(3), 279-310.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. *Journal of Political Economy*, 100, 992-1026.
- Buchinsky, M., & Hahn, J. (1998). An alternative estimator for the censored quantile regression model. *Econometrica*, 66(3), 653-671.
- Candelon, B., Ahmed, J., & Straetmans, S. T. M. (2014). Predicting and capitalizing on stock market bears in the US. *Working Papers*, Department of Research, Ipag Business School.
- Camara, Omar. (2017), Industry herd behavior in financing decision making, *Journal of Economics and Business*, Volume 94, 32-42.
- Chauvet, M., & Potter, S. (2000). Coincident and leading indicators of the stock market. *Journal of Empirical Finance*, 7(1), 87-111.
- Chen, J., & Strange, R. (2005), The Determinants of Capital Structure: Evidence from Chinese Listed Companies, *Economic Change and Restructuring*, Vol.38 , pp.11-35. Damodaran.
- Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1911-1921.
- Choi, E., Espinosa, M. C., Wong, W., Vieito, J., & Batmunkh, M. (2022). Thirty years of herd behavior in financial markets: A bibliometric analysis. *Research in International Business and Finance*. Volume 59.
- 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
- Cipriani, M., & Guarino, A. (2005). Herd behavior in a laboratory financial market. *The American Economic Review*, 95(5), 1427-1443.
- Eriotis, N. (2007). How firm characteristics affect capital structure: an empirical study. *Managerial Finance*, 33(5), 321-331.

- Gebka, B., & Wohar, M. E. (2013). International herding: Does it differ across sectors?. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 23, 55–84.
- Hirshleifer, D., & Teoh, S. H. (2003). Herd behaviour and cascading in capital markets: A review and synthesis. *European Financial Management*, 9(1), 25–66.
- Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. *Journal of Empirical Finance*, 11(4), 585–616.
- Khan, H., Hassairi, S. A., & Viviani, J. L. (2011). Herd behavior and market stress: The case of four European countries. *International Business Research*, 4(3), 53.
- Kim, K. A., & Nofsinger, J. R. (2005). Institutional herding, business groups, and economic regimes: Evidence from Japan. *The Journal of Business*, 78(1), 213–242
- Klein, A. (2013). Time-variations in herding behavior: evidence from a Markov switching SUR model. *Journal of International Financial Markets*, 26, 291–304.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression quantile. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Li, Cailing. (2018). Explaining Peer-firm Effect on Corporate Capital Structure: Predation Theory and Investment Imitation. *Master's Thesis Financial Economics*, Erasmus School of Economics, Erasmus University Rotterdam.
- Margaritis, D., & Psillaki, M. (2007). Capital structure and firm efficiency. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34, 1447–1469.
- Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership, and firm performance. *Journal of Banking & Finance*, 34, 621–632
- Ozkan, A. (2001). Determinants of capital structure and adjustment to long run target: Evidence from UK company panel data. *Journal of Business Finance and Accounting*, 28, 175–198
- Rajan, R. and Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 1421-60.
- Panjaitan, r., & Simbolon, I. (2020). Financing and Herd Behaviour in Financial Crises: Investment Decision. *International Journal of Economics and Business Administration*. Volume VIII, Issue 4.
- Patel, J., Zeckhauser, R., & Hendricks, D. (1991). The rationality struggle: Illustrations from financial markets. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 232–236
- Shiller, R. J. (2000), *Irrational Exuberance*, (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83–104
- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43, 1–19.
- Welch, I. (1992). Sequential sales, learning and cascades. *Journal of Finance*, 47, 695–732
- Xiao, Z. (2012). Time Series Quantile Regressions. *Handbook of statistics*, Volume 30, 213-257.
- Yao, J., MA, Ch., & Peng He, w. (2014). Investor Herding Behavior of Chinese Stock Market. *International Review of Economics and Finance*, 29, 12-29.
- Zhang, Z., & Zhu, P. (2013). An alternative simple quantile regression estimator. *Economics Letters*, 118(1), 163–166.
- Zhou, J., & Anderson, R. I. (2013). An empirical investigation of herding behavior in the U.S. REIT market. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 47(1), 83–108.

Industry Herd Behavior in Financing Decision Making

Mahdieh Rezagholizadeh¹

Majid Aghaei²

Samaneh Shabanzadeh³

Received: 02/ January/2025

Accepted: 22/ February/2025

Abstract

Studying herd behavior in financial decision-making can contribute to the efficiency of financial markets. The herd behavior in the financial decisions about the financing of selected active industries listed on the Tehran Stock Exchange (Motor Vehicles and Auto Parts, basic metals, chemical products, metal ores mining and cement, lime & plaster) was studied during the period of 2015-2021. For this purpose, using the Cross-Sectional Absolute Dispersion (CSAD) method, the convergence of the capital structure of the selected companies toward the leading company's capital structure and also the convergence of the capital structure of the selected companies toward the average capital structure of all selected companies were examined to investigate the herd behavior in the industries' financing decisions. Furthermore, the herd behavior of industries in both bullish and bearish markets was studied. Furthermore, the herd behavior of industries in both bullish and bearish markets was studied. Based on the criteria for determining the leading company (By examining the asset and income levels of the selected companies) the Foolad Mobarakeh Steel Company was selected as the leader company. The results of estimation indicated that the examined industries followed the capital structure of the leader company (Foolad Mobarakeh Steel Company) in their financing decisions, while they did not follow to the average capital structure of all industries in this regard. Furthermore, the results indicate that the companies followed the behavior of the leader in their financing decisions during both bullish and bearish markets, and they did not follow to the average capital structure.

Keywords: Herd Behavior, Financing Decision Making, Capital Structure, Cross - Sectional Absolute Dispersion (CSAD)

JEL: G4, G30 and G41

¹ Department of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Mazandaran. (Responsible author). m.gholizadeh@umz.ac.ir

² Department of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Mazandaran. m.aghaei@umz.ac.ir

³ Department of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Mazandaran. samanehshabanzadeh@gmail.com



سنجش پویایی‌های اتصالات فرکانسی و ریسک سیستمی در بازار سهام ایران

زهرا ذبیحی^۱

پریسا مهاجری^۲

رضا طالبلو^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۴

چکیده

هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی انتقال ریسک در مجموعه‌ای از صنایع بورسی بازار سهام ایران از طریق ترکیب اتصالات فرکانس (بارانیک و کرهلیک، ۲۰۱۸) با رویکرد اتصالات مستخرج از خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (آنتوناکاکیس و همکاران، ۲۰۲۰) است. در این مقاله با تمرکز بر تلاطمات بازده ۲۰ صنعت طی دوره زمانی ۱۳۸۸/۰۷/۰۱ تا ۱۴۰۲/۰۶/۳۱، شاخص‌های اتصالات پویا و ایستا در بازه فرکانس اندک، میانه و بالا برآورد می‌شوند. یافته‌های مقاله حاکی از آن است که: نخست، هم‌حرکتی بسیار قوی طی زمان در صنایع بورسی وجود داشته و در سال‌های اخیر، بیش از ۸۰ درصد تلاطمات هر صنعت، ریشه در ریسک سیستمی دارد. دوم، سرریز تلاطمات عمدتاً در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت رخ می‌دهد و اتصالات بلندمدت در بازار سهام عموماً نقش کلیدی ندارد. سوم، کانه‌های غیرفلزی، املاک و فلزات اساسی بزرگترین انتقال‌دهندگان تلاطمات در بازار سهام محسوب می‌شوند و در مقابل، صنایع قند و شکر، حمل و نقل و فرآورده‌های نفتی، دریافت‌کنندگان اصلی شوک‌ها هستند. چهارم، فرآیند انتقال ریسک در اغلب صنایع به سرعت انجام می‌شود به‌طوری‌که بیش از ۷۰ درصد تلاطمات در بازه زمانی ۱ تا ۱۰ روز کاری انتقال می‌یابد. پنجم، اتصالات قوی و دوطرفه‌ای بین چهار صنعت بزرگ کامودیتی‌محور وجود دارد. تحلیل اتصالات بین‌بخشی از یک سو به منزله راهنمای مهمی در تدوین سیاست‌های محرک رشد و طراحی اقدامات پیشگیرانه برای جلوگیری از انتشار ریسک سیستمی برای سیاستگذاران محسوب می‌شود و از سوی دیگر ابزاری کارآمد برای تشکیل سبد بهینه سرمایه‌گذاری در انطباق با ریسک‌های سیستمی است.

کلید واژه‌ها: ریسک سیستمی، اتصالات فرکانسی، سرریز تلاطمات، مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)

طبقه‌بندی JEL: C32، C58، G10، G14 و G41

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران z_zabihi9094@yahoo.com

۲. گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) p.mohajeri@atu.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران Talebloo.r@atu.ac.ir



۱- مقدمه

اتصالات نقش مهمی در سنجش و مدیریت ریسک ایفا می‌کند. این ویژگی در جنبه‌های کلیدی ریسک بازار (اتصال بازده‌ها و تمرکز پرتفو)، ریسک اعتباری (اتصالات نکول)، ریسک طرف مقابل (اتصالات قراردادی دوجانبه و چندجانبه) و ریسک سیستمی (اتصالات در کل سیستم) برجسته است. همچنین برای درک ریسک‌های بنیادی کلان خصوصاً ریسک چرخه‌های تجاری (اتصالات فعالیت‌های حقیقی درون کشوری و برون‌کشوری) بسیار مهم است (دیبولد و ییلماز، ۲۰۱۲)^۱. در این میان، شناسایی دقیق ساختار سرریز تلاطمات در شبکه صنایع مختلف بورسی در بازار سهام، اهمیت بسزایی در اقدامات گوناگون مدیریت ریسک دارد و پژوهشگران بر این باورند که نظارت مالی، غلبه بر بحران‌های مالی، اتخاذ راهکارهای صحیح در مواقع بروز بحران و جلوگیری از سرایت بحران مالی، مستلزم آگاهی کامل از ساختار اتصالات در سیستم مالی است (آچاریا و نقوی، ۲۰۱۲، عاصم‌وگلو و همکاران، ۲۰۱۵، الیاسینی و همکاران، ۲۰۱۵، تیواری و همکاران ۲۰۱۸، چانگ و همکاران ۲۰۱۸ و بیور و هوآنگ ۲۰۱۹).

پژوهش‌های گسترده‌ای در خارج از کشور با تمرکز بر برآورد اتصالات دارایی‌های مختلف، ارتباطات میان بازار سهام کشورها و در نهایت ریسک‌های سیستمی در شبکه بازار سهام صورت گرفته است. این در حالی است که بخش عمده‌ای از پژوهش‌های داخلی، صرفاً به بررسی اتصالات بین انواع دارایی‌ها (بعضاً با لحاظ بازار سهام) پرداخته‌اند و برآورد ریسک‌های سیستمی بازار سهام در قالب توپولوژی شبکه خصوصاً در چارچوب تحلیل فرکانس، محور هیچ یک از پژوهش‌های داخلی قرار نگرفته است. بدیهی است تبیین روندهای عمومی میان بازارهای سهام و سایر طبقات دارایی، شناخت مناسبی از اتصالات پویا بین بخش‌های مختلف در اقتصاد را به دست نمی‌دهد. حال آنکه آگاهی دقیق از اتصالات و سرریز تلاطمات در بین صنایع مختلف، حداقل در سه حوزه «مدیریت سبد دارایی‌های مالی»، «شناسایی صنایع پیشران و پیرو در انتقال تلاطمات» و «طراحی راهبردهای جلوگیری از سرایت تلاطمات» حائز اهمیت است.

با عنایت به توضیحات مذکور، در مقاله حاضر رویکرد اتصالات فرکانس در چارچوب الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)^۲ مبنای پاسخگویی به چهار پرسش مهم قرار می‌گیرد. نخست اینکه ریسک سیستمی در شبکه بازار سهام ایران چقدر بوده و تحولات آن طی زمان چگونه است؟ دوم اینکه، آیا ریسک سیستمی در بازار سهام ایران عمدتاً کوتاه‌مدت است یا بلندمدت؟ سوم اینکه کدامیک از صنایع بورسی، نقش برجسته‌ای در انتقال و دریافت تلاطمات شبکه بازار سهام دارند و آیا نقش‌آفرینی آن‌ها در سرریز تلاطمات در کوتاه‌مدت مهم‌تر است یا در بلندمدت؟ چهارم آنکه اتصالات ایستا و پویای زوجی بین صنایع مختلف

1. Diebold & Yilmaz (2012)
2. Acharya & Naqvi (2012)
3. Acemoglu et al. (2015)
4. Elyasiani et al. (2015)
5. Tiwari et al. (2018)
6. Chang et al. (2018)
7. Baur & Hoang (2019)
8. Time-Varying Parameter Vector Autoregressive

بورسی در کل دوره و در فرکانس‌های زمانی مختلف به چه میزان است؟ رویکرد مذکور توسط بارانیک و کرهلیک (۲۰۱۸)^۱ معرفی گردید و توسط آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۰)^۲ اصلاح شد. در این روش، زمان به بازه‌های مختلف تقسیم می‌شود و همین امر اطلاعات دقیق‌تری را ارائه می‌کند که می‌تواند برای سرمایه‌گذاران مفید باشد. زیرا با لحاظ ضرایب و ساختار واریانس-کوواریانس متغیر در طول زمان، میان اثرات اتصالات کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قائل می‌شود. چنین روش‌شناسی، رویکرد اصلی را به شیوه‌های مختلفی بهبود می‌بخشد، از جمله این واقعیت که هیچ مشاهده‌ای از دست نمی‌رود زیرا هیچ پنجره غلطانی در نظر گرفته نمی‌شود، نیازی به انتخاب یک پنجره غلطان با اندازه دلخواه نیست، بر مسئله حساسیت به داده‌های دورافتاده غلبه می‌کند، از پارامترهای نامنظم و ثابت جلوگیری می‌شود و در نهایت، معیار اتصالات در فواصل زمانی مختلف را ارائه می‌دهد.

مشارکت مقاله حاضر در ادبیات داخلی در دو حوزه است. اولاً به‌کارگیری روش TVP-VAR در شبکه گسترده‌ای از صنایع بورسی (۲۰ صنعت) طی دوره ۱ مهر ۱۳۸۸ تا ۳۱ شهریور ۱۴۰۲ که برآورد دقیق‌تر تحولات پویای اتصالات را میسر می‌سازد. در مقاله حاضر داده‌های با تواتر روزانه برای ۳۳۷۰ روز کاری مشترک در ۲۰ صنعت بورسی استفاده می‌شود تا تصویر کلانی از اتصالات بین بخشی را ارائه نماید. ثانیاً بررسی اتصالات درون شبکه بازار سهام در چارچوب تحلیل فرکانس (لحاظ بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) که امکان تعیین دقیق دوره‌هایی را فراهم می‌کند که تلاطمات در هر یک از صنایع مختلف بورسی، آثار عمیق‌تری بر نوسانات بازار سهام دارد. طبق نظریه اخبار، فرضیه اصلی مقاله حاضر آن است که بخش عمده‌ای از سرریز تلاطمات به بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت (کمتر از یک هفته کاری) اختصاص دارد.

به منظور دستیابی به اهداف تحقیق، مقاله حاضر در ۵ بخش سازماندهی می‌شود. پس از مقدمه که محور اول از مقاله حاضر را تشکیل می‌دهد، پیشینه نظری و تجربی پژوهش در بخش دوم ارائه می‌گردد. روش پژوهش با تأکید بر برآورد معیارهای مختلف اتصالات در سطح ایستا و پویا، اتصالات کل و زوجی در دوره مورد بررسی و اتصالات در فرکانس‌های مختلف در بخش سوم ارائه شده و داده‌های مورد استفاده در این مقاله نیز در همان بخش معرفی می‌شوند. بخش چهارم به برآورد اتصالات و تحلیل آن در قالب فرکانس پرداخته می‌شود و در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی یافته‌های کلیدی و ارائه پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

۲. پیشینه نظری و تجربی تحقیق

یکی از محورهای اصلی پژوهش‌های بازار سرمایه، تلاطمات قیمت سهام طی دوره معین و سرایت آن است. تلاطمات شدید در قیمت سهام، توانایی سرمایه‌گذاران را برای پیش‌بینی روندهای آتی کاهش داده و در پی آن، ریسک در بازار سهام را افزایش می‌دهد (طالب‌لو و مهاجری، ۱۳۹۹). از آنجایی که تلاطمات در صنایع مختلف بورسی در بازار سرمایه تمایل به سرریز به صنایع دیگر دارند لذا سهامداران می‌توانند از انتقال شوک‌ها در شبکه بازار سهام برای پیش‌بینی رفتار بازار صنایع مختلف استفاده کنند. همچنین تلاطمات بازار سهام می‌تواند متأثر از سرریز

1. Barun'ik and K'rehl'ik (2018)

2. Antonakakis et al. (2020)

تلاطمات سایر بازارهای دارایی و رویدادهای داخلی از جمله تحولات شاخص‌های اقتصاد کلان باشد. تغییرات نرخ بهره، اعلام نرخ‌های تورم و رشد اقتصادی و ... می‌تواند به نوسانات غیرعادی منجر شود زیرا ممکن است حاوی اطلاعات جدیدی باشد که در قیمت سهام گنجانده نشده است.

اخیراً بحث‌های بسیاری در ارتباط با سرریز تلاطمات میان بازارهای سهام هم از بُعد نظری و هم از بُعد روش‌شناختی صورت گرفته است. در نظریه‌های اقتصادی، اثر سرریز تلاطمات از دو جنبه «اتصالات مشهود یا ملموس»^۱ و «اتصالات نامشهود یا ناملموس»^۲ مورد توجه قرار می‌گیرد. اتصالات مشهود بیانگر آن است که سرریز تلاطمات از پیوندهای اقتصادی و تجاری و همچنین تخصیص دارایی سرمایه‌گذاران بین بازارهای مختلف (اعم از بازارهای مالی، دارایی‌ها یا صنایع) نشأت می‌گیرد. از نظریه‌های پایه‌ای مرتبط نیز می‌توان به «فرضیه پایه اقتصادی»^۳ و «فرضیه جریان سرمایه»^۴ اشاره کرد (مک‌کوئین و همکاران، ۱۹۹۳)^۵. حال آنکه اتصال نامشهود بر پیش‌بینی روانشناختی سرمایه‌گذاران متمرکز است. از آنجایی که جنبه‌های بنیادین اقتصادی قادر به توضیح برخی رویدادها نیستند (کینگ و همکاران، ۱۹۹۰)^۶، پژوهشگران از عقلانیت محدود، اثر گله‌ای^۷، هم‌افزایی و ... برای تبیین سرریز نوسانات در بازارهای سهام استفاده می‌کنند. پژوهشگران معتقدند تا زمانی که سرمایه‌گذاران بازارها را بر اساس عملکرد سایر بازار قضاوت نمایند، تلاطمات منتقل می‌شود، فارغ از آنکه عوامل بنیادین اقتصادی دستخوش تغییر شده باشند یا خیر، لذا آن را «فرضیه سرایت بازار»^۸ می‌نامند.

پژوهش‌های بسیاری در حوزه سرایت تلاطمات در بازارها به ویژه طی دو دهه اخیر انجام شده است که در آن‌ها، پژوهشگران از روش‌ها، ابزارها و تکنیک‌های گوناگونی استفاده نموده و به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. برخی از پژوهش‌ها، سرریز نوسانات را از نظر روش‌شناسی، برخی از بُعد منطقه‌ای، برخی از منظر روابط تجاری بین کشورها و برخی از نظر بازه زمانی مورد بحث قرار داده‌اند (لی، ۲۰۰۹^۹، کورکماز و همکاران، ۲۰۱۲^{۱۰}؛ لوزیس، ۲۰۱۵^{۱۱}؛ سیریوپولوس و همکاران، ۲۰۱۵^{۱۲}؛ شو و چانگ، ۲۰۱۹^{۱۳}). همچنین برخی از پژوهش‌ها به سرریز نوسانات

^۱. Tangible' Connection

^۲. Intangible' Connection

^۳. Economic Basis Hypothesis

^۴. Capital Flow Hypothesis

^۵. McQueen et al. (1993)

^۶. King et al. (1990)

^۷. Herding Effect

^۸. Market Contagion Hypothesis

^۹. Lee (2009)

^{۱۰}. Korkmaz et al. (2012)

^{۱۱}. Louzis (2015)

^{۱۲}. Syriopoulos et al. (2015)

^{۱۳}. Shu and Chang (2019)

طی بحران‌های مالی جهانی پرداخته‌اند (ژائو و همکاران، ۲۰۱۲؛ بارونیک و واچا، ۲۰۱۳؛ سوگیموتو و همکاران، ۲۰۱۴؛ دوفرنا و کداد، ۲۰۱۴؛ عبدالکیفی و خافی، ۲۰۱۵؛ آکا و ازتورک، ۲۰۱۶؛ گلزار و همکاران، ۲۰۱۹). بررسی پژوهش‌های پیشین حاکی از آن است که در ابتدا پژوهشگران توجه بیشتری به سرریز نوسان بین بازارهای توسعه‌یافته داشته‌اند. در ادامه نیز بازارهای نوظهور در این ارتباط مورد توجه قرار می‌گیرند. پس از آن نیز اهداف مطالعات، جزئی‌تر شده و محققان به جای تکیه بر کشورها یا مناطق، به طور عمیق‌تری روی بازارها و حتی شرکت‌های مختلف تمرکز می‌کنند (ین و همکاران، ۲۰۲۰-ب).^۸ با این حال، مطالعات نسبتاً اندکی درباره سرریز نوسانات بین صنایع یک کشور وجود دارد. به نظر می‌رسد درباره اهمیت سرریزها بین صنایع متفاوت، اختلاف نظر وجود دارد. برخی پژوهشگران معتقدند که افزایش اهمیت نسبی عوامل صنعت، موقتی است و فرآیند جهانی شدن هنوز به تغییرات قابل توجه و پایدار در ساختار همبستگی سهام بین‌المللی منجر نشده است (بکائرت و همکاران، ۲۰۰۹).^۹ با این حال، با توجه به ویژگی‌های متغیر در طول زمان همبستگی مربوط به سطوح صنعت، مطالعه سرریزهای بین‌بخشی ضروری است به ویژه آنکه الگوهای همبستگی بین‌بخشی سهام در کشورهای مختلف متفاوت است. در واقع، تنوع‌بخشی در سطح صنعت به طور عملی امکان‌پذیر است و به نظر می‌رسد که اهمیت به مراتب بالاتری در تنوع‌بخشی در ترکیب‌های خاص بین کشوری داشته باشد. علاوه بر این، ناهمگنی صنایع در همبستگی‌های پویای مختلف بین بخش‌ها و بازارها و عوامل اثرگذار متمایز ظاهر می‌شود (کاپورالی و همکاران، ۲۰۱۵).^{۱۰}

مطالعات خارجی موجود به طور گسترده‌ای روی ارتباط داریی‌های بین‌المللی و بازارهای سهام متمرکز شده‌اند که برای نمونه می‌توان به پژوهش‌های دریسپرنگ و همکاران (۲۰۰۸)^{۱۱} در ارتباط با بررسی تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام، الیاسینی و منصور (۲۰۱۱)^{۱۲} در رابطه با شوک‌های قیمت نفت و بازده سهام صنعت، منسی و همکاران (۲۰۱۳)^{۱۳} با تمرکز بر بازارهای کالا و سهام و پیوند انرژی، غذا و طلا، اتصالات پویای بازده بازار سهام و شوک‌های نفتی در دو مطالعه آنتوناکیکیس و همکاران (۲۰۱۳، ۲۰۱۷)^{۱۴}، بررسی سرریزهای نوسانات بین بازارهای مالی بین‌المللی در مقاله یونگ و مادریتسچ (۲۰۱۴)^{۱۵}، اتصالات مالی BRICS و بازار اوراق قرضه جهانی در مقاله احمد و همکاران (۲۰۱۸)^{۱۶}، بررسی وابستگی و سرریز ریسک بین بازارهای نفت و بورس اسلامی در مقاله شهزاد و همکاران

¹. Zhou et al. (2012)

². Barunik and Vacha (2013)

³. Sugimoto et al. (2014)

⁴. Dufrenot and Keddad (2014)

⁵. Abdeelkefi and Khoufi (2015)

⁶. Akca and Ozturk (2016)

⁷. Gulzar et al. (2019)

⁸. Yifdn et al. (2020)

⁹. Bekaert et al. (2009)

¹⁰. Caporale et al. (2015)

¹¹. Driesprong et. al. (2008)

¹². Elyasiani & Mansur (2011)

¹³. Mensi et al. (2013)

¹⁴. Antonakakis et al. (2013, 2017)

¹⁵. Jung & Maderitsch (2014)

¹⁶. Ahmad et al. (2018)

(۲۰۱۸)^۱، کشف قیمت روزانه و سرریزهای نوسان بازار در مقاله فاساس و سیریوپولوس (۲۰۱۹)^۲، اتصال شبکه در میان بازارهای مالی شمال شرق آسیا در مطالعه لی و لی (۲۰۱۹)^۳، بررسی سرریزها و پیوندهای نوسانات در بازارهای سهام آسیایی در مطالعه چو (۲۰۱۷)^۴، بررسی تلاطم بازارهای مالی چین، آمریکا و برخی کشورهای آسیای جنوب شرقی در مقاله ژانگ و ژوانگ (۲۰۱۷)^۵، سنجش همبستگی تلاطم قیمت نفت، نرخ حمل و نقل و شاخص قیمت سهام در مقاله لیو و یو (۲۰۱۹)^۶، تلاطم قیمت رمزارزها در مطالعه شی و همکاران (۲۰۲۰)^۷، بررسی بازارهای سهام آسیا و اقیانوسیه توسط گابور (۲۰۲۰)^۸، هم‌حرکتی بازار سهام در بین بزرگترین بازارهای مالی جهان در مقاله زاهاریوا و همکاران (۲۰۲۰)^۹، تلاطم داده‌های کلان اقتصاد آمریکا در پژوهش کاستنر و هوپر (۲۰۲۰)^{۱۰}، اثرات سرریز تلاطم بین ۹ بازار مالی در مقاله ژانگ و ژوانگ (۲۰۲۱)^{۱۱}، مدلسازی تلاطم قیمت نفت خام، مس، گندم، گوشت، آلومینیوم و ذرت در مقاله اسپوستی (۲۰۲۱)^{۱۲}، کاندو و همکاران (۲۰۲۳)^{۱۳} در ارتباط با سرریز تلاطمات بین بازار نفت و فلزات، گابور و همکاران (۲۰۲۳) در ارتباط با ۸ مجموعه داده‌ای از کشورهای توسعه یافته، بالسیلار و همکاران (۲۰۲۳)^{۱۴} در ارتباط با بازده بازار سهام ۸ کشور توسعه یافته، آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۳) با محوریت اتصالات پویا بین قیمت‌های نفت و دارایی‌های مالی در دوره شیوع بیماری کووید ۱۹ اشاره کرد.

در پژوهش‌های فوق‌الذکر، روندهای عمومی بین بازار دارایی‌ها، کالاها و سهام مدنظر قرار گرفته است که نقش چندانی در ارائه بینش و درک صحیح از اتصالات پویای بخش‌های مختلف اقتصادی ایفا نمی‌کنند. این نارسائی، مسئله مهمی است زیرا هر صنعت به طور منحصر به فردی به اقتصاد متصل شده است (چاتزانتونیو و همکاران (۲۰۲۱)^{۱۵}. با این حال، پژوهش‌های متعددی طی یک دهه اخیر روی برآورد سرریز تلاطمات و ریسک سیستمی در شبکه بازار سهام متمرکز شده‌اند که برای نمونه می‌توان به مقالات احمد (۲۰۱۶)^{۱۶} برای بازار سهام مصر، ین و همکاران (۲۰۲۰-الف و ب) برای بورس شانگهای، منسی و همکاران (۲۰۲۰)^{۱۷} برای بازار سهام آمریکا، لابوردا و اولمو (۲۰۲۱)^{۱۸} برای صنایع منتخب در بازار بورس آمریکا، سو و لیو (۲۰۲۱)^{۱۹} برای صنایع بورسی در بازار سهام چین، شهزاد و همکاران (۲۰۲۱)^{۲۰}

¹. Shahzad et al. (2019)

². Fassas & Siriopoulos (2019)

³. Lee and Lee (2019)

⁴. Chow (2017)

⁵. Zhang & Zhuang (2017)

⁶. Liu & Yu (2019)

⁷. Shi et al. (2020)

⁸. Gabauer et al. (2020)

⁹. Zaharieva et al. (2020)

¹⁰. Kastner & Huber (2020)

¹¹. Zhang & Zhuang (2021)

¹². Esposti (2021)

¹³. Cunado et al. (2023)

¹⁴. Balcilar et al. (2023)

¹⁵. Chatziantoniou et al. (2021)

¹⁶. Ahmed (2016)

¹⁷. Mensi et al. (2020)

¹⁸. Laborda and Olmo (2021)

¹⁹. Su & Liu (2021)

²⁰. Shahzad et al. (2021)

برای بازار سهام چین، ایکینسی و گنسیوریک (۲۰۲۱)^۱ برای شاخص‌های بخشی در بورس استانبول، چاتزانتونیو و همکاران (۲۰۲۱) برای بازار سهام هند، چویی (۲۰۲۲)^۲ برای صنایع منتخب در بازار بورس آمریکا و بیوی و همکاران (۲۰۲۲)^۳ برای صنایع بورسی بازار ویتنام اشاره کرد.

با بررسی ۶۰ مقاله داخلی که عمدتاً طی یک دهه گذشته منتشر شده‌اند، تصویر مشابهی از فضای پژوهشی داخلی می‌توان ارائه نمود. اولاً محور کانونی توجه بیش از ۹۰ درصد پژوهش‌های داخلی، بررسی سرریز تلاطمات بین بازارهای نفت، طلا، سکه نقدی و سکه آتی، دلار، انواع شاخص‌های کل و هم‌وزن بورس اوراق بهادار ایران و اتصالات بازار سهام ایران با کشور ترکیه، اروپا، آمریکا و کشورهای همسایه مستقر در حاشیه خلیج فارس بوده است و صرفاً ۱۰ درصد از مقالات، صرفاً بر اتصالات درون شبکه بازار سهام تمرکز داشته‌اند که برای نمونه می‌توان به مقالات مظفرنیا و همکاران (۱۴۰۲) پیرامون اتصالات دلار و بازار سهام و خاتمی و همکاران (۱۴۰۱) در ارتباط با وابستگی بازار سهام ایران با کشورهای حوزه منا اشاره کرد. ثانیاً الگوهای خانواده GARCH، مبنای کمی‌سازی ریسک سیستمی در بیش از ۶۰ درصد مقالات داخلی قرار گرفته‌اند. ثالثاً ۱۵ درصد مقالات، از شاخص سرریز تلاطمات دیبولد-یلماز که از الگوی VAR استخراج شده است برای برآورد اتصالات تلاطمات بازارهای مختلف استفاده نموده‌اند. رابعاً صرفاً دو مقاله طالبلو و مهاجری (۱۴۰۱) و طالبلو (۱۴۰۱) با استفاده از مدل TVP-VAR و شیر افکن لمسو و همکاران (۱۴۰۲) با کاربست مدل TVP-QVAR، به بررسی اتصالات در شبکه بازار سهام پرداخته‌اند.

به رغم مقالات ارزشمند انتشار یافته تاکنون، فضای پژوهش داخلی با چند خلأ روبروست. نخست آنکه پژوهش‌های متمرکز بر تحلیل سرریز ریسک سیستمی در بازار سهام، اتصالات ۳ تا حداکثر ۱۲ صنعت منتخب بورسی را برآورد نموده‌اند و به زعم نویسندگان، نحوه انتخاب این بخش‌ها و دوره زمانی مورد بررسی، در برخی از مقالات مبهم و فاقد استدلال متقن است. دوم آنکه، به استثنای سه مقاله طالبلو و مهاجری (۱۴۰۱)، شیرافکن لمسو و همکاران (۱۴۰۲) و مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱)، در هیچ‌یک از مطالعات منتشر شده درباره سرریز ریسک در بازار سهام، بازار دارایی‌ها، تعاملات هم‌زمان بازار سهام کشورهای مختلف و ...، برای برآورد شاخص سرریز تلاطمات از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مدل TVP-VAR استفاده نشده است. تمرکز مقالات داخلی عمدتاً بر به‌کارگیری مدل VAR و MS-VAR است که طبق دلایل تبیین شده توسط آنتوناکیس و همکاران (۲۰۲۰) با نارسایی‌های جدی و برآوردهای اریب روبرو هستند. سوم آنکه، تجزیه اتصالات و ارائه تحلیل‌های دقیق‌تر با توجه به بازه‌های مختلف (تحلیل فرکانس)، محور هیچ‌یک از مقالات منتشر شده داخلی نبوده است. با عنایت به نکات فوق، مقاله حاضر در صدد رفع خلأهای پژوهشی موجود در ادبیات داخلی است و از دو جنبه نسبت به مطالعات داخلی دارای نوآوری است. اولاً گستره وسیع‌تری از صنایع بورسی (۲۰ صنعت) در این مقاله مورد توجه قرار گرفته است که حدود ۹۰ درصد ارزش بازار سهم ایران را تشکیل می‌دهند و بررسی اتصالات زوجی صنایع، درک عمیق‌تری

^۱. Ekinci & Gençyürek (2021)

^۲. Choi (2022)

^۳. Bui et al. (2022)

از شبکه بازار سهام را ارائه می‌کند. ثانیاً اتصالات ایستا و پویا در سطح کل بازار و زوجی بین صنایع در قالب تحلیل‌های فرکانس برآورد می‌شوند. تحلیل فرکانس اتصالات این امکان را برای سیاستگذاران و سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند که آگاهی دقیقی از نقش صنایع در ارسال و پذیرش تلاطمات در کوتاه‌مدت و بلندمدت به دست آورند که دلالت‌هایی را هم از منظر مقررات‌گذاری برای سیاستگذاران و هم از منظر مدیریت ریسک و تشکیل پرتفوی کارا برای سرمایه‌گذاران در بر خواهد داشت.

۳. روش تحقیق و پایه‌های آماری

۳-۱. روش تحقیق

در این مقاله از چارچوب اتصالات فرکانس مبتنی بر TVP-VAR استفاده می‌شود که دو روش به کار گرفته شده در بارانیک و کرهلیک (۲۰۱۸) و آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۰) را با یکدیگر ترکیب می‌کند. آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۰)، رویکرد اتصالات دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲ و ۲۰۱۴) را با چارچوب TVP-VAR کوپ و کروبولیس (۲۰۱۴)^۱ ادغام می‌کند. ثابت شده است که روش اتصالات مبتنی بر TVP-VAR بر کاستی‌های خاص روش VAR پنجره غلطان از قبیل «انتخاب آزادانه و دلخواه اندازه پنجره غلطان»، «از دست دادن مشاهدات» و «پارامترهای حساس به داده‌های دور افتاده» غلبه می‌کند. در این مقاله از تصریح TVP-VAR مشابه با آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۱۸) و گابور و گوپتا (۲۰۱۸) استفاده می‌شود که در آن‌ها نیز داده‌های روزانه به کار گرفته شده است. بدین ترتیب، TVP-VAR(p) را می‌توان به صورت رابطه (۱) نوشت:

$$x_t = \Phi_{1t}x_{t-1} + \Phi_{2t}x_{t-2} + \dots + \Phi_{pt}x_{t-p} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_t) \quad (1)$$

که x_t و x_{t-1} بردارهای $N \times 1$ بعدی هستند، Φ_{it} و Σ_t به ازای $i = 1, \dots, p$ ماتریس‌های $N \times N$ بعدی بوده که اولی، بیانگر ماتریس واریانس-کوواریانس متغیر در طول زمان بوده و دومی، ضرایب VAR متغیر طی زمان است. برای ساده‌سازی از ماتریس $N \times N$ بعدی چند جمله‌ای وقفه‌دار $\Phi(L) = [I_N - \Phi_{1t}L - \dots - \Phi_{pt}L^p]$ استفاده می‌شود که I_N ماتریس یک‌ه است. بنابراین، مدل را می‌توان به صورت $\Phi(L)x_t = \epsilon_t$ نوشت. تا زمانی که فرآیند TVP-VAR مانا است، می‌توان آن را به عنوان TVP-VMA(∞) با استفاده از قضیه والد $x_t = \Psi(L)\epsilon_t$ نوشت، که $\Psi(L)$ ماتریس چند جمله‌ای وقفه‌دار نامحدود را می‌توان به صورت بازگشتی از طریق $\Phi(L) = [\Psi(L)]^{-1}$ محاسبه کرد. با این حال، از آنجایی که $\Psi(L)$ شامل تعداد نامحدودی وقفه می‌باشد، Ψ_h از طریق که در افق $h = 1, \dots, H$ محاسبه می‌شود، تقریب زده می‌شود.

¹. Koop and Korobilis (2014)

ضرایب TVP-VAR، یعنی Ψ_h مستلزم محاسبه تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD)^۱ است (به کوپ و همکاران، ۱۹۹۶^۲ و پسران و شین، ۱۹۹۸^۳ نگاه کنید) که در کانون رویکرد اتصالات قرار دارد. وایزن و همکاران (۲۰۱۸)^۴ تأکید می‌کنند که اگر چارچوب نظری، امکان شناسایی ساختار خطا را فراهم نمی‌کند باید از GFEVD استفاده کرد. لازم به ذکر است GFEVD را می‌توان به صورت اثر شوک در متغیر z بر متغیر i بر حسب واریانس خطای پیش‌بینی آن تفسیر نمود و می‌توان به شکل زیر بیان کرد.

$$\theta_{ijt}(H) = \frac{(\Sigma_t)^{-1} \sum_{h=0}^H ((\Psi_h \Sigma_t)_{ijt})^2}{\sum_{h=0}^H (\Psi_h \Sigma_t \Psi_h')_{ii}} \quad (2)$$

$$\tilde{\theta}_{ijt}(H) = \frac{\theta_{ijt}(H)}{\sum_{k=1}^N \theta_{ikt}(H)} \quad (3)$$

که $\tilde{\theta}_{ijt}(H)$ بیانگر مشارکت متغیر z ام در واریانس خطای پیش‌بینی متغیر i ام در افق زمانی H است. از آنجایی که مجموع هر یک از سطرهای $\theta_{ijt}(H)$ ، یک نمی‌شود به نرمال‌سازی نیاز است که به $\tilde{\theta}_{ijt}$ منجر می‌شود. با نرمال‌سازی، اتحاد $\sum_{i=1}^N \tilde{\theta}_{ijt}(H) = 1$ و $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ijt}(H) = N$ قابل حصول است. در مرحله بعدی، تمامی معیارهای اتصالات را می‌توان محاسبه کرد. اتصالات خالص زوجی از طریق رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$NPDC_{ijt}(H) = \tilde{\theta}_{ijt}(H) - \tilde{\theta}_{jit}(H) \quad (4)$$

اگر $NPDC_{ijt}(H) > 0$ باشد بدین معنی است که تأثیر متغیر z بر متغیر i بیشتر (کمتر) از اثرگذاری متغیر i بر z است.

اتصالات جهت‌دار کل به سایر متغیرها نشان می‌دهد که چه مقدار از شوک وارد شده به متغیر i به سایر متغیرهای z انتقال می‌یابد:

$$TO_{it}(H) = \sum_{l=1, l \neq j}^N \tilde{\theta}_{jit}(H) \quad (5)$$

اتصالات جهت‌دار کل از سایر متغیرها نیز بیانگر آن است که متغیر i چه مقدار از شوک‌های سایر متغیرهای z را دریافت می‌کند:

$$FROM_{it}(H) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ijt}(H) \quad (6)$$

اتصالات جهت‌دار کل نیز از تفاضل اتصالات جهت‌دار کل به سایرین و اتصالات جهت‌دار کل از سایرین به دست می‌آید که می‌توان آن را به عنوان تأثیر متغیر i بر شبکه مورد بررسی، تفسیر کرد.

^۱. Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD)

^۲. Koop et al. (1996)

^۳. Pesaran and Shin (1998)

^۴. Wiesen et al. (2018)

$$NET_{it}(H) = TO_{it}(H) - FROM_{it}(H) \quad (7)$$

اگر $NET_{it}(H) > 0$ باشد، اثر متغیر i بر سایر متغیرهای j بیشتر (کمتر) از اثر سایر متغیرهای j بر i است. بنابراین، متغیر i به عنوان خالص انتقال‌دهنده (دریافت‌کننده) شوک‌ها عمل خواهد کرد. شاخص اتصالات کل (TCL) که درجه اتصالات درون شبکه را اندازه‌گیری می‌کند از طریق رابطه (۸) برآورد می‌شود:

$$TCL_t(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^N TO_{it}(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^N FROM_{it}(H) \quad (8)$$

به عبارت دیگر، این معیار، تأثیر متوسط یک شوک در یک متغیر را بر سایر متغیرها نشان می‌دهد. هر چه مقدار این شاخص بیشتر باشد، ریسک بازار بیشتر است و بالعکس. تاکنون بر ارزیابی اتصالات در حوزه زمان تمرکز شد. به طور مشابه می‌توان به بررسی اتصالات در حوزه فرکانس پرداخت. با پیروی از تجزیه طیفی استایازنی (۱۹۹۶)^۱ می‌توان رابطه اتصالات در قالب فرکانس را ارزیابی نمود. در ابتدا تابع عکس‌العمل فرکانس، $\Psi(e^{-i\omega})$ در نظر گرفته می‌شود که $i = \sqrt{-1}$ و ω بیانگر فرکانس برای ادامه با چگالی طیفی x_t در فرکانس ω است که می‌توان به عنوان یک تبدیل فوریه^۲ از $TVP-VMA(\infty)$ تعریف شود:

$$S_x(\omega) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} E(x_t x_{t-h}') e^{-i\omega h} = \Psi(e^{-i\omega}) \Sigma_t \Psi'(e^{+i\omega}) \quad (9)$$

ترکیب GFEVD و چگالی طیفی، GFEVD فرکانس را به دست خواهد داد. در قلمرو تحلیل فرکانس، نیاز به نرمال کردن GFEVD فرکانس است که از طریق رابطه (۱۰) فرمول‌بندی می‌شود.

$$\theta_{ijt}(\omega) = \frac{(\Sigma_t)_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^H ((\Psi_h(e^{-i\omega h}) \Sigma_t)_{ijt})^2}{\sum_{h=0}^H (\Psi_h(e^{-i\omega h}) \Sigma_t (e^{i\omega h}) \Psi_h')_{ii}} \quad (10)$$

$$\tilde{\theta}_{ijt}(\omega) = \frac{\theta_{ijt}(\omega)}{\sum_{k=1}^N \theta_{ikt}(\omega)} \quad (11)$$

که $\tilde{\theta}_{ijt}(\omega)$ بخشی از طیف متغیر i را در یک فرکانس معین ω نشان می‌دهد که می‌تواند به شوک در متغیر j ام نسبت داده شود. می‌توان آن را به عنوان یک شاخص درون فرکانس تفسیر نمود. برای ارزیابی اتصالات کوتاه‌مدت و بلندمدت به جای اتصالات در یک فرکانس واحد، همه فرکانس‌ها در یک دامنه خاص یعنی $d = (a, b): a, b \in (-\pi, \pi), a < b$ تجمیع می‌شوند:

$$\tilde{\theta}_{ijt}(d) = \int_a^b \tilde{\theta}_{ijt}(\omega) d\omega \quad (12)$$

¹. Stiasny (1996)

². Fourier transformation

از این مرحله به بعد، دقیقاً همان معیارهای دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲ و ۲۰۱۴) محاسبه می‌شوند که تفسیر مشابه دارند، هر چند در این مورد، اتصالات فرکانسی اطلاعاتی را درباره سرریزها در دامنه فرکانس مشخص d ارائه می‌دهند:

$$NPDC_{ijt}(d) = \tilde{\theta}_{ijt}(d) - \tilde{\theta}_{jit}(d) \quad (۱۳)$$

$$TO_{it}(d) = \sum_{i=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{jit}(d) \quad (۱۴)$$

$$FROM_{it}(d) = \sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ijt}(d) \quad (۱۵)$$

$$NET_{it}(d) = TO_{it}(d) - FROM_{it}(d) \quad (۱۶)$$

$$TCI_t(d) = N^{-1} \sum_{i=1}^N TO_{it}(d) = N^{-1} \sum_{i=1}^N FROM_{it}(d) \quad (۱۷)$$

تمامی معیارها، اطلاعاتی را درباره دامنه خاص فراهم می‌کند اما اثر کل را منعکس نمی‌سازد. بارانیک و کرهلیک (۲۰۱۸) پیشنهاد می‌کنند که تمام معیارهای مشارکت هر دامنه فرکانس d با توجه به کل سیستم، وزن‌دهی شوند، یعنی $\Gamma(d) = \sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ijt}(d) / N$:

$$\widehat{NPDC}_{ijt}(d) = \Gamma(d).NPDC_{ijt}(d) \quad (۱۳)$$

$$\widehat{TO}_{it}(d) = \Gamma(d).TO_{it}(d) \quad (۱۴)$$

$$\widehat{FROM}_{it}(d) = \Gamma(d).FROM_{it}(d) \quad (۱۵)$$

$$\widehat{NET}_{it}(d) = \Gamma(d).NET_{it}(d) \quad (۱۶)$$

$$\widehat{TCI}_t(d) = \Gamma(d).TCI_t(d) \quad (۱۷)$$

در نهایت، ارتباط بین معیارهای فرکانس بارانیک و کرهلیک (۲۰۱۸) با معیارهای زمان‌محور دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲) و (۲۰۱۴) ارائه می‌شود:

$$NPDC_{ijt}(H) = \sum_d NPDC_{ijt}(d) \quad (۱۳)$$

$$TO_{it}(H) = \sum_d TO_{it}(d) \quad (۱۴)$$

$$FROM_{it}(H) = \sum_d FROM_{it}(d) \quad (۱۵)$$

$$NET_{it}(H) = \sum_d NET_{it}(d) \quad (۱۶)$$

$$TCI_t(H) = \sum_d TCI_t(d) \quad (۱۷)$$

۳-۲. پایه‌های آماری و آماره‌های توصیفی

در راستای برآورد سرریز تلاطمات و ارائه تحلیل فرکانس، در مقاله حاضر از داده‌های ۳۳۷۰ روز کاری مشترک مربوط به شاخص ۲۰ صنعت بورسی طی دوره ۱ مهر ۱۳۸۸ تا ۳۱ شهریور ۱۴۰۲ استفاده شده

است. داده‌های مذکور با به‌کارگیری نرم‌افزار پایتون و به روش «خراش سایت»^۱ از وب‌سایت بازار بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده‌اند. صنایع به نحوی انتخاب شده‌اند که اولاً داده‌های باکیفیت و با تواتر بالای روزانه باشند و ثانیاً طیفی از صنایع با اندازه‌های مختلف در مجموعه صنایع منتخب وجود داشته باشد. طبق آخرین اطلاعات منتهی به شهریور ۱۴۰۲، مجموع ارزش بازاری ۲۰ صنعت مورد بررسی حدود ۹۰ درصد ارزش کل بازار سهام ایران است.

برخی از آماره‌های توصیفی مرتبط با بازده هر یک از صنایع مورد بررسی در جدول (۱) منعکس شده است. بالاترین میانگین بازدهی به صنعت «پتروشیمی-شیمیایی» اختصاص دارد که با سهم بازاری حدوداً ۲۰ درصدی، بزرگترین صنعت فعال در بازار سهام ایران محسوب می‌شود. این در حالی است که بخش «حمل و نقل»، کمترین بازدهی را طی دوره مورد بررسی تجربه نموده است و سهم بازاری آن به ۱ درصد هم نمی‌رسد. واریانس بازدهی در صنایع «زراعت و باغداری» و «خودرو» بسیار بالاست و در مقابل در صنایع «دارو» و «پتروشیمی-شیمیایی» بسیار اندک است. شواهد حاکی از آن است که دیدگاه متعارف اقتصادی مالی که بازدهی بالاتر با پذیرش ریسک بیشتر قابل دستیابی است در بازار سهام ایران، چندان حاکم نیست زیرا صنعت خودرو، بازدهی اندک و واریانس بالا را تجربه نموده است، حال آنکه صنعت پتروشیمی-شیمیایی با بازدهی بالا و واریانس اندک، درست در نقطه مقابل صنعت خودرو قرار دارد. بازدهی تمامی صنایع، چولگی به سمت راست دارند زیرا تمامی مقادیر چولگی مثبت است و همچنین توزیع بازدهی تمامی صنایع کشیده‌تر از توزیع نرمال است.

نمودار (۱)، سری‌های زمانی بازدهی روزانه ۲۰ صنعت را نشان می‌دهد که سه مشاهده مهم در این سری‌ها قابل تشخیص است. اولاً تلاطمات بازدهی صنایع در طول زمان متغیر است و همانطور که مشاهده می‌شود در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی، بر شدت تلاطمات بازده صنایع افزوده شده است حال آنکه در اواسط دوره، شدت تلاطمات در اغلب بخش‌ها، اندک بوده است. ثانیاً تلاطمات بازده صنایع بورسی، رفتار خوشه‌ای را از خود نمایش می‌دهند و نوسانات شدید منجر به تلاطمات بالا در دوره‌های بعدی می‌شوند و نوسانات اندک با تلاطمات پایین در دوره‌های بعدی ادامه می‌یابند. ثالثاً تغییرات بازده صنایع بورسی، هم‌حرکتی قابل‌ملاحظه‌ای را تجربه می‌کنند و تقریباً به طور مشابه، در برخی دوره‌ها افزایش یافته و در سایر دوره‌ها کاهش می‌یابند.

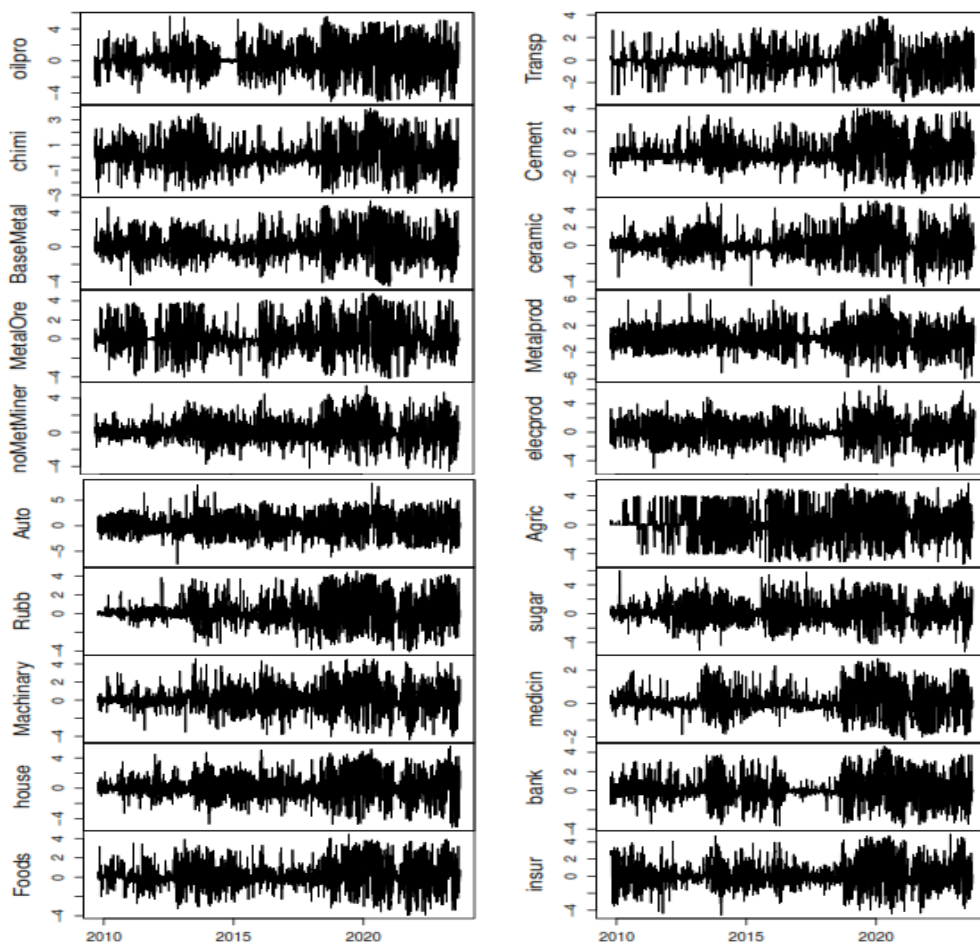
ارقام مندرج در جدول (۲)، همبستگی تلاطمات بازده ۲۰ صنعت منتخب بورسی را نشان می‌دهد. قوی‌ترین همبستگی‌های زوجی به ترتیب به «فلزات اساسی-کانه‌های فلزی»، «خودرو-بانک» و «سیمان-املاک و مستغلات» تعلق دارد. صنعت حمل و نقل با میانگین همبستگی ۱۴/۵ درصدی، ضعیف‌ترین همبستگی‌ها را در این شبکه از صنایع تجربه می‌کند و در مقابل، تلاطمات صنعت کانه‌های فلزی به طور متوسط ۲۷/۲ درصد با صنایع دیگر بورسی همبسته است. همچنین تفاوت‌های گسترده در همبستگی‌های زوجی از ۰/۴۷۳ درصد (بین فلزات اساسی-کانه‌های فلزی) تا ۰/۰۹۳ (بین حمل و نقل-قند و شکر) این انگیزه را می‌دهد که درباره همبستگی‌های پویا و نحوه سرریز شوک‌ها بین صنایع مختلف کاوش بیشتری صورت گیرد.

¹. Web Scrapeing

جدول (۱). آماره‌های توصیفی بازده شاخص‌های صنایع منتخب بورسی

نام صنعت	نماد به کار رفته در مقاله	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی
فرآورده‌های نفتی	Oilpro	۱۷/۳	۲/۹۱۶	۰/۱۰۵	۰/۸۸۸
پتروشیمی و شیمیایی	Chimi	۱۹/۱	۱/۰۹۸	۰/۴۶۵	۱/۱۳۶
فلزات اساسی	BaseMetal	۱۷/۳	۲/۰۰۷	۰/۴۲۶	۱/۳۱۶
کانه‌های فلزی	MetalOre	۱۶/۶	۱/۱۰۸	۰/۴۶۶	۱/۰۲۴
کانه‌های غیرفلزی	nonMetMin	۱۷/۹	۱/۶۶۶	۰/۲۶۵	۱/۰۱۹
حمل و نقل	Transp	۱۱	۱/۱۳۸	۰/۰۹۰	۱/۷۰۹
سیمان	Cement	۱۵	۱/۲۹۳	۰/۶۰۵	۱/۱۴۴
سرامیک	Ceramic	۱۷	۱/۷۵۲	۰/۴۰۱	۱/۲۱۰
محصولات فلزی	Metalprod	۱۲/۶	۲/۹۳۷	۰/۱۳۰	۰/۴۰۹
محصولات برقی	Elecprod	۱۴/۱	۲/۲۷۷	۰/۱۸۶	۰/۵۷۷
خودرو	Outo	۱۲/۵	۴/۰۴۷	۰/۱۲۷	۰/۰۱۹
لاستیک	Rubb	۱۴/۷	۱/۷۵۵	۰/۴۵۸	۱/۱۷۹
ماشین‌آلات خانگی	Machinery	۱۴/۵	۱/۵۷۶	۰/۲۵۴	۱/۱۱۵
انبوه‌سازی و املاک	House	۱۲	۲/۳۱۴	۰/۱۹۱	۰/۷۶۱
صنایع غذایی	Foods	۱۵/۵	۱/۵۸۲	۰/۱۹۵	۰/۷۱۹
زراعت	Agric	۱۶/۳	۴/۰۸۴	۰/۱۲۴	۰/۲۵۲
قند و شکر	Sugar	۱۷/۶	۲/۲۶۶	۰/۳۲۵	۰/۵۱۱
محصولات دارویی	Medicin	۱۲/۱	۰/۵۵۲	۰/۴۴۴	۱/۰۸۰
بانک	Bank	۱۲/۶	۱/۶۳۱	۰/۳۸۷	۱/۲۴۰
بیمه	Insur	۱۴/۸	۱/۹۷۵	۰/۳۵۱	۰/۹۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



نمودار (۱). بازدهی صنایع بورسی طی دوره ۱ مهر ۱۳۸۸ تا ۳۱ شهریور ۱۴۰۲

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۲). همبستگی تلاطمات بازده شاخص‌های صنایع بزرگ بورسی

نام صنعت	فراورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین‌آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه
فراورده‌های نفتی	۱																			
شیمیایی	۰/۳۳۲	۱																		
فلزات اساسی	۰/۳۶۲	۰/۳۵۸	۱																	
کانه فلزی	۰/۴۷۳	۰/۴۶۳	۰/۳۴۰	۱																
کانه غیر فلزی	۰/۲۳۳	۰/۲۳۳	۰/۲۲۴	۰/۳۴۰	۱															
حمل و نقل	۰/۱۴۹	۰/۲۳۷	۰/۱۴۶	۰/۲۲۴	۰/۱۴۶	۱														
سیمان	۰/۲۴۵	۰/۱۷۷	۰/۱۵۴	۰/۲۰۵	۰/۱۷۸	۰/۱۹۲	۱													
سرامیک	۰/۱۴۰	۰/۱۹۶	۰/۱۹۶	۰/۲۰۶	۰/۱۹۶	۰/۲۳۱	۰/۱۸۰	۱												
محصولات فلزی	۰/۲۰۵	۰/۱۷۸	۰/۲۰۵	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۱۸۱	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۱											
محصولات برقی	۰/۲۱۵	۰/۲۰۴	۰/۲۱۵	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۱۲	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۱										
خودرو	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۰/۲۳۲	۱									
لاستیک	۰/۲۱۲	۰/۲۲۱	۰/۲۱۲	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۱۲	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۳۱	۱								
ماشین‌آلات خانگی	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۱۲	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۱۲	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۲۱	۰/۲۳۱	۰/۲۳۱	۱							
املاک	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۱۵	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۱۵	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۳۱	۰/۲۳۱	۰/۲۳۱	۱						
صنایع غذایی	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۰	۰/۱۹۲	۰/۱۹۲	۰/۱۹۲	۰/۱۹۲	۱					
زراعت	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۰/۱۳۴	۱				
قند و شکر	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۱			
دارو	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۰/۱۷۲	۱		
بانک	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۱	
بیمه	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۰/۲۰۶	۱

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه
کانه‌های فلزی	۰/۳۰۵	۰/۲۴۰	۰/۴۷۳	۱	۰/۲۱۶	۰/۱۲۹	۰/۲۱۲	۰/۱۵۱	۰/۱۸۵	۰/۱۹۳	۰/۲۱۲	۰/۱۹۰	۰/۱۷۷	۰/۱۸۰	۰/۱۹۲	۰/۱۲۱	۰/۱۱۰	۰/۱۶۶	۰/۲۴۱	۰/۱۸۵
کانه‌های غیر فلزی	۰/۲۲۶	۰/۲۲۴	۰/۲۳۳	۰/۲۱۶	۱	۰/۱۶۸	۰/۳۲۲	۰/۲۹۷	۰/۳۰۹	۰/۳۰۶	۰/۲۹۱	۰/۲۹۸	۰/۳۳۷	۰/۳۴۲	۰/۳۲۴	۰/۲۲۹	۰/۲۳۴	۰/۲۵۵	۰/۲۷۲	۰/۲۸۵
حمل و نقل	۰/۱۳۸	۰/۱۴۶	۰/۱۴۹	۰/۱۲۹	۰/۱۶۸	۱	۰/۱۶۴	۰/۰۹۸	۰/۱۴۶	۰/۱۴۱	۰/۱۷۱	۰/۱۳۸	۰/۱۸۳	۰/۱۸۳	۰/۱۶۲	۰/۰۹۶	۰/۰۹۳	۰/۱۲۶	۰/۱۷۶	۰/۱۴۱
سیمان	۰/۲۳۲	۰/۲۲۷	۰/۲۴۵	۰/۲۱۲	۰/۳۲۲	۱	۰/۱۶۴	۰/۲۸۶	۰/۲۶۰	۰/۲۵۹	۰/۲۷۲	۰/۲۹۶	۰/۳۳۳	۰/۳۶۳	۰/۳۲۸	۰/۲۱۹	۰/۲۳۰	۰/۲۹۴	۰/۲۵۹	۰/۲۹۰
سرامیک	۰/۱۴۰	۰/۱۵۴	۰/۱۷۷	۰/۱۵۱	۰/۲۹۷	۰/۰۹۸	۰/۲۸۶	۱	۰/۲۳۹	۰/۲۳۱	۰/۱۹۲	۰/۲۳۸	۰/۲۶۲	۰/۲۷۵	۰/۲۵۲	۰/۱۷۲	۰/۲۰۳	۰/۲۱۷	۰/۱۷۷	۰/۲۱۵
محصولات فلزی	۰/۲۰۶	۰/۲۰۵	۰/۳۱۵	۰/۱۸۵	۰/۳۰۹	۰/۱۴۶	۰/۲۶۰	۰/۲۳۹	۱	۰/۲۹۴	۰/۲۹۸	۰/۲۴۶	۰/۲۸۳	۰/۲۹۷	۰/۲۶۰	۰/۱۸۸	۰/۱۹۸	۰/۲۱۱	۰/۲۴۷	۰/۲۶۵
محصولات برقی	۰/۱۹۶	۰/۱۷۸	۰/۳۰۴	۰/۱۹۳	۰/۳۰۶	۰/۱۴۱	۰/۲۵۹	۰/۲۳۱	۰/۲۹۴	۱	۰/۳۰۴	۰/۲۴۲	۰/۲۷۵	۰/۲۸۶	۰/۲۸۳	۰/۱۸۴	۰/۱۷۷	۰/۲۳۸	۰/۲۷۳	۰/۲۷۵
خودرو	۰/۲۳۱	۰/۱۹۲	۰/۲۳۲	۰/۲۱۲	۰/۲۹۱	۰/۱۷۱	۰/۲۷۲	۰/۱۹۲	۰/۲۹۸	۰/۳۰۴	۱	۰/۲۶۵	۰/۳۰۱	۰/۳۱۴	۰/۲۷۱	۰/۱۸۱	۰/۱۷۴	۰/۲۳۴	۰/۲۷۸	۰/۲۷۸
لاستیک	۰/۱۸۰	۰/۱۸۱	۰/۳۱۲	۰/۱۹۰	۰/۲۹۸	۰/۱۳۸	۰/۲۹۶	۰/۳۲۸	۰/۲۴۶	۰/۲۴۲	۰/۲۶۵	۱	۰/۲۹۳	۰/۲۸۹	۰/۱۹۴	۰/۱۹۶	۰/۲۴۲	۰/۲۴۲	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰
ماشین آلات خانگی	۰/۲۰۱	۰/۲۰۶	۰/۲۲۱	۰/۱۷۷	۰/۳۲۷	۰/۱۸۳	۰/۳۲۲	۰/۲۶۲	۰/۲۸۳	۰/۲۷۵	۰/۳۰۱	۰/۲۹۳	۱	۰/۳۴۲	۰/۳۰۵	۰/۱۹۷	۰/۲۲۶	۰/۲۴۴	۰/۲۵۴	۰/۲۷۹
املاک	۰/۲۰۷	۰/۲۰۶	۰/۲۲۰	۰/۱۸۰	۰/۳۴۲	۰/۱۸۳	۰/۳۶۲	۰/۲۷۵	۰/۲۹۷	۰/۲۸۶	۰/۳۱۴	۰/۲۸۹	۰/۳۴۳	۱	۰/۳۲۸	۰/۲۰۶	۰/۲۲۸	۰/۲۷۱	۰/۲۸۶	۰/۲۸۶
صنایع غذایی	۰/۱۹۲	۰/۱۹۰	۰/۲۱۵	۰/۱۹۲	۰/۳۴۲	۰/۱۶۲	۰/۳۲۸	۰/۲۵۲	۰/۲۶۰	۰/۲۸۳	۰/۲۷۱	۰/۲۸۹	۰/۳۰۵	۰/۳۲۹	۱	۰/۲۴۲	۰/۲۴۲	۰/۲۹۶	۰/۲۷۷	۰/۲۸۰
زراعت	۰/۱۳۷	۰/۱۳۴	۰/۱۳۳	۰/۱۲۱	۰/۲۲۹	۰/۰۹۶	۰/۲۱۹	۰/۱۷۲	۰/۱۸۸	۰/۱۸۴	۰/۱۸۱	۰/۱۹۴	۰/۱۹۷	۰/۲۰۶	۰/۲۴۲	۱	۰/۱۷۵	۰/۱۷۴	۰/۱۴۹	۰/۱۴۹
قند و شکر	۰/۱۰۵	۰/۱۲۷	۰/۱۱۹	۰/۱۱۰	۰/۲۳۴	۰/۰۹۳	۰/۲۳۰	۰/۲۰۳	۰/۱۹۸	۰/۱۷۷	۰/۱۷۴	۰/۱۹۶	۰/۲۲۶	۰/۲۲۸	۰/۲۲۲	۰/۱۷۵	۱	۰/۱۸۴	۰/۱۸۴	۰/۱۸۰
محصولات دارویی	۰/۱۷۲	۰/۱۸۲	۰/۱۸۱	۰/۱۶۶	۰/۲۵۵	۰/۱۳۶	۰/۲۹۴	۰/۲۱۷	۰/۲۱۱	۰/۲۳۸	۰/۲۳۴	۰/۲۴۴	۰/۲۷۱	۰/۲۴۴	۰/۲۹۶	۰/۱۷۴	۱	۰/۲۷۰	۰/۲۷۰	۰/۲۷۰
بانک	۰/۲۲۳	۰/۲۲۵	۰/۲۷۴	۰/۲۴۱	۰/۲۷۲	۰/۱۷۶	۰/۲۵۹	۰/۱۷۷	۰/۲۴۷	۰/۲۷۳	۰/۳۶۶	۰/۲۳۴	۰/۲۵۴	۰/۳۰۰	۰/۲۷۷	۰/۱۴۹	۰/۱۵۱	۰/۲۷۰	۰/۳۰۸	۰/۳۰۸
بیمه	۰/۲۰۸	۰/۱۸۹	۰/۲۰۶	۰/۱۸۵	۰/۲۸۵	۰/۱۴۱	۰/۲۹۰	۰/۲۱۵	۰/۲۶۵	۰/۲۷۵	۰/۲۷۸	۰/۲۵۰	۰/۲۷۹	۰/۲۸۶	۰/۲۸۰	۰/۱۹۱	۰/۱۸۰	۰/۲۴۷	۰/۳۰۸	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۴. برآورد شاخص‌های سرریز در چارچوب تحلیل فرکانس

برآورد سرریز تلاطمات با استفاده از مدل TVP-VAR و محاسبه معیارهای مختلف سرریز در صنایع مختلف بورسی، مستلزم انتخاب وقفه بهینه برای برآورد مدل TVP-VAR است. وقفه پیشنهادی در معیارهای HQ و SC که رویکرد صرفه‌جویانه در گزینش وقفه بهینه دارند، یک وقفه است، در حالی که معیارهای AIC و FPE، ۳ وقفه بهینه را پیشنهاد می‌کنند. با عنایت به این که تعداد داده‌های به کار گرفته شده در این مقاله با به اندازه کافی بزرگ است (۳۳۷۰ مشاهده)، لذا ۳ وقفه با لحاظ روند انتخاب است تا از بروز ارباب حذف متغیر مهم ممانعت گردد.

در ادامه نتایج و یافته‌های مهم با تمرکز بر نتایج پویا ارائه می‌شوند که از چارچوب تجربی مبتنی بر تلفیق مطالعات دیبولد و ویلماز (۲۰۱۲، ۲۰۱۴)، کوپ و کوبلیس (۲۰۱۴)، بارانیک و کرهلیک (۲۰۱۸) و آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۰) استخراج شده‌اند. شایان ذکر است، اساس یافته‌ها روی یک مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان تعمیم‌یافته استوار است که از آن برای تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته استفاده شده است که به نوبه خود، مبنای برآورد معیارهای اتصالات برای سه بازه فرکانس کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت قرار گرفته است.

۴-۱. میانگین اتصالات کل (TCI) و تجزیه آن‌ها در چارچوب فرکانس‌های مختلف

ارائه یافته‌ها با نتایج میانگین شاخص اتصالات کل آغاز می‌شوند که مقادیر آن در جدول (۳) درج شده است. این نتایج با کل دوره نمونه مورد بررسی مطابقت دارد و تأثیر پویایی‌های رویدادهایی که در مقاطع خاصی از زمان رخ داده‌اند، در نظر گرفته نشده است. در جدول (۴)، مقادیر اتصالات کل در فرکانس کوتاه‌مدت (۱ تا ۴ روز) درج شده است در حالی که ارقام مندرج در جدول (۵)، مقادیر اتصالات کل در فرکانس میان‌مدت (۴ تا ۱۰ روز) و جدول (۶) ارقام اتصالات کل در فرکانس بلندمدت (بیش از ۱۰ روز) را نشان می‌دهد.

شایان ذکر است، ارقام مندرج در قطر اصلی جداول (۳) تا (۶) مرتبط با شوک‌های مختص هر صنعت است و تمامی عناصر خارج از قطر اصلی بیانگر تعاملات بین صنایع مورد بررسی در شبکه بازار سهام می‌باشند. برای نمونه ۴۰/۳۰ درصد تلاطمات بازده بخش فرآورده‌های نفتی متعلق به شوک‌های مختص خودش است (تقاطع سطر اول-ستون اول جدول ۳) و با تجزیه آن به سه فرکانس کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ارقام ۲۲/۵۲، ۱۰/۲۸ و ۷/۵۰ حاصل می‌شود (تقاطع سطر و ستون اول جداول ۴، ۵ و ۶). این در حالی است که ۵۹/۷۰ درصد باقیمانده از تلاطمات بازده بخش فرآورده‌های نفتی مرتبط با تعاملات صنعت مذکور با سایر صنایع بورسی است. یافته‌ها حاکی از آن است که:

یک- مقدار متوسط شاخص اتصالات کل برای دوره مورد بررسی، ۵۸/۵۷ درصد است که به سه رقم ۲۵/۱۵، ۱۷/۲۲ و ۱۶/۱۹ تجزیه می‌شود که به ترتیب بیانگر فرکانس‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت است. بنابراین ۵۸/۵۷ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی در هر یک از متغیرهای شبکه را می‌توان به تغییرات بین‌بخشی در شبکه صنایع بورسی نسبت داد که دلالت بر هم‌حرکتی نسبتاً شدید متغیرها دارد و نمی‌توان پتانسیل سرایت تلاطمات درون شبکه (ریسک سیستمی) را در بازار سهام ایران نادیده گرفت. ۴۱/۴۳ درصد باقیمانده را نیز می‌توان به عنوان جزء منبعث از تلاطمات خاص هر صنعت در نظر گرفت.

دو- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، امکان تفکیک صنایع مورد بررسی در این شبکه به انتقال‌دهندگان (ارقام مثبت در سطر Net) و دریافت‌کنندگان (ارقام منفی در سطر Net) خالص تلاطمات را فراهم می‌سازد. یافته‌ها نشان می‌دهد که کانه‌های غیرفلزی، املاک و فلزات اساسی، بزرگترین انتقال‌دهندگان تلاطمات در بازار سهام ایران محسوب می‌شوند. پس از آن صنایع غذایی، سیمان، خودرو، ماشین‌آلات خانگی، محصولات فلزی، بیمه و بانک در رده‌های بعدی انتقال‌دهندگان شوک‌ها قرار می‌گیرند. در مقابل، بخش‌های قند و شکر، حمل و نقل، فرآورده‌های نفتی، زراعت، سرامیک، شیمیایی، لاستیک، کانه‌های فلزی، دارو و محصولات برقی به ترتیب در رده‌های نخست تا دهم دریافت‌کنندگان خالص شوک‌ها قرار می‌گیرند. تحلیل فرکانس در سه بازه زمانی مختلف (سطر Net در جداول ۴ تا ۶) بیانگر آن است که فرآیند انتقال و دریافت تلاطمات در عموم صنایع به سرعت انجام می‌شود به طوری که بیش از ۷۰ درصد تلاطمات شبکه در بازه زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت (یعنی حداکثر تا ۱۰ روز کاری) انتقال می‌یابد و حدود ۳۰ درصد انتقال تلاطمات در فرکانس بلندمدت (بیش از ۱۰ روز کاری) رخ می‌دهد.

سه- با توجه به ارقام مندرج در قطر اصلی جدول (۳)، بالاترین ریسک‌های مختص به صنعت در سه بخش حمل و نقل (۶۳/۶۷ درصد)، زراعت (۵۵/۸۵ درصد) و قند و شکر (۵۱/۴۳ درصد) مشاهده می‌شود به طوری که

بیش از نیمی از تلاطمات بازده تجربه شده توسط این صنایع، مربوط به ریسک‌های خودشان است. در سر دیگر طیف، سه صنعت فلزات اساسی (۳۴/۲۷ درصد)، کانه‌های غیرفلزی (۳۴/۷۶ درصد) و خودرو (۳۴/۸۳ درصد) قرار دارند که حدود یک‌سوم از تلاطم آن‌ها منبعث از ریسک‌های خود صنایع است و ریسک‌های سیستمی، حدود دو-سوم از تلاطمات آن‌ها را توضیح می‌دهد.

چهار- اتصالات قوی دوطرفه‌ای بین ۴ صنعت بزرگ کامودیتی‌محور (فرآورده نفتی، صنایع شیمیایی، فلزات اساسی و کانه‌های فلزی) که بیش از ۶۰ درصد بازار سهام کشور را تشکیل می‌دهند وجود دارد. تلاطم تجربه شده هر یک از صنایع مذکور از سه صنعت دیگر به ترتیب ۱۹/۹۷، ۲۰/۳۹، ۲۵/۲۱ و ۲۷/۵۰ درصد است. همچنین ۳ بخش داخلی مشتمل بر خودرو، بانک و املاک نیز اتصالات دوسویه و قوی را تجربه می‌کنند و اتصالات هر یک از صنایع مذکور با دو صنعت دیگر به ترتیب ۱۰/۸۴، ۱۱/۵۱ و ۹/۱۴ درصد است.

پنج- ضعیف‌ترین اتصالات در شبکه سهام کشور طی دوره مورد بررسی به بخش حمل و نقل اختصاص دارد. ارقام مندرج در سطر حمل و نقل نشان می‌دهند که سهم ۱۹ صنعت از تلاطمات بخش حمل و نقل بسیار اندک بوده و مجموعاً ۳۶/۳۳ درصد است. همچنین مقادیر ستون حمل و نقل بیانگر آن است که بخش مذکور، سهم بسیار اندکی در انتقال تلاطمات به سایر صنایع داشته و مقدار آن در مجموع، ۲۵/۳۲ درصد است. این مشاهده دلالت بر آن دارد که ریسک سیستمی در بازار سهام، تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر نوسانات بازده سهام بخش حمل و نقل ندارد و تلاطمات بازده این بخش، منبعث از شوک‌های وارده به خودش می‌باشد.

جدول (۳). میانگین اتصالات کل تلاطمات بازده صنایع بورسی در کل دوره مورد بررسی

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیرفلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین‌آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	نیمه	مجموع سرریزهای دریافت شده از سایر صنایع (FROM)
فرآورده نفتی	۴۰/۳۰	۶/۴۹	۷/۸۰	۵/۶۸	۳/۳۸	۱/۱۰	۳/۰۹	۱/۴۸	۳/۰۶	۲/۵۴	۳/۳۳	۱/۹۹	۲/۷۷	۲/۷۵	۲/۶۹	۱/۳۹	۱/۱۳	۲/۳۷	۳/۳۵	۳/۳۲	۵۹/۷۰
شیمیایی	۶/۰۹	۴۰/۱۸	۷/۶۶	۶/۶۴	۳/۱۱	۱/۵۵	۳/۲۹	۱/۶۹	۳/۲۹	۲/۰۵	۲/۷۸	۱/۸۵	۳/۱۱	۲/۹۹	۲/۴۶	۱/۱۶	۱/۱۷	۲/۴۵	۳/۳۸	۳/۱۳	۵۹/۸۲
فلزات اساسی	۶/۱۴	۶/۵۴	۳۴/۲۷	۱۲/۵۳	۳/۰۲	۱/۲۶	۳/۰۷	۱/۹۳	۳/۰۸	۲/۵۱	۳/۴۴	۲/۵۶	۳/۰۶	۲/۷۴	۲/۷۱	۱/۲۶	۱/۲۲	۳/۹۷	۲/۵۸	۲/۵۸	۶۵/۷۳
کانه‌های فلزی	۶/۴۵	۶/۱۴	۱۴/۹۱	۳۸/۱۴	۳/۸۷	۱/۳۱	۲/۶۴	۱/۸۲	۲/۶۵	۲/۵۴	۲/۷۸	۲/۹۱	۲/۵۲	۱/۹۳	۲/۳۸	۱/۲۵	۱/۱۴	۳/۱۹	۲/۱۴	۲/۱۴	۶۱/۸۶
کانه‌های غیرفلزی	۲/۶۰	۲/۶۲	۲/۹۷	۲/۴۰	۳۴/۷۶	۱/۴۷	۴/۵۳	۳/۸۹	۴/۴۷	۳/۵۴	۳/۹۷	۳/۶۹	۵/۱۰	۴/۸۵	۴/۳۰	۲/۲۳	۲/۴۳	۲/۸۹	۳/۴۰	۳/۴۰	۶۵/۳۴
حمل و نقل	۲/۰۵	۱/۷۹	۱/۷۰	۱/۳۵	۲/۴۵	۶۳/۶۷	۱/۸۸	۱/۱۶	۱/۸۹	۱/۵۶	۳/۰۲	۱/۳۸	۲/۵۶	۲/۶۶	۱/۹۲	۱/۰۷	۱/۱۷	۲/۱۴	۲/۵۹	۱/۹۵	۳۶/۳۳
سیمان	۲/۶۱	۲/۶۸	۳/۰۲	۲/۱۴	۴/۵۶	۱/۲۲	۳۶/۹۴	۳/۳۰	۲/۷۶	۳/۳۲	۳/۵۸	۴/۸۳	۵/۷۶	۴/۶۴	۲/۱۶	۲/۲۷	۴/۱۴	۲/۸۵	۳/۸۰	۳/۸۰	۶۳/۰۶
سرامیک	۱/۶۲	۱/۹۴	۳/۵۵	۱/۸۳	۵/۶۳	۰/۹۱	۴/۶۹	۴/۶۰	۴۴/۳۵	۳/۶۰	۲/۷۶	۲/۴۷	۳/۱۲	۳/۸۷	۴/۳۴	۳/۲۰	۲/۵۶	۳/۲۱	۱/۹۷	۳/۲۷	۵۵/۷۵
محصولات فلزی	۲/۶۰	۲/۶۴	۳/۰۶	۲/۲۷	۴/۹۲	۱/۲۲	۳/۰۴	۳۹/۹۴	۳/۹۵	۴/۸۶	۲/۷۰	۴/۰۱	۴/۱۸	۳/۵۷	۲/۵۱	۲/۰۱	۲/۶۱	۳/۲۳	۳/۲۳	۳/۶۷	۶۰/۰۶
محصولات برقی	۱/۹۱	۱/۸۵	۲/۳۸	۲/۶۱	۴/۵۷	۱/۰۹	۳/۲۸	۴/۸۵	۴/۸۰	۴۰/۲۶	۵/۲۹	۲/۷۷	۳/۴۷	۳/۵۰	۳/۷۱	۲/۳۶	۱/۸۵	۳/۰۹	۴/۳۸	۴	۵۹/۷۴
خودرو	۲/۵۳	۲/۱۷	۲/۷۰	۲/۷۸	۴/۲۶	۱/۴۴	۳/۲۸	۲/۱۶	۵/۱۸	۴/۱۸	۴/۷۱	۴/۸۳	۴/۷۸	۴/۴۶	۲/۱۸	۱/۷۲	۲/۸۵	۶/۳۸	۶/۳۸	۴/۰۵	۶۵/۱۷
لاستیک	۲/۰۳	۱/۹۶	۳/۰۷	۲/۵۳	۴/۶۳	۱/۱۲	۴/۲۲	۳/۱۱	۲/۶۰	۳/۵۸	۴/۲۰	۴/۴۵	۴/۴۵	۳/۹۱	۳/۹۹	۱/۹۰	۱/۹۷	۳/۱۳	۲/۸۰	۳/۲۴	۵۷/۹۷
ماشین‌آلات خانگی	۲/۳۹	۲/۳۴	۳/۰۸	۱/۷۵	۵/۰۱	۱/۷۰	۵/۰۶	۳/۱۴	۴/۰۳	۳/۳۱	۴/۴۵	۳/۹۵	۳۵/۶۲	۴/۹۶	۴/۲۶	۲/۰۸	۲/۷۴	۲/۹۳	۳/۱۳	۴/۰۸	۶۴/۳۸
املاک	۱/۹۴	۲/۲۱	۲/۵۷	۱/۴۲	۵	۱/۴۴	۵/۶۴	۳/۶۳	۳/۰۷	۴/۶۰	۲/۹۶	۴/۹۰	۳۶/۹۶	۴/۲۳	۱/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۸	۴/۵۴	۳/۹۴	۳/۹۴	۶۳/۰۴
صنایع غذایی	۲	۲/۰۴	۲/۵۹	۱/۹۲	۴/۷۴	۱/۴۵	۴/۷۴	۴/۱۲	۳/۰۹	۳/۱۲	۲/۸۳	۴/۷۴	۴/۷۴	۳/۲۹	۳/۶۷	۲/۶۹	۳/۳۸	۳/۴۶	۴/۰۳	۳/۴۴	۶۰
زراعت	۱/۳۷	۱/۳۸	۱/۶۶	۱/۴۴	۳/۵۰	۱/۴۰	۲/۵۸	۲/۷۷	۲/۵۲	۲/۵۸	۲/۴۲	۲/۴۱	۲/۵۹	۲/۹۴	۲/۵۴	۵۵/۸۵	۲/۵۰	۲/۲۳	۱/۹۲	۲/۴۰	۴۴/۱۵

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه	مجموع دریافت شده از سایر صنایع (FROM)
قند و شکر	۱/۴۸	۱/۵۷	۲/۳۷	۱/۵۳	۲/۷۵	۱/۲۷	۳/۰۵	۲/۹۶	۲/۹۱	۲/۶۵	۲/۹۵	۲/۲۷	۳/۲۳	۳/۳۳	۲/۷۲	۲/۴۶	۵/۱۴۳	۲/۷۴	۲/۰۷	۲/۴۷	۴۸/۵۷
دارو	۲/۰۲	۲/۳۷	۴/۳۰	۱/۹۰	۳/۵۰	۱/۴۰	۴/۳۷	۳/۰۲	۲/۰۵	۳/۳۱	۳/۵۵	۳/۱۳	۳/۳۱	۳/۵۹	۴/۹۵	۱/۸۶	۴۲/۶۴	۴/۱۸	۳/۶۴	۲/۶۴	۵۷/۳۶
بانک	۲/۴۹	۲/۹۹	۴/۳۰	۲/۷۲	۳/۸۶	۱/۶۳	۳/۰۹	۱/۶۳	۳/۴۴	۲/۷۵	۶/۸۴	۲/۷۳	۳/۴۴	۴/۶۷	۳/۵۴	۱/۷۶	۳/۶۹	۳/۶۹	۵/۴۸	۶۳/۴۳	
بیمه	۲/۲۰	۲/۲۲	۲/۸۳	۲/۸۳	۴/۲۰	۱/۳۵	۳/۹۵	۲/۶۲	۳/۷۰	۳/۷۰	۳/۹۵	۲/۹۶	۴/۱۵	۳/۸۰	۱/۹۹	۱/۸۵	۳/۱۷	۴/۹۶	۴/۰۴	۵۹/۹۶	
(TO)	۵۱/۶۳	۵۴/۰۲	۷۳/۹۰	۵۷/۲۸	۷۶/۹۳	۲۵/۳۲	۶۹/۴۹	۴۸/۸۶	۶۵/۸۰	۵۷/۱۳	۷۱/۳۰	۵۲/۶۱	۷۰/۲۵	۷۲/۴۴	۶۷/۲۷	۳۵/۷۵	۵۴/۱۹	۶۶/۲۹	۶۴/۴۹	۱۱۷/۳۲	
(NET)	-۸/۰۷	-۵/۷۹	۸/۱۷	-۴/۵۷	-۱۱/۰۱	۱۱/۶۸	۶/۴۳	-۶/۸۹	۵/۷۵	-۳/۶۲	۶/۱۳	-۵/۳۶	۵/۸۷	۹/۴۰	۷/۲۷	-۷/۷۶	-۱۲/۸۵	-۳/۱۷	۲/۸۷	۴/۵۳	۵۸/۵۷
NPDC	۴	۶	۱۳	۹	۱۸	۲	۱۵	۴	۱۶	۷	۱۳	۶	۱۴	۱۷	۱۴	۱	۷	۱۱	۱۲		

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۴). متوسط اتصالات کل تلاطمات بازده صنایع بورسی در فرکانس ۱ تا ۴ روز

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه	مجموع
دریافت شده از سایر صنایع (FROM)	بیمه	بانک	دارو	قند و شکر	زراعت	صنایع غذایی	املاک	ماشین آلات خانگی	لاستیک	خودرو	محصولات برقی	محصولات فلزی	سرامیک	سیمان	حمل و نقل	کانه غیر فلزی	کانه فلزی	فلزات اساسی	شیمیایی	فرآورده نفتی	مجموع
فرآورده نفتی	۲۲/۵۲	۲۰/۰۳	۳/۵۶	۲/۹۱	۲/۷۵	۱/۷۳	۰/۴۲	۱/۲۳	۰/۷۳	۱/۴۴	۱/۲۳	۱/۳۸	۰/۸۵	۱/۱۷	۱/۳۱	۱/۱۷	۰/۶۹	۰/۵۵	۰/۸۳	۱/۴۳	۲۶/۹۶
شیمیایی	۲/۷۷	۲۰/۸۷	۳/۵۶	۲/۹۱	۲/۷۵	۱/۷۳	۰/۴۲	۱/۲۳	۰/۷۳	۱/۴۴	۱/۲۳	۱/۳۸	۰/۸۵	۱/۱۷	۱/۳۱	۱/۱۷	۰/۶۹	۰/۵۵	۰/۸۳	۱/۴۳	۲۶/۹۶
فلزات اساسی	۳/۰۸	۳/۲۱	۱۹/۱۲	۶/۴۳	۱/۵۳	۰/۴۶	۱/۲۹	۰/۹۰	۱/۵۱	۱/۲۰	۱/۵۲	۱/۱۳	۱/۴۷	۱/۳۱	۱/۱۷	۰/۶۵	۰/۵۲	۰/۷۹	۰/۸۶	۱/۲۳	۲۶/۹۶
کانه‌های فلزی	۲/۵۴	۲/۸۴	۶/۹۳	۲/۸۴	۲/۸۴	۱/۶۳	۰/۳۵	۰/۹۸	۰/۷۱	۱/۱۵	۱/۱۷	۱/۲۴	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۵۷	۰/۴۵	۰/۶۵	۰/۸۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
کانه‌های غیر فلزی	۱/۲۷	۱/۲۷	۱/۳۵	۱/۳۵	۲/۰۱	۰/۵۳	۱/۷۷	۱/۶۹	۲/۰۱	۱/۷۰	۱/۸۴	۱/۵۹	۲/۳۶	۲/۳۶	۱/۶۵	۱/۰۳	۰/۴۸	۰/۶۹	۰/۸۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
حمل و نقل	۰/۸۳	۰/۸۳	۱/۷۹	۰/۶۹	۱/۰۳	۰/۶۹	۳/۱۳۷	۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۶۵	۱/۱۳	۰/۶۱	۱/۰۸	۰/۶۱	۰/۶۶	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۶۹	۰/۸۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
سیمان	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۱۷	۱/۱۷	۰/۸۴	۰/۴۲	۱۸/۹۵	۱/۳۷	۱/۳۳	۱/۱۹	۱/۲۹	۱/۳۵	۱/۹۸	۲/۴۲	۱/۵۸	۰/۸۴	۰/۸۴	۱/۱۵	۱/۱۷	۱/۲۳	۲۶/۹۶
سرامیک	۰/۷۵	۰/۷۵	۱/۱۴	۱/۱۴	۰/۷۷	۰/۲۴	۲۴/۴۴	۱/۸۴	۲۴/۴۴	۱/۲۳	۰/۹۶	۱/۳۰	۱/۶۶	۱/۷۸	۱/۲۶	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۷۹	۱/۲۳	۲۶/۹۶
محصولات فلزی	۱/۳۸	۱/۳۸	۱/۵۶	۱/۷۱	۱/۱۷	۰/۴۷	۱/۵۶	۱/۳۷	۲۳/۳۵	۲/۲۸	۲/۸۶	۱/۳۹	۲/۰۸	۲/۱۲	۱/۵۴	۱/۱۲	۰/۹۵	۱/۰۹	۱/۹۰	۱/۲۳	۲۶/۹۶
محصولات برقی	۱/۰۱	۰/۹۴	۱/۲۵	۱/۲۵	۱/۲۷	۱/۹۵	۰/۳۴	۱/۳۵	۱/۱۰	۲/۰۱	۲۳/۵۶	۲/۳۲	۱/۵۴	۱/۶۰	۱/۵۵	۱/۰۶	۰/۸۴	۱/۱۴	۱/۹۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
خودرو	۱/۲۵	۱/۲۵	۱/۰۷	۱/۵۶	۱/۱۶	۰/۵۳	۰/۹۲	۰/۹۲	۲/۳۲	۲/۳۲	۲۰	۲/۳۲	۲/۵۷	۱/۲۳	۱/۵۴	۲/۳۲	۱/۶۵	۱/۱۱	۳/۱۸	۱/۲۳	۲۶/۹۶
لاستیک	۰/۸۹	۰/۸۹	۱/۳۹	۱/۳۹	۱/۰۹	۰/۳۷	۱/۹۷	۱/۹۷	۱/۵۵	۱/۱۶	۱/۵۲	۱/۲۳	۲/۶۷	۱/۶۱	۱/۷۵	۱/۶۵	۰/۸۹	۱/۰۷	۱/۲۵	۱/۲۳	۲۶/۹۶
ماشین آلات خانگی	۱/۰۳	۱	۱/۳۴	۱/۳۴	۰/۷۳	۲/۲۶	۱/۲۷	۱/۲۷	۱/۶۴	۱/۳۲	۱/۹۴	۱/۵۶	۲/۰۱	۲/۲۰	۱/۵۱	۰/۸۰	۱/۰۷	۱/۴۷	۱/۷۱	۱/۲۳	۲۶/۹۶
املاک	۱/۰۲	۱/۲۴	۱/۲۱	۱/۲۱	۰/۷۴	۲/۲۹	۰/۴۳	۲/۵۲	۱/۵۶	۱/۸۴	۱/۴۵	۲/۱۱	۱/۴۲	۲/۴۴	۲/۳۷	۱/۸۸	۱/۰۷	۲/۱۲	۱/۵۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
صنایع غذایی	۰/۸۸	۰/۹۰	۱/۱۴	۱/۱۴	۰/۸۱	۱/۸۰	۰/۴۳	۱/۵۸	۱/۰۷	۱/۳۳	۱/۳۳	۱/۴۱	۱/۳۰	۱/۹۲	۱/۸۸	۱/۱۹	۱/۰۱	۱/۱۷	۱/۵۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
زراعت	۰/۷۷	۰/۷۱	۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۷۹	۱/۵۷	۰/۴۴	۱/۲۵	۱/۰۹	۱/۵۴	۱/۲۳	۱/۲۳	۱/۱۷	۱/۲۳	۱/۲۳	۱/۲۳	۱/۱۱	۰/۸۸	۱/۲۳	۱/۲۳	۲۶/۹۶
قند و شکر	۰/۶۷	۰/۵۴	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۵۵	۱/۳۴	۰/۳۳	۱/۰۳	۱/۰۹	۱/۰۶	۰/۹۹	۱/۱۵	۰/۸۹	۱/۴۷	۱/۳۴	۱/۲۴	۰/۸۹	۰/۷۰	۰/۷۷	۱/۲۳	۲۶/۹۶
دارو	۰/۶۳	۰/۷۳	۰/۸۰	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۳۵	۱/۳۱	۰/۸۴	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۹۶	۱/۱۴	۱/۳۴	۰/۶۶	۰/۵۹	۱/۲۵	۱/۲۵	۱/۲۳	۲۶/۹۶
بانک	۱/۲۳	۱/۳۶	۲/۰۹	۱/۲۸	۱/۸۵	۰/۵۴	۱/۲۹	۱/۷۳	۱/۶۲	۱/۲۶	۳/۱۰	۱/۱۷	۱/۶۰	۲/۳۳	۱/۵۹	۰/۷۴	۰/۶۴	۲/۲۵	۲/۲۵	۱/۲۳	۲۶/۹۶
بیمه	۱/۰۴	۱/۳۶	۱/۱۹	۱/۱۳	۱/۱۱	۱/۷۱	۱/۵۷	۱/۰۶	۱/۶۱	۱/۵۸	۱/۶۶	۱/۲۰	۱/۷۵	۱/۷۶	۱/۴۵	۰/۸۳	۰/۷۹	۲/۲۵	۲/۲۵	۱/۲۳	۲۶/۹۶
(TO)	۲۴/۰۹	۲۵/۲۶	۳۳/۷۹	۳۶/۴۸	۳۳/۳۶	۳۳/۳۶	۸/۰۹	۱۹/۹۴	۲۹	۲۶/۰۸	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰	۳۳/۸۰
(NET)	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	۲۵/۱۵
NPDC	۵	۶	۱۳	۹	۱۸	۰	۱۷	۳	۶	۹	۹	۴	۱۸	۱۶	۱	۳	۱۱	۱۳	۱۱	۱۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۵). متوسط اتصالات کل تلاطمات بازده صنایع بورسی در فرکانس ۴ تا ۱۰ روز

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه	مجموع سرریزهای دریافت شده از سایر صنایع (FROM)
فرآورده نفتی	۱۰/۲۸	۱/۹۱	۲/۳۰	۱/۶۰	۰/۸۹	۰/۳۲	۰/۹۰	۰/۴۰	۰/۸۶	۰/۷۲	۱/۰۱	۰/۵۷	۰/۸۳	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۳۹	۰/۳۰	۰/۷۴	۱/۰۳	۱/۰۴	۱۷/۳۴
شیمیایی	۱/۸۶	۱۱/۰۲	۲/۲۷	۲/۰۶	۰/۸۴	۰/۴۷	۱/۰۳	۰/۴۸	۱/۰۱	۰/۶۰	۰/۸۵	۰/۵۳	۱	۰/۸۶	۰/۷۳	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۷۷	۱	۱/۰۱	۱۸/۰۴
فلزات اساسی	۱/۷۰	۱/۸۴	۸/۷۵	۳/۴۷	۰/۸۱	۰/۳۸	۰/۹۲	۰/۵۴	۰/۸۴	۰/۷۲	۱	۰/۷۶	۰/۸۴	۰/۷۷	۰/۸۰	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۶۳	۱/۰۶	۰/۷۰	۱۸/۴۹
کانه‌های فلزی	۱/۶۰	۱/۸۰	۴/۴۷	۱۰/۲۷	۰/۸۸	۰/۴۳	۰/۸۴	۰/۵۸	۰/۷۹	۰/۷۴	۰/۷۹	۰/۶۴	۰/۸۰	۰/۵۶	۰/۷۰	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۶۵	۰/۹۷	۰/۶۳	۱۸/۵۹
کانه‌های غیر فلزی	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۸۵	۰/۷۰	۰/۳۸	۰/۴۷	۱/۳۹	۱/۱۴	۱/۲۹	۰/۹۷	۱/۰۹	۱/۰۸	۱/۴۲	۱/۳۳	۱/۳۲	۰/۶۵	۰/۷۲	۰/۹۱	۰/۸۹	۱/۱۷	۱۸/۷۸
حمل و نقل	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۳۶	۱۷/۴۵	۰/۵۱	۰/۳۵	۰/۴۷	۰/۸۷	۰/۴۷	۰/۸۷	۰/۴۰	۰/۷۷	۰/۷۶	۰/۵۶	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۵۱	۰/۵۶	۱۰/۵۶
سیمان	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۹۲	۰/۶۴	۱/۳۶	۰/۳۷	۹/۷۴	۱/۰۲	۰/۹۹	۰/۸۰	۰/۹۸	۱/۱۰	۱/۴۴	۱/۷۲	۱/۴۵	۱/۶۸	۰/۷۱	۱/۳۳	۱/۸۲	۱/۱۵	۱۹/۰۴
سرامیک	۰/۴۵	۰/۵۵	۰/۷۱	۰/۵۴	۱/۷۴	۰/۳۱	۱/۴۲	۱/۲۸	۱/۰۷	۰/۷۹	۰/۷۳	۰/۹۵	۱/۱۳	۱/۳۶	۰/۹۹	۰/۶۸	۰/۷۸	۱	۰/۶۰	۱	۱۶/۶۷
محصولات فلزی	۰/۶۸	۰/۶۲	۰/۷۶	۰/۶۲	۱/۳۹	۰/۳۶	۰/۷۸	۰/۹۱	۹/۹۰	۰/۹۵	۱/۱۱	۰/۷۰	۱/۰۵	۱/۱۱	۱/۰۷	۰/۷۹	۰/۵۸	۰/۷۷	۰/۷۵	۱/۰۱	۱۶
محصولات برقی	۰/۵۰	۰/۵۱	۰/۶۲	۰/۷۶	۱/۳۵	۰/۳۵	۰/۹۹	۰/۸۸	۱/۴۹	۹/۸۸	۱/۵۸	۰/۸۵	۱	۱	۱/۱۱	۰/۵۴	۰/۹۴	۱/۳۳	۱/۲۲	۱/۷۶	۱۷/۷۶
خودرو	۰/۶۸	۰/۶۰	۱/۱۶	۰/۸۸	۱/۱۱	۰/۴۳	۰/۹۱	۰/۶۵	۱/۴۵	۱/۳۰	۸/۵۸	۰/۸۲	۱/۳۳	۱/۳۳	۱/۳۳	۰/۹۳	۰/۵۰	۰/۸۶	۱/۲۳	۱/۲۳	۱۸/۲۸
لاستیک	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۸۷	۰/۷۶	۱/۳۹	۰/۳۵	۱/۳۶	۱/۰۱	۰/۹۸	۰/۸۲	۱	۰/۸۲	۱/۱۰	۱/۲۷	۱/۳۷	۱/۲۰	۱/۳۱	۰/۸۱	۰/۹۵	۱/۲۴	۱۷/۲۴
ماشین آلات خانگی	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۹۱	۰/۵۳	۱/۴۴	۰/۵۴	۱/۵۵	۰/۹۶	۱/۲۳	۱/۰۴	۱/۲۷	۱/۲۲	۸/۸۵	۱/۴۶	۱/۳۷	۰/۶۷	۰/۸۶	۰/۹۶	۰/۸۵	۱/۲۵	۱۹/۵۴
املاک	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۷۱	۰/۳۷	۱/۳۶	۰/۴۶	۱/۰۷	۰/۹۹	۰/۸۵	۱/۲۹	۰/۸۱	۱/۳۰	۹/۵۵	۱/۲۵	۰/۵۵	۰/۶۵	۰/۹۰	۱/۲۵	۱/۵۵	۱/۵۹	۱۷/۵۹
صنایع غذایی	۰/۵۷	۰/۵۹	۰/۷۳	۰/۵۷	۱/۴۸	۰/۴۸	۱/۵۳	۰/۸۸	۰/۹۳	۰/۹۱	۱/۱۳	۱/۰۱	۱/۲۰	۱/۴۸	۱/۰۵۶	۰/۷۹	۰/۶۹	۱/۰۵	۱/۲۶	۱/۰۵	۱۸/۱۵
زراعت	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۴۳	۰/۳۷	۱/۰۱	۰/۴۶	۰/۶۸	۰/۷۴	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۷۱	۰/۸۴	۰/۹۶	۱۳/۵۸	۰/۷۳	۰/۶۶	۰/۵۰	۰/۶۴	۱۲/۰۶
قند و شکر	۰/۴۲	۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۴۹	۱/۲۲	۰/۴۴	۱/۰۱	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۸۶	۱/۱۱	۱/۱۱	۱/۲۳	۱/۲۳	۱/۲۳	۱۳/۸۲	۰/۸۲	۰/۹۳	۰/۶۵	۰/۷۷	۱۵/۵۱
دارو	۰/۶۶	۰/۷۹	۰/۷۱	۰/۶۱	۱/۰۹	۰/۴۳	۱/۴۲	۰/۹۹	۰/۹۳	۱/۱۲	۱/۱۴	۰/۹۹	۱/۰۶	۱/۱۴	۱/۶۵	۰/۵۸	۰/۶۱	۱۲/۵۵	۱/۲۸	۱/۲۲	۱۸/۵۰
بانک	۰/۶۷	۰/۸۷	۱/۲۰	۰/۷۷	۱/۰۱	۰/۵۱	۰/۸۸	۰/۴۴	۰/۹۶	۱/۰۶	۲	۰/۸۱	۰/۹۶	۱/۲۵	۰/۹۷	۰/۵۲	۰/۳۸	۱/۰۷	۹/۴۵	۱/۲۳	۱۸/۰۲
بیمه	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۸۷	۰/۵۳	۱/۲۸	۰/۴۴	۱/۲۲	۰/۸۱	۱/۲۱	۱/۱۳	۱/۲۰	۰/۹۱	۱/۲۷	۱/۲۷	۱/۱۷	۰/۶۰	۰/۵۶	۰/۹۹	۱/۴۹	۱/۰۹۵	۱۸/۲۴
(TO)	۱۴/۷۱	۱۵/۳۹	۲۱/۴۸	۱۶/۶۴	۲۲/۴۱	۷/۹۸	۲۰/۹۶	۱۴/۷۵	۱۹/۳۱	۱۶/۴۵	۲۰/۵۷	۱۵/۵۵	۲۰/۳۳	۲۰/۸۱	۲۰/۸۱	۲۰/۸۱	۱۰/۵۹	۱۶/۷۸	۱۹/۱۱	۱۹/۴۷	۳۴۴/۴۸
(NET)	۲/۶۳	-۲/۶۴	-۱۵/۳۹	-۱/۹۵	۳/۶۳	-۲/۵۷	۱/۹۲	-۱/۹۲	-۱/۳۱	-۱/۳۱	۲/۳۱	-۱/۶۹	۱/۷۸	۳/۲۲	۲/۰۷	-۱/۰۷	-۴/۹۳	-۱/۲۲	۱/۰۹	۱/۲۳	۱۷/۲۲
NPDC	۴	۷	۱۴	۷	۱۷	۳	۱۶	۶	۱۵	۷	۱۲	۵	۱۲	۱۲	۱۶	۶	۰	۶	۱۱	۱۲	۱۷/۲۲

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۶). متوسط اتصالات کل تلاطمات بازده صنایع بورسی در فرکانس بیش از ۱۰ روز

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه	مجموع سرریزهای دریافت شده از سایر صنایع (FROM)
فرآورده نفتی	۷/۵۰	۱/۵۵	۱/۹۳	۱/۳۲	۱/۷۵	۰/۳۶	۰/۸۶	۰/۳۶	۰/۷۶	۰/۵۹	۰/۹۴	۰/۵۷	۰/۷۷	۰/۶۸	۰/۷۴	۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۸۰	۰/۹۰	۰/۹۴	۱۵/۴۰
شیمیایی	۱/۴۶	۸/۳۹	۱/۸۳	۱/۶۷	۰/۷۳	۰/۵۹	۰/۹۶	۰/۴۱	۰/۸۴	۰/۴۷	۰/۸۰	۰/۴۹	۰/۹۲	۰/۷۳	۰/۶۸	۰/۳۸	۰/۲۸	۰/۸۲	۰/۸۵	۰/۸۹	۱۵/۷۱
فلزات اساسی	۱/۳۷	۱/۴۹	۶/۴۱	۳/۶۳	۰/۷۰	۰/۴۳	۰/۸۶	۰/۴۸	۰/۷۳	۰/۵۹	۰/۹۱	۰/۶۸	۰/۷۵	۰/۶۶	۰/۷۴	۰/۲۷	۰/۳۴	۰/۶۹	۰/۹۰	۰/۶۳	۱۵/۸۴
کانه‌های فلزی	۱/۳۱	۱/۵۰	۳/۵۲	۷/۵۷	۰/۸۲	۰/۵۳	۰/۸۲	۰/۵۳	۰/۷۰	۰/۶۴	۰/۷۵	۰/۶۱	۰/۷۶	۰/۵۷	۰/۷۱	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۷۱	۰/۸۶	۰/۵۷	۱۶/۵۳
کانه‌های غیر فلزی	۰/۶۲	۰/۶۰	۰/۷۷	۰/۶۴	۶/۲۸	۰/۴۸	۱/۳۷	۱/۰۶	۱/۱۶	۰/۸۷	۱/۰۵	۱/۰۲	۱/۳۳	۱/۳۳	۱/۳۳	۰/۵۵	۰/۶۷	۱/۰۶	۰/۸۴	۱/۰۶	۱۷/۷۰
حمل و نقل	۰/۵۹	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۲۹	۰/۶۸	۱۴/۸۶	۰/۴۸	۰/۳۳	۰/۴۸	۰/۴۳	۱/۰۳	۰/۳۷	۰/۷۴	۰/۹۰	۰/۶۰	۰/۲۹	۰/۳۴	۰/۲۹	۰/۷۳	۰/۴۳	۱۰/۳۸
سیمان	۰/۷۵	۰/۸۰	۰/۹۴	۰/۶۶	۱/۳۹	۰/۴۲	۸/۲۴	۱/۰۴	۰/۷۷	۱/۰۵	۱/۱۳	۱/۶۲	۱/۴۱	۱/۶۲	۱/۶۱	۰/۶۳	۰/۷۲	۱/۶۶	۰/۸۶	۱/۱۳	۱۹/۵۶
سرامیک	۰/۴۳	۰/۵۰	۰/۷۰	۰/۵۲	۱/۷۰	۰/۳۶	۱/۴۳	۸/۵۳	۱/۰۱	۰/۷۴	۰/۹۷	۱/۲۰	۱/۵۷	۰/۷۲	۰/۵۷	۰/۷۲	۰/۷۲	۱/۲۵	۰/۸۹	۰/۹۹	۱۶/۶۶
محصولات فلزی	۰/۵۴	۰/۴۵	۰/۵۸	۰/۴۸	۱/۱۶	۰/۳۹	۰/۶۸	۰/۷۶	۶/۶۹	۰/۷۲	۰/۸۸	۰/۶۱	۰/۸۸	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۶۰	۰/۴۸	۰/۷۵	۰/۸۲	۰/۸۲	۱۳/۲۲

نام صنعت	فرآورده نفتی	شیمیایی	فلزات اساسی	کانه فلزی	کانه غیر فلزی	حمل و نقل	سیمان	سرامیک	محصولات فلزی	محصولات برقی	خودرو	لاستیک	ماشین آلات خانگی	املاک	صنایع غذایی	زراعت	قند و شکر	دارو	بانک	بیمه	مجموع سرریزهای دریافت شده از سایر صنایع (FROM)
محصولات برقی	۰/۴۰	۰/۴۰	۰/۵۱	۰/۵۹	۱/۲۷	۰/۴۰	۰/۹۳	۰/۸۴	۱/۳۱	۶/۸۲	۱/۳۹	۰/۷۷	۰/۹۳	۰/۹۰	۱/۰۵	۰/۵۹	۰/۴۷	۱/۰۱	۱/۱۳	۱/۰۹	۱۵/۹۸
خودرو	۰/۶۰	۰/۵۱	۰/۹۸	۰/۷۴	۰/۹۷	۰/۴۹	۰/۸۶	۰/۵۹	۱/۱۶	۱/۰۷	۶/۲۴	۰/۷۲	۱/۱۰	۰/۹۵	۰/۸۷	۰/۵۶	۰/۴۶	۰/۸۸	۱/۴۵	۱/۰۶	۱۶/۰۵
لاستیک	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۸۱	۰/۶۸	۱/۲۷	۰/۴۰	۱/۳۳	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۷۰	۰/۹۷	۸/۴۶	۱/۱۷	۱/۰۳	۱/۱۴	۰/۴۶	۰/۵۲	۱/۰۸	۰/۷۴	۰/۸۲	۱۶/۵۷
ماشین آلات خانگی	۰/۶۵	۰/۶۴	۰/۸۳	۰/۴۹	۱/۳۰	۰/۶۰	۱/۴۹	۰/۹۱	۱/۱۶	۰/۹۵	۱/۲۵	۱/۱۷	۶/۶۷	۱/۳۰	۱/۳۸	۰/۶۱	۰/۸۱	۱/۱۱	۰/۸۰	۱/۱۲	۱۸/۵۶
املاک	۰/۴۳	۰/۴۵	۰/۶۵	۰/۳۲	۱/۲۴	۰/۵۴	۱/۴۹	۱	۰/۸۶	۰/۷۷	۱/۲۰	۰/۷۲	۱/۱۶	۷/۰۴	۱/۲۰	۰/۴۴	۰/۵۸	۱/۰۲	۱/۱۷	۱/۰۴	۱۶/۳۱
صنایع غذایی	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۷۱	۰/۵۴	۱/۴۷	۰/۵۵	۰/۶۳	۰/۸۸	۰/۸۵	۰/۸۵	۱/۱۶	۰/۹۸	۱/۰۵	۱/۴۴	۸/۵۶	۰/۷۱	۰/۶۸	۱/۲۴	۱/۲۴	۱/۰۲	۱۸/۱۲
زراعت	۰/۲۶	۰/۲۹	۰/۳۴	۰/۲۸	۰/۹۱	۰/۵۰	۰/۶۵	۰/۶۹	۰/۵۵	۰/۴۸	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۶۵	۰/۷۸	۹/۵۴	۰/۶۶	۰/۶۹	۰/۲۹	۰/۵۴	۰/۶۸	۱۰/۶۸
قند و شکر	۰/۳۹	۰/۵۲	۰/۵۱	۰/۴۹	۱/۱۹	۰/۵۰	۱/۰۲	۰/۹۳	۰/۹۰	۰/۷۹	۰/۹۱	۰/۶۵	۱/۰۴	۰/۹۷	۱/۲۵	۰/۷۵	۱/۰۶۹	۱/۱۱	۰/۶۵	۰/۶۸	۱۵/۲۵
دارو	۰/۷۳	۰/۸۵	۰/۸۰	۰/۶۹	۱/۳۹	۰/۶۲	۱/۷۴	۱/۱۹	۱/۱۳	۱/۲۲	۱/۴۷	۱/۲۲	۱/۲۹	۱/۳۱	۱/۹۶	۰/۶۲	۰/۷۳	۱/۲۸	۱/۵۵	۱/۲۸	۲۱/۹۱
بانک	۰/۶۰	۰/۷۷	۱/۰۲	۰/۶۶	۱	۰/۵۹	۰/۹۲	۰/۴۵	۰/۸۶	۰/۹۳	۱/۲۴	۰/۷۵	۰/۸۸	۱/۰۹	۰/۹۸	۰/۵۰	۰/۳۷	۱/۲۵	۶/۸۷	۱/۴۶	۱۶/۸۲
بیمه	۰/۵۹	۰/۵۳	۰/۷۷	۰/۴۷	۱/۳۱	۰/۵۰	۱/۱۷	۰/۷۵	۱/۰۶	۰/۹۹	۱/۰۹	۰/۸۵	۱/۱۵	۱/۱۵	۱/۱۸	۰/۵۶	۰/۵۰	۱/۱۱	۱/۲۲	۷/۹۹	۱۶/۸۳
(TO)	۱۲/۸۳	۱۲/۳۸	۱۸/۶۳	۱۴/۱۶	۲۱/۱۶	۹/۲۵	۲۰/۶۸	۱۴/۱۷	۱۷/۴۹	۱۴/۵۹	۱۹/۹۳	۱۴/۸۷	۱۹/۰۷	۱۸/۴۲	۲۰/۳۶	۹/۶۷	۱۰/۰۱	۱۹/۰۵	۱۷/۴۲	۱۷/۶۸	۲۳۳/۷۹
(NET)	-۲/۵۸	-۲/۳۲	۲/۷۸	-۲/۳۷	۳/۳۷	-۱/۱۴	۱/۱۲	-۲/۴۹	۴/۱۷	-۱/۳۸	۳/۸۸	-۱/۳۸	۰/۵۱	۳/۱۱	۲/۲۴	-۱/۰۲	-۵/۳۶	-۱/۴۵	۰/۶۱	۰/۸۴	۱۶/۱۹
NPDC	۳	۶	۱۴	۴	۱۶	۸	۱۴	۱۵	۸	۱۶	۵	۱۲	۱۶	۱۴	۷	۰	۷	۷	۱۱	۱۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

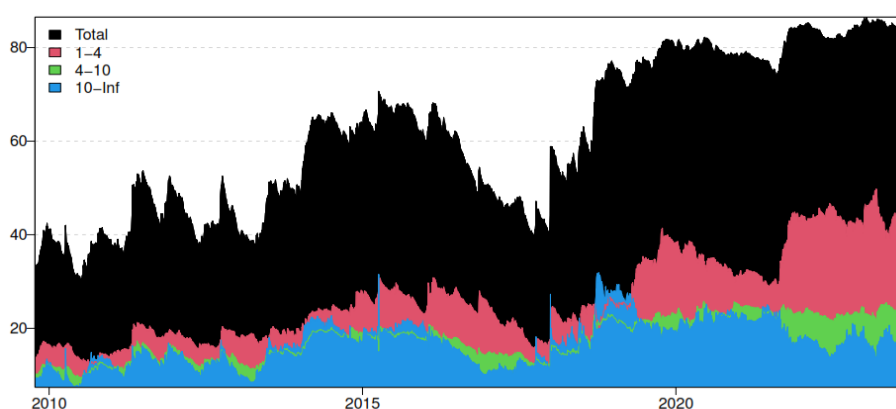
۴-۲. تغییرات پویای TCI

میانگین اتصالات صرفاً تصویر کلی از ارتباطات بین صنایع مختلف شبکه بازار سهام را ارائه می‌دهد اما تحولات و رویدادهای مهمی که در طول دوره نمونه رخ داده و بر شبکه بازار سهام اثرگذار است را پنهان می‌کند. از این رو، تحلیل پویا از اتصالات در کل شبکه بازار سهام، نتایج دقیق‌تر و مطمئن‌تری را به دست می‌دهد. از این رو در نمودار (۲)، پویایی‌های شاخص اتصالات کل ترسیم شده است. نمودار (۲) نه تنها تحولات و تغییرات کل در TCI را منعکس می‌سازد (ناحیه مشکی‌رنگ)، بلکه TCI را به سه جزء کوتاه‌مدت (قرمز رنگ)، میان‌مدت (سبز رنگ) و بلندمدت (آبی‌رنگ) تفکیک می‌کند. یافته‌ها حاکی از آن است که:

یک- به استثنای دوره‌های نسبتاً کوتاهی که مقادیر TCI کمتر از ۵۰ درصد هستند، اتصالات بین شبکه سهام صنایع مختلف نسبتاً بالا بوده و به مرور زمان تقویت شده است به طوری که از اوایل ۲۰۲۰ (زمستان سال ۱۳۹۸) تاکنون، به طور متوسط بالاتر از ۸۰ درصد بوده و بعضاً به ارقام بی‌سابقه ۹۰ درصدی رسیده است.

دو- هر چند تحولات TCI می‌تواند بخش قابل‌ملاحظه‌ای از رویدادها را منعکس سازد اما با نگاه عمیق‌تر به نمودار (۳) می‌توان به یافته مهم دیگری نیز دست یافت که آیا منبع اتصالات تلاطمات در این شبکه خاص از متغیرها، کوتاه‌مدت است یا بخش قابل‌ملاحظه‌ای از ریسک سیستمی در بلندمدت رخ می‌دهد. به استثنای دوره‌های نسبتاً کوتاهی (نیمه نخست ۲۰۱۹) که محدوده آبی‌رنگ (فرکانس بلندمدت) از ناحیه قرمز رنگ (فرکانس کوتاه‌مدت) فراتر رفته است، پویایی‌های اتصالات در بخش بزرگی از دوره مورد بررسی، کوتاه‌مدت است که بیانگر پذیرش فرضیه این مقاله است. توجه به این نکته حائز اهمیت است که وقتی بازه زمانی کوتاه‌مدت، اتصالات را در سیستم تعیین می‌کند

همانطور که برای بیشتر دوره نمونه در این مطالعه صادق است)، پردازش اطلاعات به سرعت رخ داده و انتقال شوک‌ها در شبکه عمدتاً در کوتاه‌مدت (یعنی در یک هفته کاری) اتفاق می‌افتد. همچنین بیانگر آن است که پژواک شوک‌های گذشته (یعنی شوک‌هایی که پیش از دو هفته قبل رخ داده‌اند- یعنی ۱۰ روز کاری به بالا) به اندازه کافی قوی نیستند که بتوانند از تأثیر تحولات فعلی در بازار سهام صنایع مربوطه بر روی اتصالات پیشی بگیرند. در مقابل، هنگامی که دوره بلندمدت، اتصالات شبکه را تعیین می‌کند، معمولاً تغییرات ساختاری را منعکس می‌سازد که در نقطه‌ای از گذشته نزدیک (یعنی ۱۰ روز کاری به قبل) رخ داده است.



نمودار (۲). پویایی‌های شاخص اتصالات کل

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

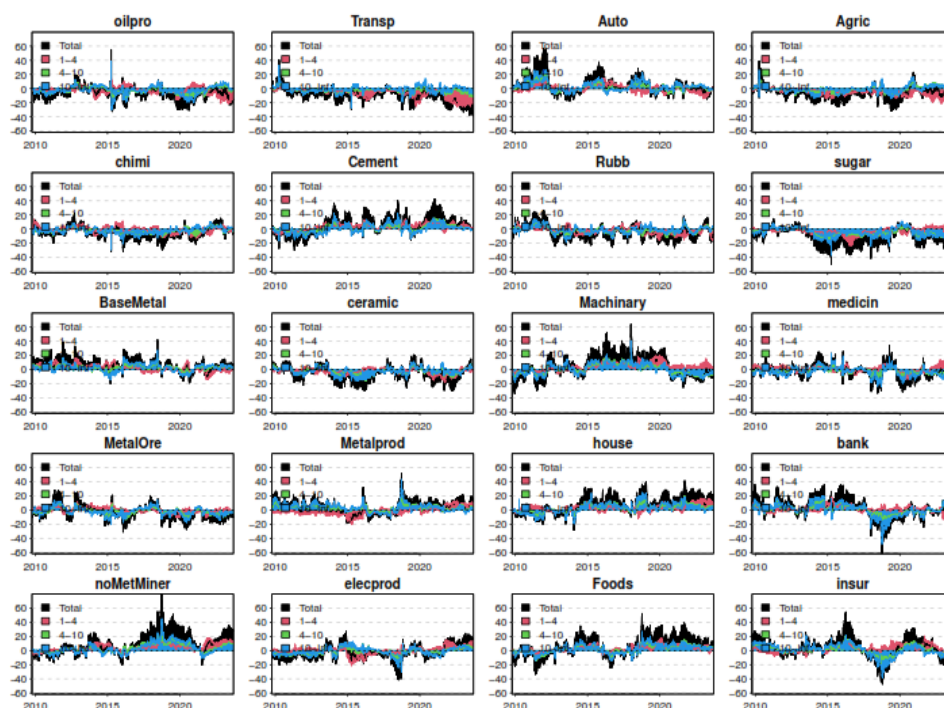
۳-۴. خالص اتصالات جهت‌دار کل

هر چند پویایی‌های اتصالات کل در نمودار (۳)، سرایت تلاطمات را در سه فرکانس مختلف نشان می‌دهد اما قادر به ارائه پاسخ به این پرسش نیست که کدامیک از متغیرها در شبکه با انتقال شوک‌ها (در کوتاه‌مدت، میان‌مدت یا بلندمدت)، هدایت‌کننده تلاطمات هستند. بنابراین هدف بخش حاضر، شناسایی فرستنده‌ها و پذیرنده‌های تلاطمات درون شبکه است که یافته‌های اصلی مقاله حاضر را شفاف‌تر نموده و به انجام نتیجه‌گیری‌های مفید برای متغیرهای مورد بررسی کمک می‌کند. ابتدا روی اتصالات جهت‌دار کل تمرکز می‌شود که نتایج آن در نمودار (۴) ارائه شده است. تمام پانل‌های نمودار (۴)، علاوه بر اینکه اتصالات جهت‌دار کل (مشکی رنگ) را نشان می‌دهند بلکه اتصالات جهت‌دار کوتاه‌مدت (قرمز رنگ)، میان‌مدت (سبز رنگ) و بلندمدت (آبی رنگ) را نیز منعکس می‌کنند. شایان ذکر است که هر بار نواحی رنگی در مقادیر مثبت قرار می‌گیرند، بیانگر آن است که متغیر مربوطه، انتقال‌دهنده خالص شوک‌ها به سایر صنایع بورسی است و در مقابل، مقادیر منفی به گیرندگان خالص تلاطمات اختصاص دارد. همچنین در گذر زمان، ممکن است هر یک از صنایع مورد بررسی، هر یک از این دو حالت (یعنی فرستنده خالص یا گیرنده خالص) را به خود بگیرند. یافته‌ها حاکی از آن است که:

یک- جابه‌جایی بین نقش‌ها درباره اکثر صنایع مورد بررسی شبکه سهام به طور مکرر رخ داده است. برای نمونه صنعت خودرو در ابتدا خالص انتقال دهنده بوده و سپس به پذیرنده خالص تلاطمات تبدیل شده است. صنعت مذکور در میانه دوره مورد بررسی مجدداً خالص انتقال دهنده تلاطمات است اما در اواخر دوره، دوباره در نقش خالص پذیرنده شوک‌ها ایفای نقش نموده است.

دو- سه صنعت «حمل و نقل»، «زراعت» و «قند و شکر» عمدتاً خالص دریافت‌کننده دائمی شوک‌ها بوده‌اند و همچنین بخش‌های «کانه‌های غیرفلزی»، املاک و «فلزات اساسی» در عمده دوره‌ها به عنوان خالص انتقال‌دهنده دائمی شوک‌ها عمل کرده‌اند.

سه- تحلیل سریزهای جهت‌دار کل در قالب فرکانس‌های مختلف، تصویر دقیق‌تری را ارائه می‌دهند. برای نمونه جهت سرریز تلاطمات در صنعت فرآورده‌های نفتی در دوره کوتاه‌مدت (قرمز رنگ) و بلندمدت (آبی‌رنگ) در انتهای دوره مورد بررسی متفاوت است. طبق نمودار (۳)، سرریز تلاطمات بلندمدت در محدوده مثبت نمودار قرار دارد در حالی‌که سرریز کوتاه‌مدت در ناحیه منفی به صورت قوی‌تری ظاهر می‌گردد و همین موضوع در نهایت منجر به خالص پذیرنده بودن بخش فرآورده‌های نفتی از تلاطمات شبکه بورس کشور می‌شود.



نمودار (۳). خالص سریزهای جهت‌دار کل و تجزیه آن‌ها در فرکانس‌های مختلف

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۴-۴. خالص اتصالات جهت‌دار زوجی (NPDC)

خالص اتصالات جهت‌دار زوجی در قالب تحلیل شبکه عصبی در نمودار (۴) ترسیم شده است. در این شبکه، تمامی صنایع مورد بررسی حول یک دایره قرار گرفته و از طریق کمان‌هایی به یکدیگر متصل می‌شوند که ضخامت هر یک از این کمان‌ها بیانگر شدت اتصالات زوجی بین آن دو صنعت است. رنگ آبی بیانگر آن است که صنعت مورد بررسی، خالص فرستنده تلاطمات به شبکه بازار سهام است و رنگ زرد منعکس‌کننده خالص پذیرنده بودن تلاطمات از شبکه می‌باشد. خالص اتصالات زوجی نیز در چارچوب تحلیل فرکانس به صورت ۴ پانل مجزا نمایش داده شده است. پانل الف، خالص اتصالات جهت‌دار زوجی را در کل دوره مورد بررسی نشان می‌دهد. در پانل‌های ب، ج و د، خالص اتصالات جهت‌دار زوجی در بازه‌های زمانی «۱ تا ۴ روز کاری»، «۴ تا ۱۰ روز کاری» و «۱۰ روز کاری به بالا» ارائه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که:

یک- خالص اتصالات جهت‌دار کل در بازه زمانی کوتاه‌مدت ۱ تا ۴ روز کاری بسیار قوی‌تر از سایر بازه‌های زمانی است، زیرا تعداد کمان‌ها و ضخامت آن‌ها در بازه زمانی فوق‌الذکر قابل ملاحظه‌تر از دوره‌های مورد بررسی است. این بدین معناست که بخش عمده‌ای از انتقال و دریافت تلاطمات در شبکه بازار سهام ایران در کوتاه‌مدت رخ می‌دهد.

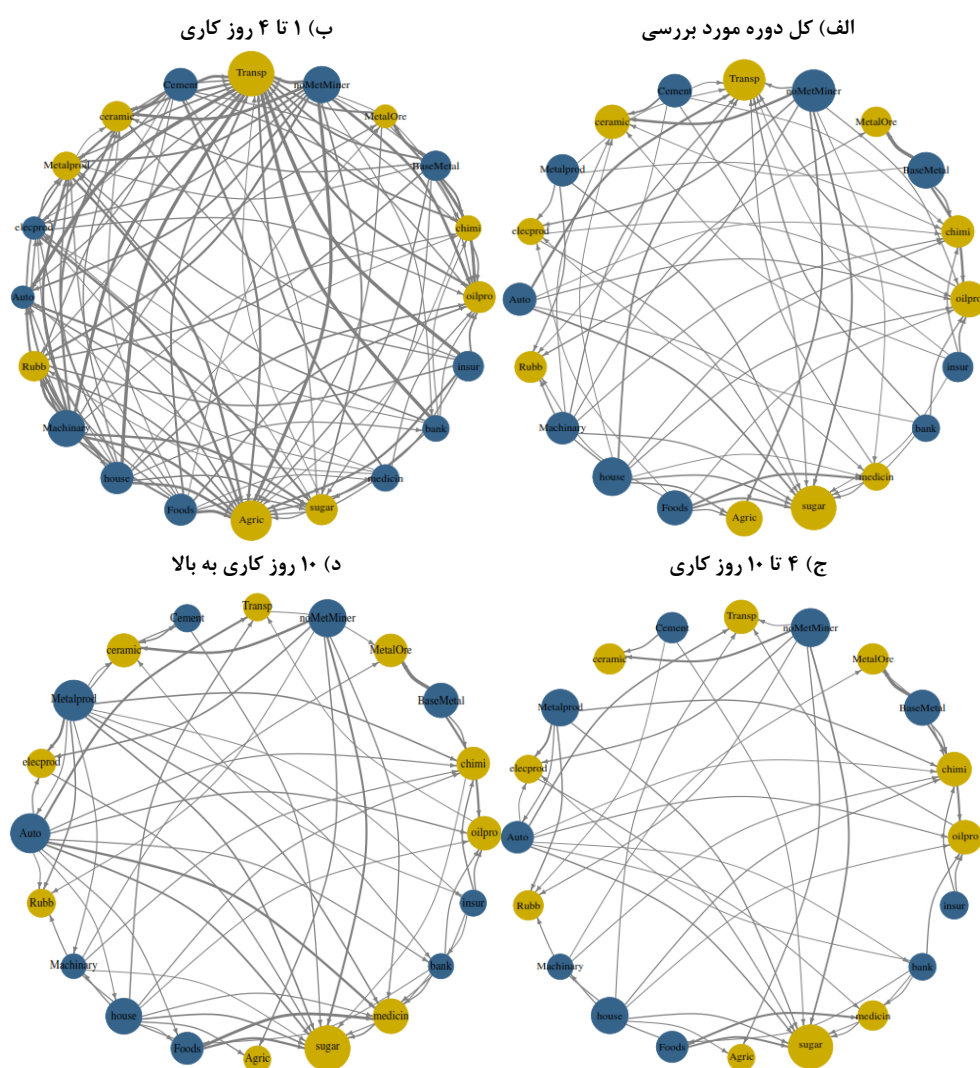
دو- به رغم آنکه صنعت دارو به عنوان خالص دریافت‌کننده شوک و صنعت ساخت محصولات فلزی به عنوان خالص انتقال‌دهنده شوک در کل دوره مورد بررسی عمل می‌کنند (پانل الف)، اما در دوره زمانی کوتاه‌مدت (۱ تا ۴ روز کاری)، نقش کاملاً متفاوتی را بازی می‌کنند (پانل ب).

سه- قطر دایره مرتبط با صنایع در ۴ پانل با یکدیگر تفاوت دارد بدین معنا که شدت ارسال یا پذیرش تلاطمات در صنایع بورسی در بازه‌های زمانی مختلف، متفاوت است. برای نمونه، صنعت قند و شکر که در کل دوره مورد بررسی، قوی‌ترین دریافت‌کننده تلاطمات شبکه بازار سهام است، در دوره زمانی کوتاه‌مدت (۱ تا ۴ روز کاری)، جای خود را به صنعت حمل و نقل و زراعت می‌دهد اما مجدداً در بازه‌های زمانی میان‌مدت و بلندمدت، جایگاه خود را پس می‌گیرد. نمونه دیگر، صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات است که در بازه‌های زمانی میان‌مدت و بلندمدت، در نقش انتقال‌دهنده ضعیف تلاطمات ظاهر می‌شود اما در کوتاه‌مدت، به عنوان انتقال‌دهنده نسبتاً قوی شوک‌ها ایفای نقش می‌کند.

چهار- صنایع خودرو و انبوه‌سازی به عنوان دو صنعتی که کالاهای بادوام مصرفی-سرمایه‌ای را تولید می‌کنند هم در کل دوره مورد بررسی و هم در بازه‌های مختلف زمانی، از انتقال‌دهندگان تلاطمات به شبکه سهام محسوب می‌شوند در حالی که صنایعی نظیر دارو، زراعت، قند و شکر که محصولات آن‌ها از نوع کالاهای مصرفی بی‌دوام است، در نقش پذیرنده شوک‌های سیستمی عمل می‌کنند.

پنج- هر چند صنایع کامودیتی محور صادراتی مشتمل بر فرآورده‌های نفتی، شیمیایی، فلزات اساسی و کانه‌های فلزی که بزرگترین صنایع بورسی بوده و بیش از ۶۰ درصد ارزش بازار سهام کشور را تشکیل می‌دهند، قوی‌ترین اتصالات دوطرفه را از خود به نمایش می‌گذارند (جدول ۳) اما با توجه به یکسان بودن اثرگذاری و اثرپذیری این صنایع از تلاطمات بازده یکدیگر، خالص اتصالات جهت‌دار بین آن‌ها تقریباً اندک است. البته صنعت فلزات اساسی

تا حدودی مستثنی بوده و کمان‌های خارج شده از این بخش بیانگر آن است که به طور خالص انتقال‌دهنده شوک‌ها به ۲ صنعت بزرگ دیگر (کانه‌های فلزی و شیمیایی) است.



نمودار (۴). خالص اتصالات جهت‌دار زوجی در قالب شبکه صنایع بورسی در چارچوب تحلیل فرکانس

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بینش صحیح از سازوکار سرایت ریسک و شناسایی منابع آن از اهمیت بالایی در مقررات‌گذاری و مدیریت ریسک برخوردار است. در این مقاله با استفاده از روش‌هایی که اتصالات درون سیستمی و سرریزها را به تصویر می‌کشند، صنایع مهمی شناسایی می‌شوند که نقش کلیدی در انتقال ریسک به بازار سهام ایران دارند. در مقاله حاضر با به‌کارگیری داده‌های با تواتر روزانه برای دوره ۱ مهر ۱۳۸۸ تا ۳۱ شهریور ۱۴۰۲ با مجموع روزهای کاری مشترک ۳۳۷۰ روز برای ۲۰ صنعت مختلف بورسی که بالغ بر ۹۰ درصد ارزش بازار سهام کشور را تشکیل می‌دهند، دو هدف اصلی دنبال می‌شود. هدف نخست، برآورد انواع شاخص‌های اتصالات ایستا و پویا در دو سطح «کل بازار» و «زوجی یا دو به دو بین صنایع مختلف» از طریق تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مستخرج از الگوی TVP-VAR است که مبتنی بر رویکرد آنتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۰) است. هدف دوم، تجزیه اتصالات در چارچوب تحلیل‌های فرکانسی با رویکرد بارانیک و کرهلیک (۲۰۱۸) است تا مشخص گردد که سرریز ریسک‌های سیستمی در بازار سهام ایران و اتصالات زوجی صنایع، منشأ کوتاه‌مدت دارد یا میان‌مدت یا بلندمدت. یافته‌ها حاکی از آن است که:

یک- مقدار متوسط اتصالات کل برای دوره مورد بررسی، ۵۸/۵۷ درصد است که منعکس‌کننده ریسک سیستمی و پتانسیل بالای سرایت تلاطمات درون شبکه صنایع بورسی ایران است. لازم به ذکر است که سرریز تلاطمات در سه سال گذشته، عمدتاً بالغ بر ۸۰ درصد بوده و بعضاً تا سطح ۹۰ درصد هم رسیده است.

دو- بالاترین ریسک‌های مختص به صنعت به بخش‌های حمل و نقل (۶۳/۶۷٪)، زراعت (۵۵/۸۵٪) و قند و شکر (۵۱/۴۳٪) اختصاص دارد، به‌طوری‌که به‌طور متوسط، بیش از نیمی از تغییرات بازده این صنایع ریشه در ریسک‌های منحصربه‌فرد خودشان دارد. در مقابل، حدود یک‌سوم از تلاطمات تجربه شده توسط بخش‌های فلزات اساسی (۳۴/۲۷)، کانه‌های غیرفلزی (۳۴/۷۶) و خودرو (۳۴/۸۳)، منبعت از ریسک‌های خود صنایع است و ریسک سیستمی، مشارکت بالغ بر ۶۵ درصدی در توضیح تلاطمات آن‌ها دارد.

سه- به استثنای صنعت کانه‌های غیرفلزی، املاک و فلزات اساسی که عموماً انتقال‌دهنده خالص ریسک‌های سیستمی هستند و همچنین سه صنعت محصولات حمل و نقل، زراعت و قند و شکر که عمدتاً به عنوان پذیرنده خالص شوک‌ها عمل نموده‌اند، جابجایی‌های مکرری بین نقش‌های ایفا شده توسط اکثر صنایع مورد بررسی در این شبکه مشاهده می‌شود.

چهار- اتصالات قوی دوطرفه‌ای بین ۴ صنعت بزرگ کامودیتی‌محور (صنایع شیمیایی، فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی و کانه‌های فلزی) که بیش از ۶۰ درصد ارزش بازار سهام کشور را تشکیل می‌دهند، وجود دارد. همچنین ۳ صنعت مشتمل بر خودرو، بانک و املاک نیز اتصالات دو سویه و قوی را تجربه می‌کند.

پنج- دو صنعت خودرو و املاک به عنوان بخش‌های تولیدکننده کالاهای بادوام مصرفی، در نقش انتقال‌دهندگان ریسک سیستمی به شبکه عمل می‌کنند حال آنکه صنایع تولیدکننده کالاهای مصرفی بی‌دوام نظیر دارو، زراعت، قند و شکر به عنوان پذیرنده‌های شوک در بازار ظاهر می‌شوند.

شش - پویایی‌های اتصالات کل بازار در بخش بزرگی از دوره مورد بررسی، کوتاه‌مدت است. این بدین معناست که پردازش اطلاعات به سرعت رخ داده و انتقال شوک‌ها در شبکه عمدتاً در کوتاه‌مدت (یعنی در یک هفته کاری) اتفاق می‌افتد. همچنین انعکاس شوک‌های گذشته (یعنی شوک‌هایی که پیش از دو هفته قبل رخ داده‌اند - یعنی ۱۰ روز کاری به بالا) به اندازه کافی قوی نیست که بتواند بر تأثیر تحولات فعلی در بازار سهام صنایع مربوطه بر روی اتصالات غلبه کند.

نتایج مقاله حاضر، دلالت‌های روشنی برای سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران دارد. نخست، آگاهی درباره نحوه سرایت ریسک بین صنایع مختلف و شناسایی بخش‌های پیشرو یا متقدم برای سرمایه‌گذاران، اهمیت راهبردی دارد. عملکرد بخش‌های سیستمیک مهم می‌تواند سیگنال کارآمدی برای سرمایه‌گذاران محسوب شود به طوری که آن‌ها را قادر می‌سازد انتخاب‌های سبد سهام خود را مطابق با ریسک سیستمی تعدیل کنند. از سوی دیگر، شناسایی جایگاه بخش‌ها در بازار سهام و نقش آن‌ها در سرایت ریسک برای مقامات ناظر بر ریسک‌ها نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است زیرا با فراهم سازی بینش و درک عمیق برای آنان می‌توان با اقداماتی از سقوط کلی بازار اجتناب نموده و از حقوق سهامداران خرد حفاظت کرد.

فهرست منابع

- خاتمی، سیدمحمد رضا، زمردیان، غلامرضا، فلاح شمس لیالستانی، میرفیض و مینویی، مهرزاد (۱۴۰۱). بررسی ساختار وابستگی بازار سهام ایران و کشورهای حوزه منطقه منا. *اقتصاد مالی*. ۱۶ (۴)، ۳۱۰-۲۷۳.
- شیرافکن لمسو، مهدی، ایزدی، حمیدرضا و سیستمی بدوئی، یاسر (۱۴۰۲). ارتباط متغیر در زمان چندکی میان شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار ایران: بررسی حالت‌های بالا، پایین و متوسط (رویکرد TVP-Quantile Var). *اقتصاد مالی*. ۱۷ (۴)، ۱۵۲-۱۲۱.
- طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا (۱۴۰۱). اتصالات و سرریز ریسک در بازار سهام ایران، یک تحلیل بخشی با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR). *مدلسازی اقتصادسنجی*. ۷ (۳)، ۹۵-۱۲۵.
- طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا (۱۳۹۹). الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا-حالت غیرخطی. *تحقیقات اقتصادی*. ۵۵ (۴)، ۹۹۰-۹۶۳.
- مظفرنیا، مهدی، فلاح شمس لیالستانی، میرفیض و زمردیان، غلامرضا (۱۴۰۲). سرریز پویای میان بازارهای ارز و سهام در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. *اقتصاد مالی*. ۱۷ (۲)، ۳۷۴-۳۵۵.
- مهاجری، پریسا، طالبلو، رضا (۱۴۰۱). بررسی پویایی‌های سرریز تلاطمات بین بازده بخش‌ها با رویکرد اتصالات خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)؛ شواهدی از بازار سهام ایران. *تحقیقات اقتصادی*. ۵۷ (۲)، ۳۲۱-۳۵۶.
- Abdelkefi, S. Z., & Khoufi (2015). Stock Markets Linkages Before, During and After Subprimes Crisis: Bivariate BEKK GARCH (1, 1) and DCC Models. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 3(3), 213-230.

- Acemoglu, D., Ozdaglar, A., & Tahbaz-Salehi, A. (2015). Systemic Risk and Stability in Financial Networks. *American Economic Review*, 105 (2), 564–608.
- Acharya, V., & Naqvi, H. (2012). The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking Over the Business Cycle. *Journal of Financial Economics*, 106 (2), 349–366.
- Ahmed, W. M. A. (2016). The Dynamic Linkages Among Sector Indices: The Case Of The Egyptian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*, 8(4), 23-38.
- Akca, K., & Ozturk, S., (2016). The Effect of 2008 Crisis on the Volatility Spillovers among Six Major Markets. *International Review of Finance*, 16(1), 169–178.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., and Filis, G. (2013). Dynamic Co-Movements of Stock Market Returns, Implied Volatility and Policy Uncertainty. *Economics Letters*, 120(1), 87–92.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2017). Oil Shocks and Stock Markets: Dynamic Connectedness under the Prism of Recent Geopolitical and Economic Unrest. *International Review of Financial Analysis*, 50, 1–26.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Gabauer, D. (2020). Refined Measures of Dynamic Connectedness Based on Time-Varying Parameter Vector Autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(4), 84.
- Antonakakis, N., Cunado, J. Filis, G., Gabauer, D. & de Gracia, F. P. (2023). Dynamic Connectedness among the Implied Volatilities of Oil Prices and Financial Assets: New Evidence of the COVID-19 Pandemic. *International Review of Economics and Finance*. 83, 114-123.
- Balcilar, M., Gabauer, D., Gupta, R. & Pierdzioch, C. (2023). Climate Risks and Forecasting Stock Market Returns in Advanced Economies Over a Century. *Mathematics*. 11, 1-21.
- Barun'ik, J. & K'rehl'ik, T. (2018). Measuring the Frequency Dynamics of Financial Connectedness and Systemic Risk. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2), 271-296.
- Barun'ik, J., Kocenda, E., & Vacha, L., (2016). Asymmetric Connectedness on the U.S. Stock Market: Bad and Good Volatility Spillovers, *Journal of Financial Markets*, 27, 55–78.
- Barunik, J., & Vacha, L., (2013). Contagion among Central and Eastern European Stock Markets during the Financial Crisis, *Finance a úver-Czech Journal of Economics and Finance* 63(5), 443–453.
- Baur, D. G. & Hoang, L. T. (2019). The Relevance of Return and Volatility Spillovers for Portfolio Diversification. Available at SSRN 3389644.
- Bekaert, G.; Hodrick, R.J. & Zhang, X. (2009). International Stock Return Comovements. *The Journal of Finance*, 64, 2591–2626.
- Bui, H.Q., Tran, T., Pham, T.T., Nguyen, H.L. & Vo, D.H. (2022). Market Volatility and Spillover across 24 Sectors in Vietnam. *Cogent Economics & Finance*, 10 (1), 1-20.
- Caporale, G.M.; Rault, C.; Sova, A.D. & Sova, R. (2015). Economics, Financial Development and Economic Growth: Evidence from 10 New European Union Members. *International Journal of Finance Economics Culture*, 20 (1), 48–60.
- Chang, C. L., McAleer, M., and Wang, Y. (2018). Testing Co-Volatility Spillovers for Natural Gas Spot, Futures and ETF Spot Using Dynamic Conditional Covariances. *Energy*, 151, 984-997.
- Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Marfatia, H.A. (2021). Dynamic Connectedness and Spillovers Across Sectors: Evidence from the Indian Stock Market. *Scottish Journal of Political Economy*, Available at <https://www.researchgate.net/publication/352333336>.
- Choi, S. Y. (2022). Dynamic Volatility Spillovers between Industries in the US Stock Market: Evidence from the COVID-19 Pandemic and Black Monday. *The North American Journal of Economics and Finance*, 59, Available at SSRN 101614.
- Chow, H. K. (2017). Volatility Spillovers and Linkages in Asian Stock Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(12):2770–2781.

- Cunado, J., Chatziantoniou, I., Gabauer, D., de Gracia, F. P. & Hardik, M. (2023). Dynamic Spillovers across Precious Metals and Oil Realized Volatilities: Evidence from Quantile Extended Joint Connectedness. *Journal of Commodity Markets*, 30, 1-17.
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2012). Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2014). On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. *Journal of Econometrics*, 182, 119-134.
- Driesprong, G., Jacobsen, B., Maat, B. (2008). Striking oil: Another puzzle? *Journal of Financial Economics*, 89(2), 307-327.
- Dufrenot, G., & Keddad, B. (2014). Spillover Effects of the 2008 Global Financial Crisis of the Indian Equity Markets: Coupling or Uncoupling? A Study on Sector-Based Data, *International Review of Financial Analysis*, 33, 17-32.
- Ekinci, R., Gençyürek, A. G. (2021). Dynamic Connectedness between Sector Indices: Evidence from Borsa Istanbul. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 512 - 534.
- Elyasiani, E., Mansur, I. (2011). Oil Price Shocks and Industry Stock Returns. *Energy Economics*, 33(5), 966-974.
- Elyasiani, E., Kalotychou, E., Staikouras, S.K. & Zhao, G. (2015) Return and Volatility Spillover among Banks and Insurers: Evidence from Pre-crisis and Crisis Periods. *Journal of Financial Services Research*, 48, 21-52.
- Esposti, R. (2021), On the Long-Term Common Movement of Resource and Commodity Price, A Methodological Proposal. *Resource Policy*, 72, 102010.
- Fassas, A.P., Siriopoulos, C. (2019). Intraday Price Discovery and Volatility Spillovers in an Emerging Market. *International Review of Economics and Finance*, 59:333-346.
- Gabauer, D. (2020). Volatility Impulse Response Analysis for DCC-GARCH Models: The Role of Volatility Transmission Mechanisms. *Journal of Forecasting*, 39(5), 788-796.
- Gabauer, D., Chatziantoniou, I. & Stenfors, A. (2023). Model-Free Connectedness Measures. *Finance Research Letters*, 54, 1-10.
- Gulzar, S., Kayani, G. M., Xiaofeng, H., & Ayub, U. (2019). Financial Cointegration and Spillover Effect of Global Financial Crisis : a Study of Emerging Asian Financial Markets. *Economic Research*, 32(1), 187-218.
- Jung, R.C., & Maderitsch, R. (2014). Structural Breaks in Volatility Spillovers between International Financial Markets: Contagion or Mere Interdependence? *Journal of Banking & Finance*, 47:331-342.
- Kastner, G., & Huber, F. (2020), Sparse Bayesian Vector Autoregressions in Huge Dimensions, *Journal of Forecasting*, 39 (7): 1142-1165.
- King, M.; Sentana, E. & Wadhwani, S. (1990). Volatility and Links between National Stock Markets. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 3357.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse Response Analysis in Non-Linear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 74, 119-147.
- Koop, G. & Korobilis, D. (2014). A New Index of Financial Conditions. *European Economics Review*, 71, 101-116.
- Korkmaz, T., Çevik, E. I., & Atukeren, E. (2012). Return and Volatility Spillovers among CIVETS Stock Markets, *Emerging Markets Review*, 13, 230-252.
- Laborda, R., & Olmo, J. (2021). Volatility Spillover between Economic Sectors in Financial Crisis Prediction: Evidence Spanning the Great Financial Crisis and COVID-19 Pandemic. *Research in International Business and Finance*, 57, Available at SSRN 101402.
- Lee, H. S. and Lee, W. S. (2019). Network Connectedness among Northeast Asian Financial Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 1-18.

- Lee, S. (2009). Volatility Spillover Effects among Six Asian Countries. *Applied Economics Letters*, 16, 501-508.
- Liu, W., & Yu, Y. (2019), Comparison of Price Fluctuation Among Domestic and Oversea Oil Shipping Stocks Based on DC-MSV Model, *Tongi Daxue Xubao*, 47 (10): 1528-1532.
- Louzis, D. P. (2015). Measuring Spillover Effects in Euro Area Financial Markets : a Disaggregate Approach. *Empirical Economics*, 1367–1400. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0911-x>
- McQueen, G. & Roley, V.V. (1993). Stock Prices, News, and Business Conditions. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 683–707.
- Mensi, W., Makram, B., Adel, B. (2013). Correlations and Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold. *Economic Modelling*, 32(1), 15–22.
- Mensi, W., Nekhili, R., Vo, X.V., Suleman, T., Kang, S. H. (2020). Asymmetric Volatility Connectedness Among U.S. Stock Sectors”, *North American Journal of Economics & Finance*: 1-46.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 17–29.
- Shahzad, S. J. H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Rehman, M. U., and Al-Yahyaee, K. H. (2018). Extreme Dependence and Risk Spillovers between Oil and Islamic Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 34:42–63.
- Shahzad, S. J. H., Naeem, M. A., Peng, Z., & Bouri, E. (2021). Asymmetric Volatility Spillover among Chinese Sectors during COVID-19. *International Review of Financial Analysis*, 75, Available at SSRN 101754.
- Shi, Y., Tiwari, A.K., Gozgor, G., & Lu, Z. (2020), Correlations among Cryptocurrencies: Evidence from Multivariate Factor Stochastic Volatility Model, *Research in International Business and Finance*, 53, 101231.
- Shu, H., and Chang, J. H., (2019). Spillovers of Volatility Index: Evidence from U.S., European, and Asian stock markets. *Applied Economics*. 51(19), 2070-2083.
- Stiassny, A. (1996). A Spectral Decomposition for Structural VAR Models. *Empirical Economics*. 21(4), 535-555.
- Syriopoulos, T., Makram, B., & Boubaker, A. (2015). Stock Market Volatility Spillovers and Portfolio Hedging: BRICS and the Financial Crisis. *International Review of Financial Analysis*, 39, 7–18.
- Sugimoto, K., Matsuki, T., & Yoshida, Y. (2014). The Global Financial Crisis: An Analysis of the Spillover Effects on African Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 21, 201–233.
- Taleblou, R. & Mohajeri, P. (2023). Modeling the Daily Volatility of Oil, Gold, Dollar, Bitcoin and Iranian Stock Markets: An Empirical Application of a Nonlinear Space State Model. *Iranian Economic Review*, 27(3), 1033-1063.
- Tiwari, A. K., Cunado, J., Gupta, R., & Wohar, M. E. (2018). Volatility Spillovers across Global Asset Classes: Evidence from Time and Frequency Domains. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 70, 194-202.
- Wiesen, T. F., Beaumont, P. M., Norrbin, S. C., & Srivastava, A. (2018). Are Generalized Spillover Indices Overstating Connectedness? *Economics Letters*, 173, 131-134.
- Yin, K.; Liu, Z.; Huang, C. & Liu, P. (2020-a). Topological Structural Analysis of China’s New Energy Stock Market: A Multi-Dimensional Data Network Perspective. *Technological and Economic Development of Economy*, 26 (5), 1030–1051.
- Yin, K.; Liu, Z. & Jin, X. (2020-b). Interindustry Volatility Spillover Effects in China’s Stock Market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 539.
- Zaharieva, M.D., Trade, M., & Wilfling, B. (2020), Bayesian Semiparametric Multivariate Stochastic Volatility with Application, *Econometric Review*, 39(9), 947-970.

- Zhang, D.; Lei, L.; Ji, Q. & Kutan, A.M. (2019). Economic Policy Uncertainty in the US and China and their Impact on the Global Markets. *Economic Modeling*, 79, 47–56.
- Zhang, J., & Zhuang, Y.M. (2021), Cross-Market Infection Research on Stock Herding Behavior Based on DGC-MSV Models and Bayesian Network, *Complexity*, Retrieved from <https://www.hindawi.com/journals/complexity/2021/6645151/>.
- Zhang, J., & Zhuang, Y.M. (2017), Volatility Spillover among USA and Major East Asian Stock Indices Based on Multivariate Stochastic Volatility with Regime-Switching Model, International Conference on Control, Automation and Systems, South Korea, 18-21.
- Zhou, X., Zhang, W., & Zhang, J. (2012). Volatility Spillovers between the Chinese and World Equity Markets, *Pacific-Basin Finance Journal*. 20, 247–270.

Measuring the Frequency Dynamics of Connectedness and Systemic Risk in Iranian Stock Market

Zahra Zabihi¹
Parisa Mohajeri²
Reza Taleblou³

Received: 03/ January/2025 Accepted: 23/ February/2025

Abstract

In this paper, we investigate the dynamics of risk transmission among a set of listed industries of the Iranian stock market by combining frequency connectedness (Barunik and Krehlik, 2018) with the time-varying connectedness approach (Antonakakis et al., 2020). In this article, focusing on the return volatilities of 20 industries during the period of 1388/07/01 to 1402/06/31, the static and dynamic connectedness Indices are estimated for low, medium and high frequency. The results reveal several noteworthy findings: First, there has been a very strong co-movement over time in the stock market industries and more than 80% of each industry's volatilities being attributed to systemic risk in recent years. Second, volatility spillovers are primarily concentrated in the short-term, while long-term connectedness plays a less pivotal role. Third, non-metal ores, real estate and basic metals emerge as the biggest transmitters of shocks in the stock market, while sugar, transportation and petroleum products are the principal receivers of these shocks. Fourth, the risk transmission process in most industries is rapid, with more than 70% of the volatility being transferred within 1 to 10 days. Fifth, there are strong pairwise connectedness between the four major commodity-oriented industries. Our exploration of inter-sectoral connectedness serves as a vital guide for policymakers in designing growth-stimulating policies and implementing appropriate measures to mitigate the systemic risk contagion. Additionally, it provides a valuable tool for constructing optimal investment portfolios that are resilient against systemic risks.

Keywords: Systemic Risk, Frequency Connectedness, Volatility Spillovers, Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) Model

JEL Classification: C32, C58, G10, G14, G41

¹. Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaie University, Tehran, Iran
z_zabihi9094@yahoo.com

². Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaie University, Tehran, Iran (Corresponding author) p.mohajeri@atu.ac.ir

³. Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaie University, Tehran, Iran
Talebloo.r@atu.ac.ir

Ecj@iauctb.ac.ir



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



تأثیر رشد بخشی و توسعه مالی بر فقر با استفاده از رویکرد ARDL (مورد مطالعه: استان لرستان)

محمد ملکشاهی^۱

داریوش حسنونند^۲

یونس نادمی^۳

حمید آسایش^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۵

چکیده

کاهش فقر همواره یکی از مهمترین اولویتهای اقتصادی و سیاسی کشورها بوده است. چراکه فقر همواره یکی از پدیدههای نامطلوب اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف به شمار رفته است. یکی از مهمترین راهکارهای کاهش فقر می تواند رشد اقتصادی باشد که بواسطه آن می توان فقر و نابرابری درآمدی را در جامعه کاهش داد اما دستیابی به رشد اقتصادی خود مستلزم بکارگیری عوامل متعددی از جمله سرمایه، نیروی انسانی، انرژی و... است. به همین علت توجه هر چه بیشتر بر بازارهای مالی که می تواند یکی از ابزارهای مهم تأمین مالی موسسات و بنگاههای اقتصادی باشد قطعاً خواهد توانست زمینه ساز افزایش رشد اقتصادی گردیده و در نهایت به کاهش فقر منتهی شود. لذا هدف این مطالعه، تأثیر رشد بخشی (کشاورزی، صنعت و خدمات) بر شاخص فقر استان لرستان است. جهت برآورد مدل تحقیق از داده های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۰ و مدل اقتصادسنجی ARDL استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که در بلندمدت رشد بخش های صنعت و خدمات باعث کاهش فقر در استان لرستان می شود، در حالیکه رشد بخش کشاورزی اثر معناداری را بر کاهش فقر نشان نمی دهد. همچنین نتایج نشان داد که توسعه شاخص مالی نیز باعث کاهش فقر در استان لرستان می شود. به طور که توسعه مالی از طریق مستقیم دسترسی افراد کم درآمد به اعتبارات، سبب گسترش کسب و کار این افراد می شود و قدرت خرید آنها را افزایش می دهد یا حداقل از طریق پس انداز مطلوب با فقر مبارزه می کند که نتیجه این اتفاقات می تواند کاهش فقر باشد. **واژه های کلیدی:** رشد بخشی، توسعه مالی، فقر، رویکرد ARDL، استان لرستان.

طبقه بندی JEL: I32, F63, O47

۱ گروه اقتصاد، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران. (mdmohamad85@yahoo.com)

۲ گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران (نویسنده مسئول) hassanvand.d@gmail.com

۳ گروه اقتصاد، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران younesnademi@abru.ac.ir

۴ گروه اقتصاد دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران hamid.asayesh@ abru.ac.ir

۱- مقدمه

فقر مردم را از لذت بردن از زندگی شایسته باز می‌دارد. درآمدهای پایین رشد ثروت افراد را محدود می‌کند و به طور بالقوه می‌تواند آنها را در دام فقر بیندازد (بارت و کارتر^۱، ۲۰۱۳؛ دوتا و کومار^۲، ۲۰۱۶؛ میرزا و همکاران^۳، ۲۰۱۹؛ ناشولد^۴، ۲۰۱۳). کاهش فقر از اولویت‌های مهم هر کشور و نیز استراتژی‌های توسعه ملی قرار دارد. افزایش توسعه مالی داخلی یکی از ابزارهایی است که سیاستگذاران در سطح ملی برای دستیابی به هدف کاهش فقر در دسترس هستند (گنانگنان^۵، ۲۰۲۱). چندین مطالعه شواهد تجربی را گزارش کرده‌اند که توسعه مالی به کاهش فقر کمک می‌کند (ریویلاک^۶، ۲۰۱۷؛ بوخاتم^۷، ۲۰۱۶). در حالی که توسعه مالی همچنان یک عامل مهم برای کاهش فقر است، می‌توان این سوال را نیز مطرح کرد که آیا سطح فقر در یک کشور برای توسعه بخش مالی آن اهمیت دارد یا خیر. ارتباط این موضوع بر این واقعیت استوار است که ادبیات مربوط به اثرات کلان اقتصادی فقر نشان داده است که فقر بر سرمایه انسانی تأثیر منفی می‌گذارد (اشرف^۸، ۲۰۱۸؛ زیدی و همکاران^۹، ۲۰۱۹؛ خان و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۰؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰). اثر منفی فقر بر توسعه سرمایه انسانی به ویژه زمانی افزایش می‌یابد که افراد فقیر دسترسی محدودی به بازارهای اعتباری داشته باشند (بانرجی و دوفلو^{۱۱}، ۲۰۱۴؛ کاروالیو و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۶). بنابراین، افزایش فقر باعث کاهش سرمایه‌گذاری افراد فقیر در سرمایه انسانی (به عنوان مثال، آموزش و سلامت) می‌شود (هاوشوفر و فهر^{۱۳}، ۲۰۱۴؛ پرکینز و همکاران^{۱۴}، ۲۰۱۲)، و نیروی کار کمتر بهره‌وری ایجاد می‌کند (برونینگ و ماجید^{۱۵}، ۲۰۲۰). در این میان، انباشت سرمایه انسانی برای توسعه مالی حیاتی است (کول و همکاران^{۱۶}، ۲۰۱۴؛ ابراهیم و ساره^{۱۷}، ۲۰۱۸؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰؛ سیبل و همکاران^{۱۸}، ۲۰۱۵؛ زیدی و همکاران، ۲۰۱۹). به طور کلی، فقر بیشتر منجر به انباشت سرمایه انسانی کمتر، از جمله سطوح پایین‌تر آموزش می‌شود، در حالی که در عین حال، نشان داده شده است که توسعه سرمایه انسانی به طور مثبت با توسعه مالی مرتبط است.

¹ Barrett & Carter² Dutta & Kumar³ Mirza et al⁴ Naschold⁵ Gnanon⁶ Rewilak⁷ Boukhatem⁸ Ashraf⁹ Zaidi et al¹⁰ Khan et al¹¹ Banerjee & Duflo¹² Carvalho et al¹³ Haushofer & Fehr¹⁴ Perkins et al¹⁵ Breunig & Majeed¹⁶ Cole et al¹⁷ Ibrahim & Sare¹⁸ Sibel et al

زمینه ارتباط بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی برای مدت طولانی مورد بحث بوده است. رابینسون^۱ (۱۹۵۲) بیان کرد که وقتی سود شرکت به درستی رشد می‌کند، توسعه شرایط مالی در جامعه را تشویق می‌کند، بنابراین، مالی باعث رشد اقتصادی نمی‌شود، بلکه به تقاضاهای بخش واقعی پاسخ می‌دهد. لوکاس^۲ (۱۹۸۸) و میلر^۳ (۱۹۸۸) نیز از این حمایت می‌کنند که بیان کردند بازارهای مالی که به رشد اقتصادی کمک می‌کنند، گزاره‌هایی هستند که برای بحث درباره شواهد تجربی استفاده می‌شوند. منطق مبتنی بر رشد اقتصادی خوب تمایل به تشویق توسعه بخش مالی دارد. در همین حال، شومپتر^۴ (۱۹۱۱)، گورلی و شاو^۵ (۱۹۵۵)، گلداسمیت^۶ (۱۹۶۹) و مک کینون^۷ (۱۹۷۳) اهمیت کشف عقلانیت توانایی بخش مالی برای تشویق رشد اقتصادی را به دلیل افزایش سرمایه در دسترس گزارش کردند. رومر^۸ (۱۹۸۶) آن را شکلی از نقش بخش مالی در تشویق رشد درونزا از طریق تأثیر مثبت انباشت سرمایه، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز می‌داند (ارلاندو و همکاران^۹، ۲۰۲۰). با گذشت زمان، جایگاه بخش مالی مرتبط با رشد اقتصادی به یکی از موضوعاتی تبدیل شد که به طور گسترده مورد تحقیق قرار گرفت. فرضیه‌های زیادی برای تعیین توسعه مطابق با پس‌انداز داخلی، انباشت سرمایه، نوآوری تکنولوژیک، رشد درآمد و تعیین مالی شکل گرفت (لوی^{۱۰}، ۲۰۰۵؛ و آندریانووا و دمتریادس^{۱۱}، ۲۰۰۸). با این وجود، انتظار می‌رود زمینه توسعه در بخش مالی منجر به شرایط «شمول مالی» شود که توسط کیم و همکاران^{۱۲} (۲۰۱۸) به عنوان سهولت دسترسی و در دسترس بودن خدمات مالی رسمی، مانند سپرده بانکی، اعتبارات، بیمه و غیره برای همه شرکت‌کنندگان در یک اقتصاد در نظر گرفته شده است. هنگامی که امور مالی درآمد کلی یک کشور را بهبود می‌بخشد، توزیع آن درآمد ناگزیر در طول زمان تغییر می‌کند. این به عنوان وسیله‌ای غیرمستقیم به حساب می‌آید که از طریق آن تأمین مالی می‌تواند بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارد. از آنجایی که فعالیت‌های مالی، روندی پویا است که بر فرصت‌ها و ثروت فرد تأثیر می‌گذارد و تا حد زیادی اجتناب‌ناپذیر است، باید ارتباط مستقیمی بین تأمین مالی و توزیع درآمد وجود داشته باشد (کانیدا و همکاران^{۱۳}، ۲۰۱۸). نقش مفید توسعه مالی در رشد اقتصادی به خوبی مستند شده است. با این حال، ادبیات مربوط به رابطه بین توسعه مالی و توزیع درآمد فقر هنوز در حال شکل‌گیری است (ژانگ و بن ناصر^{۱۴}، ۲۰۱۹). رابطه بین بخش‌های مالی و واقعی بر اساس رشد اقتصادی، به مفهوم "اثر تراوش کردنی" تبدیل می‌شود، به این معنی که باعث تشویق رشد و کاهش فقر به دلیل توزیع درآمد می‌شود (جلیلیان

¹ Robinson

² Lucas

³ Miller

⁴ Schumpeter

⁵ Gurley & Shaw

⁶ Goldsmith

⁷ McKinnon

⁸ Romer

⁹ Erlando et al

¹⁰ Levine

¹¹ Andrianova & Demetriades

¹² Kim et al

¹³ Kunieda et al

¹⁴ Zhang & Ben Naceur

و کرک پاتریک^۱، ۲۰۰۵؛ کپودار^۲، ۲۰۰۶؛ و بک و همکاران^۳، ۲۰۰۷). تأثیرات ناشی از بخش مالی در حال توسعه توانایی کاهش فقر را به طور غیرمستقیم دارد (بک و همکاران، ۲۰۰۷؛ آهلین و جیانگ^۴، ۲۰۰۸؛ اودیامبو^۵، ۲۰۱۰؛ تانوی^۶، ۲۰۱۰؛ دونو-آدونسو و سیلوستر^۷، ۲۰۱۶). این تأثیر به دلیل همبستگی بین متغیرهای اقتصادی و مالی است (دونو-آدونسو و سیلوستر، ۲۰۱۵؛ بوخاتم، ۲۰۱۶).

در بین فعالیتهای اقتصادی، با رشد بخش کشاورزی انتظار می‌رود که توزیع در آمد متناسب تر و از شدت فقر کاسته شود. اکثر فعالیتهای کشاورزی مربوط به افراد کم درآمد جامعه می‌باشد. همچنین با توجه به اینکه کشاورزی یکی از مهمترین فعالیت اشتغال زایی افراد فقیر مناطق روستایی و شهری است، لذا رشد اقتصادی در آن می‌تواند علاوه بر کاهش شکاف در آمدی بین مناطق شهری و روستایی، شکاف در آمدی بین افراد فقیر و غنی در جامعه روستایی و شهری را نیز کاهش دهد (پائو و تورلو^۸، ۲۰۱۱). در کنار بخش کشاورزی رشد صنعت نیز یکی از راهکارهای ایجاد در آمد و اشتغال و تولید مهارت می‌باشد. تحقیقات نشان می‌دهد که کامیاب‌ترین اقتصاد ها آنهایی بوده که بخش صنعت خود را در جهت افزایش صادرات به کار انداخته که در تخفیف فقر هم بسیار مؤثر بوده است (مسابه و همکاران^۹، ۲۰۲۰). بررسی‌ها نشان می‌دهد که در کنار دو بخش کشاورزی و صنعت سرعت رشد بخش خدمات از لحاظ ایجاد اشتغال بیشتر بوده است. خدمات آموزشی، بهداشتی و تفریحی بر کیفیت کار سازمان‌ها تأثیر مثبت دارد. خدمات حرفه‌ای، تخصص‌های ویژه را برای رقابت‌پذیری در اختیار بنگاه‌ها می‌گذارد. حتی در مورد تولید کالا باید گفت که بخش مهمی از ارزش افزوده محصولات، حاصل نهادهای خدماتی است. بدین ترتیب، اثر رشد این بخش بر کاهش فقر متمایز از دو بخش دیگر خواهد بود (آساتیلاوویچ و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۰). اگرچه فرآیند توسعه اقتصادی ممکن است در مجموع در بلندمدت پایدار به نظر برسد، در چشم‌انداز تاریخی، تقلیل بخش کشاورزی و گسترش بخش‌های صنعتی و خدماتی منجر به تحول عظیم چشم انداز اقتصادی می‌شود. تغییر در اهمیت نسبی این سه بخش (کشاورزی، تولید و خدمات) که به همراه فرآیند توسعه اقتصادی تحقق می‌یابد، یک راه برای تعیین دقیق تغییرات ساختاری است (گاباردو و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۷).

استان لرستان با توجه به سابقه تاریخی به عنوان یکی از استان‌های محروم کشور شناخته می‌شود که عدم توسعه یافتگی در این استان همواره باعث گردیده فقر در این استان حاکم و نابرابری و رفاه مردم را تحت تأثیر قرار دهد. در این بین با وجود بخش‌های مختلف کشاورزی، صنعت و خدمات آن چنان از درجه توسعه برخوردار نیستند که بتوانند رفاه مردم این استان را تامین کنند. نظر به اینکه عدم وجود صنعت و صنایع بزرگ در استان،

¹ Jalilian & Kirkpatrick

² Kpodar

³ Beck et al

⁴ Ahlin & Jian

⁵ Odhiambo

⁶ Thanvi

⁷ Donou-Adonsou & Sylwester

⁸ Pauw & Thurlow

⁹ Musabeh et al

¹⁰ Asatillaevich et al

¹¹ Gabardo et al

استفاده نشدن از پتانسیل‌های طبیعی به ویژه در بخش کشاورزی و نبود سیستم جامع برای بکارگیری افراد در بخش خدمات همه و همه دست به دست هم داده‌اند تا این استان در زمره استان‌های فقیر و دارای سطح رفاه پایین بشمار آید. از طرفی، توسعه بخش مالی و نحوه اثرگذاری آن بر فقر که به تازگی مورد توجه محققان قرار گرفته است، به طور دقیق مشخص نمی‌باشد. در این راستا، این تحقیق با استفاده از داده‌های سالانه برای استان لرستان طی دور ۱۳۹۹-۱۳۶۰ و با به کارگیری رویکرد $ARDL^1$ به بررسی تأثیر رشد بخشی (کشاورزی، صنعت و خدمات) و توسعه مالی بر شاخص فقر استان لرستان پرداخته است.

نظریه‌های مربوط به تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد عمدتاً پیش‌بینی‌های مثبتی ارائه می‌دهند. یک رشته از ادبیات یک رابطه خطی را پیشنهاد می‌کند و نشان می‌دهد که امور مالی می‌تواند نابرابری و فقر را کاهش دهد. گالور و زیر^۲ (۱۹۹۳) اگرچه با هدف مطالعه نابرابری و اقتصاد کلان، اقتصادی را مدل می‌کنند که در آن سرمایه انسانی به دلیل توسعه مالی انباشته می‌شود، بنابراین، توزیع درآمد می‌تواند تحت شرایط خاصی بهبود یابد. مسئولان کشورها به دنبال تحقق نیازهای افراد جامعه از جمله خوراک، پوشاک، مسکن، اشتغال، امنیت اجتماعی، بهداشت و درمان، تعلیم و تربیت می‌باشند. از اینرو برای شناسایی سطح استاندارد زندگی افراد از شاخص رفاه اقتصادی استفاده می‌کنند و به صورت ترکیبی یا منفرد اندازه‌گیری می‌شوند. شاخص‌های ترکیبی رفاه، تلفیقی از شاخص‌های منفرد می‌باشند. شاخص‌های منفرد تنها به اندازه‌گیری متغیر اقتصادی-اجتماعی معینی می‌پردازد و در نتیجه فقط توان ارزیابی یک بعد خاص از رفاه را دارند (پورفتحی و کفایی، ۱۳۹۹). در ادامه به برخی مطالعات در زمینه فقر و رابطه آن با توسعه مالی و رشد اقتصادی اشاره شده است. خانعلی زاده (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر توسعه بازار سرمایه و رشد اقتصادی بر فقر پرداخته است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر تمامی متغیرهای بکارگرفته شده بر میزان فقر در کشور ایران منفی می‌باشد. همچنین متغیر ارزش معاملات انجام شده در بورس بیشترین تأثیر منفی را در میان متغیرهای توسعه بازار سرمایه بر میزان فقر داشته است. مولانا و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثرات توسعه مالی بر فقر نسبی در مناطق شهری ایران با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل، ضمن تایید تأثیر غیرخطی توسعه مالی بر فقر، نشان می‌دهد که شاخص‌های توسعه مالی در قالب یک ساختار دو رژیم بر فقر در مناطق شهری ایران اثر می‌گذارند به نحوی که در دامنه‌های رشد اقتصادی کمتر و بیشتر از ۹/۲ درصد تأثیر شاخص‌های توسعه مالی بر فقر متفاوت و معنی‌دار می‌باشد. نتایج بیانگر این است که متغیر توسعه مالی در بخش بانکی اثر منفی و معنی‌داری بر فقر دارد. به عبارتی بهبود در وضعیت توسعه مالی در بخش بانکی منجر به کاهش فقر در جامعه می‌شود اما توسعه مالی در بخش بازار سرمایه نسبت به توسعه مالی در بخش پولی اثرات کمتری بر کاهش فقر داشته است. مهبینی زاده و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی در ایران پرداختند. با استفاده از متغیر سهم اشتغال بخش‌های اصلی اقتصاد شامل کشاورزی، صنعت و خدمات به عنوان متغیرهای ساختاری در قالب الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، تأثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی، از طریق تغییرات رفاهی معادل

¹ Autoregressive Distributed Lags

² Galor & Zeira

هیکس اندازه‌گیری شده است. در ۴ سناریوی مورد بررسی، نتایج تمام سناریوها حاکی از تأثیر منفی تغییرات ساختاری در قالب متغیر اشتغال بر سطح رفاه اقتصادی است. سایر نتایج پژوهش حاکی از اثر سرریز شدن رشد بخش خدمات بر بخش صنعت است. آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی اثر توسعه مالی بر سطح فقر در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی پرداختند. نتایج بدست آمده حاکی از این است که توسعه مالی رابطه U معکوس با سطح فقر دارد و بیشتر کشورهای مورد بررسی در قسمت صعودی این منحنی قرار دارند. از طرفی، سایر برآوردها نشان دادند که تأثیرگذاری مؤثرتر توسعه مالی بر کاهش فقر در میان کشورهای دارای سطح درآمد بالا و متوسط و همچنین کشورهای دارای حاکمیت قانونی قوی‌تر بیشتر است. حسونود و نادمی (۱۳۹۶) به بررسی اثرات توسعه مالی بر کاهش فقر در ایران پرداختند. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق نشان می‌دهد که بر اساس هر دو شاخص توسعه مالی (عمق مالی و نسبت تسهیلات اعطایی سیستم بانکی به بخش غیردولتی تقسیم بر تولید ناخالص داخلی)، توسعه مالی تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر فقر مطلق داشته است. بدین معنا که تا قبل از حد آستانه مشخصی، توسعه مالی موجب بدتر شدن وضعیت فقر مطلق در جامعه می‌شود اما پس از عبور از این حد آستانه و گسترش توسعه مالی در کشور، گسترش توسعه مالی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر کاهش فقر مطلق دارد. احمدی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل در دو گروه از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته و با متمایز ساختن تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مطرح شده است. این نتایج حاکی از آن است که ضریب شاخص توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه (۰/۰۲) و در کشورهای توسعه یافته (۰/۰۴-) می‌باشد. همانطور که تئوری‌های نابرابری درآمدی و توسعه مالی، پیش‌بینی‌های متفاوتی از رابطه این دو متغیر بیان نموده‌اند، توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه، ابتدا باعث افزایش نابرابری شده و سپس با افزایش متوسط درآمد و دسترسی اکثر خانوارها به واسطه‌ها و خدمات مالی، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. در حالیکه در کشورهای توسعه یافته یک رابطه منفی خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی وجود دارد که بیانگر کاهش نابرابری درآمدی به واسطه توسعه بازارها و واسطه‌های مالی می‌باشد. همچنین ضرایب درآمد سرانه، تورم و نیز مقدار با وقفه ضریب جینی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته هم علامت بوده و با فروض مدل نیز همخوانی دارند. راغفر و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری در ایران طی برنامه‌های اول تا چهارم توسعه پرداختند. تجزیه تغییرات فقر در مناطق شهری، روستایی و کل کشور نشان می‌دهد که اثر خالص رشد بر فقر منفی است اما اثر خالص نابرابری دارای نوسانات مثبت و منفی بوده است. تحولات اقتصادی و سیاسی در ایران طی دوره مورد مطالعه تا حد زیادی می‌تواند این روند نامنظم را توجیه کند. محاسبه شاخص نرخ رشد معادل فقر و مقایسه نتایج برنامه‌های توسعه اول تا چهارم اقتصادی، اجتماعی ایران نیز نشان می‌دهد که علیرغم وجود برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی در کشور سیاست اثرگذاری برای دستیابی به رفاه و آسایش مستمر دنبال نشده است. فرهمند و همکران (۱۳۹۲) به بررسی اثر تولید و رشد بخشی بر فقر و رفاه اجتماعی در استان‌های ایران پرداختند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که هرچند با رشد بخش‌های مذکور رفاه کل در کشور افزایش پیدا کرده است، اما این رشد همراه با افزایش نابرابری در بین خانوارها در بیشتر استان‌های کشور بوده است. از طرف دیگر به طور

متوسط رشد بخش خدمات نسبت به دو بخش دیگر بیشتر می‌باشد. همچنین تأثیر آموزش نیروی انسانی و بهداشت در افزایش رفاه و کاهش فقر به وضوح قابل مشاهده است. عصارى آرانی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک پرداختند. نتایج این مطالعه تجربی حاکی از این است که توسعه مالی از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند سهم بسزایی در کاهش فقر و نابرابری در این کشورها داشته باشد. کودیو و گاکپا^۱ (۲۰۲۲) به بررسی اثر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر کاهش فقر و نابرابری در غرب آفریقا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی یک شرط ضروری برای کاهش فقر است و بهبود کلی در کیفیت موسسات به طور قابل توجهی به کاهش فقر و نابرابری درآمد در دراز مدت کمک می‌کند. این کمک به ویژه از طریق بهبود نهادهای دموکراتیک، کاهش محدودیت‌های بوروکراتیک، کیفیت سیستم قضایی و نظارتی، کنترل فساد و کیفیت ثبات دولت انجام می‌شود. ژنگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱) به بررسی رابطه توسعه مالی و فقر در صنعت شیلات چین پرداختند. نتایج، وجود اثر غیرمستقیم بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر ماهیگیران را تایید کرده است. این بدان معناست که تأثیر توسعه مالی بر کاهش فقر ماهیگیران در چین عمدتاً به نقش واسطه رشد اقتصادی متکی است. گنانگنان (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر فقر بر توسعه مالی با تأکید بر نقش باز بودن تجارت پرداخته است. این مطالعه همچنین اثر توسعه مالی بر فقر را از طریق کانال سرمایه انسانی بررسی کرده است. تجزیه و تحلیل با استفاده از نمونه‌ای از ۱۳۶ کشور (اعم از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه) در دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۷، و روش‌های دو مرحله‌ای تعمیم یافته انجام شده است. نتایج نشان داده است که نرخ‌های فقر بالاتر توسعه بخش مالی را تضعیف می‌کند و این اثر از طریق کانال توسعه سرمایه انسانی عمل می‌کند. در واقع، نرخ بالاتر فقر با توسعه مالی کمتر در کشورهایی که سرمایه انسانی کمتری انباشته می‌کنند، همراه است. علاوه بر این، باز بودن تجارت برای تأثیر فقر بر توسعه مالی اهمیت دارد. به‌ویژه، نرخ‌های بالاتر فقر، گسترش بخش مالی را در شرایط پایین‌تر باز بودن تجارت تضعیف می‌کند. بنابراین، باز بودن تجارت بیشتر به کاهش اثر منفی توسعه مالی فقر کمک می‌کند و این اثر منفی ممکن است برای سطوح بسیار بالای باز بودن تجارت مثبت باشد. ارلاندو و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی رابطه شمول مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر با استفاده از مدل علیت دو متغیره VAR تودا-یاماموتو و خودرگرسیون بردار پانل پویا در اندونزی پرداختند. نتایج مدل علیت دو متغیره حاکی از سطح ارتباط بالایی بین شمول مالی، رشد اقتصادی، فقر و توزیع درآمد در شرق اندونزی است. رشد اقتصادی-اجتماعی تأثیر مثبتی بر سطح شمول مالی و تأثیر منفی بر فقر دارد. در همین حال، شمول مالی تأثیر مثبتی بر نابرابری دارد که منجر به نابرابری درآمدی گسترده در شرق اندونزی می‌شود. زامر و همکاران^۳ (۲۰۲۰) به بررسی تقویت کارایی فقرزدایی از طریق نوآوری‌های تکنولوژیکی، جهانی شدن و توسعه مالی در چین پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که کارایی فقرزدایی در مناطق مختلف طی سال‌ها افزایش یافته است. با این حال، از منظر فضایی، کارایی جامع کاهش فقر در چین بسیار نابرابر توزیع شده است. علاوه بر این، نوآوری تکنولوژیکی و توسعه

¹ Kouadio & Gakpa

² Zheng et al

³ Zameer et al

مالی به طور مثبت بر کارایی کاهش فقر در چین تأثیر می‌گذارد. با این حال، نتایج برای تأثیر جهانی شدن بر کارایی کاهش فقر ناچیز است. برنینگ و مجید^۱ (۲۰۲۰) به بررسی رابطه نابرابری، فقر و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد نابرابری تأثیر منفی بر رشد دارد. با این حال، نشان می‌دهند که وقتی هم نابرابری و هم فقر را در نظر می‌گیرند، به نظر می‌رسد که اثر منفی نابرابری بر رشد در میان کشورهای با فقر بالا متمرکز است. ژانگ و بن ناصر (۲۰۱۹) به بررسی رابطه توسعه مالی، نابرابری و فقر پرداختند. آنها دسترسی مالی، عمق، کارایی، ثبات و آزادسازی را در نظر گرفتند. این مطالعه سه یافته اصلی را گزارش می‌کند: (۱) چهار بعد از پنج بعد توسعه مالی (دسترس، عمق، کارایی و ثبات) می‌تواند به طور قابل توجهی نابرابری و فقر را کاهش دهد، (۲) آزادسازی مالی تمایل به تشدید نابرابری و فقر دارد، (۳) توسعه بانکداری نسبت به توسعه بازار سهام تأثیر قابل توجهی بر توزیع درآمد نشان می‌دهد. اینوی^۲ (۲۰۱۸) به بررسی رابطه توسعه مالی، رمیتانس^۳ (حواله‌های ارزی) و کاهش فقر را در ۱۲۰ کشور در حال توسعه پرداختند. نتایج نشان داد که توسعه مالی و رمیتانس به بهبود شرایط فقر در کشورهای در حال توسعه کمک می‌کند. علاوه بر این، دریافتند که حواله‌های ارزی جایگزین توسعه مالی در فرآیند فقرزدایی می‌شوند. چن و همکاران^۴ (۲۰۱۶) به بررسی تأثیرات پیری جمعیت و رشد اقتصادی بر فقر روستایی چین پرداختند. نتایج نشان داد که نابرابری درآمدی جمعیت فقیر در مناطق روستایی بدتر شده است. تا حدی، نابرابری درآمدی، دشواری کاهش فقر را افزایش می‌دهد، اگرچه افزایش درآمد می‌تواند شرایط زندگی فقرای روستایی را بهبود بخشد. بر اساس تحلیل آنها از تئوری جداسازی، اثرات مثبت رشد اقتصادی بر کاهش فقر روستایی در اکثر نقاط ناپدید شده است. به این معنا که رشد اقتصادی نمی‌تواند مشکل فقر روستایی را حل کند. ملوک و همکاران^۵ (۲۰۱۲) به بررسی رابطه رشد اقتصادی و کاهش فقر در مالزی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد، تحولات فقر را توضیح می‌دهد. رشد اقتصادی برای کاهش فقر ضروری است اما کافی نیست، به خصوص اگر هدف کاهش سریع و پایدار فقر باشد.

۲- روش‌شناسی

در این مطالعه با توجه نوع و هدف تحقیق، کاربردی و به لحاظ کنترل متغیرها یک تحقیق غیر آزمایشی و از نوع توصیفی-همبستگی می‌باشد. انجام پژوهش در قالب قیاسی استقرایی و اطلاعات آن از نوع رویدادی است. در این مطالعه از اطلاعات اقتصاد استان لرستان طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار گرفته است. منبع داده‌های مورد استفاده پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد و جهت برآورد مدل مورد نظر از روش ARDL استفاده شده است. قابل ذکر است که جهت تخمین مدل از نرم افزار Eviews12 استفاده گردید.

¹ Breunig & Majee

² Inoue

³ Remittance

⁴ Chen et al

⁵ Mulok et al

مدل پژوهش بر پایه مطالعات کودیو و گاکپا (۲۰۲۲) و ارلاندو و همکاران (۲۰۲۰)، به صورت رابطه ۱ می‌باشد.
رابطه ۱)

$$\ln PSI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Agr_t + \beta_2 \ln Ind_t + \beta_3 \ln Ser_t + \beta_4 \ln FD_t + \beta_5 \ln Inf_t + \beta_6 \ln Gini_t + \mu_t$$

که PSI شاخص فقر (شاخص پایداری فقر)، Agr رشد تولید بخش کشاورزی (درصد رشد تولید بخش کشاورزی)، Ind رشد تولید بخش صنعت (درصد رشد تولید بخش صنعت)، Ser رشد تولید بخش خدمات (درصد رشد تولید بخش خدمات)، FD شاخص توسعه مالی (حجم تسهیلات بانکی)، Inf نرخ تورم (نرخ تورم سالانه) و Gini ضریب جینی می‌باشند. در این مطالعه از شکل لگاریتمی متغیرها استفاده شده است.

در این مطالعه جهت محاسبه شاخص فقر از شاخص پایداری فقر (PSI^1) استفاده شده است. برای محاسبه این شاخص از هزینه‌های مصرفی و خط فقر سالانه خانوار استفاده می‌شود. هزینه‌های مصرفی عبارتند از: هزینه‌های مواد غذایی، پوشاک، مسکن، کالاهای خانگی، فردی و گوناگون. به عبارتی دیگر می‌توان گفت که هزینه مصرفی برابر است با مجموع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی.

$$PSI = 1 - e^{-\left(\frac{C}{LP}\right)} \quad \text{رابطه ۲}$$

که C هزینه‌های مصرفی سالانه خانوار و LP خط فقر جاری می‌باشد. مقدار PSI در دامنه صفر و یک قرار دارد. هر اندازه مقدار شاخص PSI بیشتر باشد، گویای سطح رفاه بیشتر خواهد بود. برای اینکه سطح فقر را متناسب و هم‌جهت با افزایش و کاهش این شاخص سازیم، مقدار آن را از واحد کسر می‌نماییم. بدیهی است که با ضرب مقدار مذکور در عدد صد می‌توان آن را به شکل زیر نوشت:

$$PI = (1 - PSI) \times 100 \quad \text{رابطه ۳}$$

که PI میزان فقر برحسب درصد می‌باشد (سپهوند، ۱۳۹۴). به منظور اندازه‌گیری خط فقر بر پایه مفهوم نسبی می‌توان با محاسبه میانگین مخارج خانوارها و تعیین درصدی از آن به عنوان خط فقر اقدام نمود. البته در این روش اگرچه به مفهوم نسبی فقر تأکید شده اما دیدگاه نظری مستدلی برای تعیین درصد مورد نظر وجود ندارد، و در واقع تعیین ۵۰ درصد و یا ۶۶ درصد اختیاری و تجربی است و هر محقق می‌تواند آن را برای خود تعیین نماید. با این حال بر اساس مطالعات گذشته، در این تحقیق از ۶۶ درصد میانگین مخارج به عنوان معیار تعیین خط فقر استفاده شده است. در این روش ابتدا میانگین مخارج محاسبه می‌شود سپس در مرحله بعد ۶۶ درصد میانگین مخارج به عنوان خط فقر در نظر گرفته می‌شود (سپهوند، ۱۳۹۴).

¹ Poverty sustainability index

۲-۱- رویکرد ARDL

این روش از لحاظ آماری روشی بهتر و معنی‌دارتر برای تعیین روابط همجمعی در نمونه‌های کوچک است. در حالی که تکنیک جوهانسون جهت اعتبار نتایجش به نمونه‌های بزرگ نیاز زیادی دارد. بر اساس مطالعه‌ی پسران^۵ و همکاران (۲۰۰۱)، با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب، می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل به دست آورد. در این روش برای هر یک از متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارز-بیزین (SBC)، آکائیک (AIC)، حنان کوئین (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده، وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود (سپهوند و همکاران، ۱۳۹۵).

ARDL نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد؛ اول اینکه می‌توان این آزمون را صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل I(0) و I(1) یا به صورت متقابل هم‌انباشته باشند، به کار برد. دوم اینکه این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌مند. سوم اینکه این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (نارایان^۱ و نارایان، ۲۰۰۴) و چهارمین مزیت این است که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است (آلام و کوزای^۲، ۲۰۰۳).

بعد از مطالعه پسران، شین و اسمیت^۳ (۲۰۰۱)، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (ARDL) را معرفی می‌نمایند. این الگو بر اساس متغیرهای این پژوهش تبیین شده است.

رابطه (۴)

$$\Delta \ln PI_t = \alpha_0 \sum_{k=1}^{n1} \alpha_{1k} \Delta \ln PI_{t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \alpha_{2k} \Delta \ln Agr_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \alpha_{3k} \Delta \ln Ind_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \alpha_{4k} \Delta \ln Ser_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \alpha_{5k} \Delta \ln FD_{t-k} + \sum_{k=0}^{n6} \alpha_{6k} \Delta \ln Inf_{t-k} + \sum_{k=0}^{n7} \alpha_{7k} \Delta \ln Gini_{t-k} + \omega_t$$

در این معادله متغیرها همان متغیرهای معادله اول می‌باشند و ضرایب آن ضرایب کوتاه‌مدت است که با نرمالیزه کردن ضرایب سطح^۴ ضرایب بلندمدت بدست می‌آیند^۵. درواقع این معادله یک مدل تصحیح خطا است که در آن عبارت خطای با وقفه معادله (۱) با معادل آن جایگزین گردیده است، در واقع ترکیب خطی با وقفه می‌باشد. در این راستا اثرات کوتاه‌مدت از تخمین ضرایب متغیرهای تفاضل مرتبه اول به دست آمده و اثرات بلندمدت از نرمالیزه کردن ضرایب بخش تصحیح خطا با ضریب β_0 ، به دست می‌آیند. با اینحال برای برآورد ضرایب بلندمدت باید هم انباشتگی داشته باشند.

Narayan

² Alam & Quazy

³ Pesaran, Shin & Smith

⁴ Level

^۵ به منظور نرمالیزه کردن ضرایب تمامی ضرایب به ضریب β_0 تقسیم می‌شوند ($\beta_3 = \beta_3 / \beta_0$ ، $\beta_2 = \beta_2 / \beta_0$ ، $\beta_1 = \beta_1 / \beta_0$ ، ...)

۳- یافته‌ها

در این قسمت، شاخص‌های توصیفی هر یک از متغیرهای مطالعه مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج جدول ۱، میانگین رشد بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به ترتیب برابر با ۰/۵۵۵، ۲/۲۱۰ و ۳/۰۴۹ درصد می باشد که بیانگر آن است که رشد بخش خدمات نسبت به دو بخش دیگر در استان لرستان از رشد بیشتری برخوردار است. همچنین میانگین شاخص فقر برابر با ۱۹/۳۱۳ با انحراف معیار ۴/۸۴۲ می باشد که گویای آن است که شاخص فقر در استان لرستان از نوسان کمی برخوردار است. شرح سایر متغیرها در جدول ۱ قابل مشاهده می باشد.

جدول ۱- شاخص‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	کشدگی	چولگی
شاخص فقر	۱۰/۱۸۰	۳۷/۷۲۰	۱۹/۳۱۳	۴/۸۴۲	۶/۷۴۹	۱/۴۴۱
رشد بخش کشاورزی	-۲۰/۹۴۰	۲۳/۴۷۰	۰/۵۵۵	۹/۲۳۲	۳/۷۰۹	۰/۶۷۸
رشد بخش صنعت	-۲۸/۰۹۰	۱۲۱/۰۷۰	۲/۲۱۰	۲۱/۵۸۵	۲۴/۴۱۴	۴/۲۵۷
رشد بخش خدمات	-۷/۵۴۰	۲۰/۷۵۰	۳/۰۴۹	۶/۵۵۹	۲/۸۹۹	۰/۳۳۷
شاخص توسعه مالی	۵۰۲	۲۲۰۳۰۵	۲۸۷۰۱	۴۶۹۲۵	۹/۱۹۰	۲/۴۶۱
نرخ تورم	۸/۷۰۴	۴۲/۳۲۱	۱۷/۱۵۶	۸/۴۱۱	۴/۷۳۰	۱/۵۹۴
ضریب جینی	۰/۲۵۹	۰/۴۳۳	۰/۳۷۴	۰/۰۴۳	۲/۸۲۹	-۰/۹۱۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

پیش از برآورد مدل لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل تحقیق مورد آزمون قرار گیرد. زیرا نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این مطالعه جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون-های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) استفاده شده است. مطابق با نتایج جدول ۲، بر اساس نتایج آزمون ADF، متغیرهای لگاریتم رشد بخش کشاورزی، لگاریتم رشد بخش صنعت، لگاریتم رشد بخش خدمات و لگاریتم نرخ تورم در سطح مانا می‌باشند. به عبارت دیگر، درجه انباشتگی آنها برابر با صفر می‌باشد. در طرف دیگر، متغیرهای لگاریتم شاخص فقر، لگاریتم شاخص توسعه مالی و لگاریتم ضریب جینی در سطح مانا نبوده و پس از یک بار تفاضل گیری مانا شده‌اند. به عبارت دیگر، درجه انباشتگی آنها یک می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج آزمون PP، متغیرهای لگاریتم رشد بخش کشاورزی، لگاریتم رشد بخش صنعت و لگاریتم رشد بخش خدمات در سطح مانا می‌باشند. به عبارت دیگر، درجه انباشتگی آنها برابر با صفر می‌باشد. در طرف دیگر، متغیرهای لگاریتم شاخص فقر، لگاریتم نرخ تورم، لگاریتم شاخص توسعه مالی و لگاریتم ضریب جینی در سطح مانا نبوده و پس از یک بار تفاضل گیری مانا شده‌اند. به عبارت دیگر، درجه انباشتگی آنها یک می‌باشد. بنابراین مطابق با نتایج آزمون ریشه واحد، محدودیتی جهت استفاده از مدل ARDL وجود ندارد.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آزمون	آماره در سطح	سطح معناداری	آماره در تفاضل مرتبه اول	سطح معناداری	وضعیت
LnPI	ADF	-۲/۱۷۵	۰/۲۱۸	-۸/۱۱۹	۰/۰۰۰	I(1)
	PP	-۲/۰۹۲	۰/۲۴۸	-۸/۰۹۴	۰/۰۰۰	I(1)
LnAgr	ADF	-۷/۱۸۹	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
	PP	-۹/۹۳۶	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
LnInd	ADF	-۶/۲۳۹	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
	PP	-۷/۹۵۲	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
LnSer	ADF	-۶/۱۲۲	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
	PP	۶/۱۲۲	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
LnFD	ADF	۱/۲۲۱	۰/۹۹۷	-۵/۱۶۲	۰/۰۰۰	I(1)
	PP	۱/۱۶۳	۰/۹۹۷	-۵/۱۵۲	۰/۰۰۰	I(1)
lnInf	ADF	-۳/۹۹۸	۰/۰۰۳	-	-	I(0)
	PP	-۲/۱۴۲	۰/۲۲۹	-۸/۵۹۱	۰/۰۰۰	I(1)
lnGini	ADF	۲/۷۰۵	۰/۹۹۹	-۵/۹۲۵	۰/۰۰۰	I(1)
	PP	-۱/۵۷۱	۰/۴۸۷	-۱۸/۹۷۹	۰/۰۰۰	I(1)

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد مبنی بر اینکه متغیرها همجمع از مرتبه صفر و یک هستند، مجاز هستیم از الگوی خود توضیح با وقفه های توزیعی برای تخمین روابط کوتاه مدت و بلندمدت استفاده کنیم. در گام اول، نتایج الگوی اولیه یا کوتاه مدت برآورد شده است. مطابق با معیار شوارز- بیزین و حداکثر وقفه ۴، در نهایت مدل بهینه با وقفه (1,2,2,0,1,2,4) به عنوان بهترین مدل برآورد شده است. مطابق با نتیجه جدول ۳، می توان گفت در کوتاه مدت، رشد بخش خدمات، توسعه مالی و نرخ تورم می توانند بر شاخص فقر استان لرستان اثرگذار باشند. ضریب تعیین برابر با ۰/۹۳۱ می باشد که بیانگر آن است که متغیرهای توضیحی توانسته اند ۹۳/۱ درصد از تغییرات شاخص فقر را توضیح دهند.

بعد از تخمین معادله پویا و قبل از بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، آزمون وجود همجمعی بلندمدت در بین متغیرهای موجود انجام شده است. در این مطالعه از روش الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است و نتایج در جدول ۴ ارائه شده است. ضریب تصحیح خطا معنی دار و دارای علامت منفی است. بنابراین، چون ضریب تصحیح خطا بین صفر و منفی یک است، وجود رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها تأیید شده است. با توجه به اینکه ضریب تصحیح خطا با علامت منفی ظاهر شده است، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر

وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۸۶ درصد از خطای عدم تعادل تعدیل می‌شود.

جدول ۳- نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت خطی (ARDL (1,2,2,0,1,2,4)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
lnW (-1)	۰/۱۳۹	۰/۱۱۳	۱/۲۲۶	۰/۲۳۶
lnAgr	-۰/۰۸۹	۰/۰۵۳	-۱/۶۶۴	۰/۱۱۴
lnAgr (-1)	۰/۰۴۱	۰/۰۳۹	۱/۰۴۴	۰/۳۱۱
lnAgr (-2)	-۰/۱۱۶	۰/۰۳۹	-۲/۹۷۳	۰/۰۰۸
lnInd	۰/۰۵۱	۰/۰۳۰	۱/۶۹۴	۰/۱۰۸
lnInd (-1)	۰/۰۱۸	۰/۰۲۹	۰/۶۳۳	۰/۵۳۴
lnInd (-2)	۰/۰۶۶	۰/۰۳۲	۲/۰۷۴	۰/۰۵۳
lnSer	-۰/۰۵۰	۰/۰۲۳	-۲/۱۴۵	۰/۰۴۶
lnFD	-۰/۶۷۲	۰/۱۴۳	-۴/۶۸۸	۰/۰۰۰
lnFD (-1)	۰/۵۹۴	۰/۱۴۴	۴/۱۰۴	۰/۰۰۰
lnInf	۰/۲۲۵	۰/۰۶۸	۳/۲۷۵	۰/۰۰۴
lnInf (-1)	-۰/۰۷۲	۰/۰۷۶	-۰/۹۵۷	۰/۳۵۱
lnInf (-2)	۰/۳۵۲	۰/۰۷۱	۴/۹۰۵	۰/۰۰۰
lnGini	۰/۲۴۰	۰/۳۶۷	۰/۶۵۵	۰/۵۲۱
lnGini (-1)	۰/۱۱۰	۰/۳۹۰	۰/۲۸۲	۰/۷۸۱
lnGini (-2)	-۰/۲۲۵	۰/۴۰۶	-۰/۵۵۴	۰/۵۸۶
lnGini (-3)	۰/۲۵۱	۰/۵۴۱	۰/۴۶۴	۰/۶۴۸
lnGini (-4)	-۲/۰۲۹	۰/۳۹۸	-۵/۰۹۰	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۰/۵۳۵	۰/۵۲۸	۱/۰۱۴	۰/۳۲۴
ضریب تعیین=۰/۹۳۱	ضریب تعیین تعدیل شده=۰/۸۵۹	آماره F=۱۲/۹۱۰ (۰/۰۰۰)	دوربین- واتسون=۲/۲۶۱	آماره شوارز-بیزین= -۰/۸۸۸

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۴- نتایج آزمون تصحیح خطای مدل (ECM)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
D(lnAgr)	-۰/۰۸۹	۰/۰۲۱	-۴/۱۴۹	۰/۰۰۰
D(lnAgr (-1))	۰/۱۱۶	۰/۰۱۶	۶/۸۹۰	۰/۰۰۰
D(lnInd)	۰/۰۵۱	۰/۰۱۸	۲/۸۳۰	۰/۰۱۱

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
D(lnInd (-1))	-۰/۰۶۶	۰/۰۱۷	-۳/۷۲۷	۰/۰۰۱
D(lnFD)	-۰/۶۷۲	۰/۰۸۰	-۸/۳۶۳	۰/۰۰۰
D(lnInf)	۰/۲۲۵	۰/۰۳۹	۵/۶۷۶	۰/۰۰۰
D(lnInf (-1))	-۰/۳۵۲	۰/۰۵۲	-۶/۷۳۹	۰/۰۰۰
D(lnGini)	۰/۲۴۰	۰/۲۵۴	۰/۹۴۵	۰/۳۵۷
D(lnGini (-1))	۲/۰۰۳	۰/۲۵۱	۷/۹۵۸	۰/۰۰۰
D(lnGini (-2))	۱/۷۷۸	۰/۲۷۸	۶/۳۷۷	۰/۰۰۰
D(lnGini (-3))	۲/۰۲۹	۰/۳۰۱	۶/۷۲۴	۰/۰۰۰
ECM	-۰/۸۶۰	۰/۰۶۶	-۱۲/۸۵۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین=۰/۸۹۶	ضریب تعیین تعدیل شده=۰/۸۴۹	آماره F=۵۰/۰۴۰ (۰/۰۰۰)	دوربین- واتسون=۲/۲۶۱	آماره آکائیک= -۱/۵۸۵

منبع: یافته های پژوهشگر

قبل از محاسبه رابطه بلندمدت، بایستی امکان وجود رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آزمون باند استفاده شده است. مطابق با نتایج جدول ۵، مقدار آماره آزمون ۱۴/۶۳۸ است که از همه کرانه های فهرست شده در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر است. بنابراین فرض صفر رد می شود و در نتیجه می توان گفت رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۵- آزمون باند برای مدل خطی

آماره آزمون	مقدار	سطح معناداری	I(0)	I(1)
آزمون F	۱۴/۶۳۸	٪ ۱۰	۲/۲۵۴	۳/۳۸۸
		٪ ۵	۲/۶۸۵	۳/۹۶۰
		٪ ۱	۳/۷۱۳	۵/۳۲۶

منبع: یافته های پژوهشگر

در نهایت، رابطه بلندمدت برآورد شده است. مطابق با نتایج جدول ۶، در بلندمدت رشد بخش های صنعت و خدمات اثر معناداری را بر رفاه نشان می دهند، درحالی که رشد بخش کشاورزی اثر معناداری را بر شاخص فقر نشان نمی دهد. ضریب برآورد شده برای بخش های صنعت و خدمات به ترتیب برابر با ۰/۱۵۹- و ۰/۰۵۸- می باشند که در سطح ۹۵ و ۹۰ درصد معنادار می باشند. بنابراین می توان گفت رشد بخشی بر شاخص فقر استان لرستان اثرگذار می باشد. همچنین می توان گفت در بین بخش های مختلف اقتصادی، بخش صنعت در استان لرستان بیشترین اثر را بر شاخص فقر دارد. دیگر نتایج نشان می دهد که شاخص توسعه مالی نیز اثر معناداری بر فقر دارد. ضریب برآورد

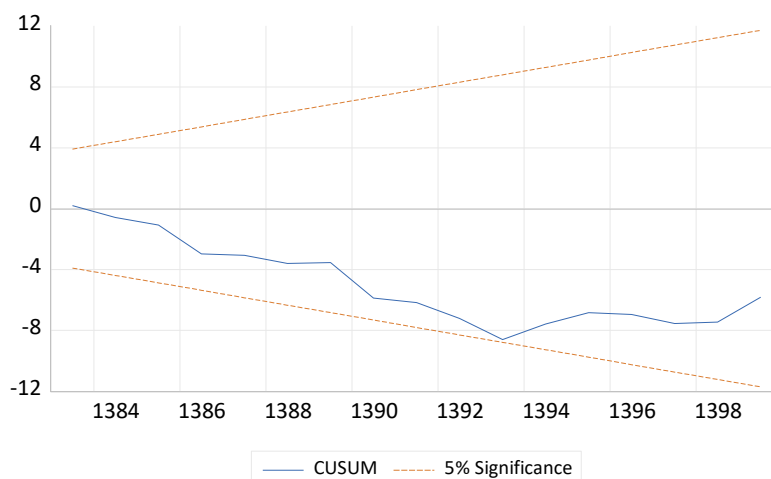
شده برابر با ۰/۰۹۱- می‌باشند که در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشند. در نهایت نیز نتایج نشان داد که نرخ تورم و ضریب جینی به ترتیب با ضرایب ۰/۵۸۷ و ۱/۹۲۰ رابطه مثبتی با شاخص فقر استان لرستان دارند.

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی بلندمدت خطی (ARDL)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
lnAgr	-۰/۱۹۰	۰/۱۳۳	-۱/۴۳۳	۰/۱۶۹
lnInd	-۰/۱۵۹	۰/۰۶۳	-۲/۵۱۴	۰/۰۲۲
lnSer	-۰/۰۵۸	۰/۰۲۹	-۱/۹۶۶	۰/۰۶۵
lnFD	-۰/۰۹۱	۰/۰۴۰	-۲/۲۷۵	۰/۰۳۶
lnInf	۰/۵۸۷	۰/۱۰۳	۵/۶۹۱	۰/۰۰۰
lnGini	۱/۹۲۰	۰/۵۹۸	۳/۲۰۸	۰/۰۰۵
عرض از مبدأ	۰/۶۲۲	۰/۶۱۶	۱/۰۰۹	۰/۳۲۶

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در ادامه به منظور بررسی ثبات ضرایب مدل، از آزمون مجموع تجمعی (CUSUM) استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. مطابق با نمودار ۱، آماره این آزمون در داخل خطوط مستقیم قرار داشته که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معنی داری ۵ درصد می‌باشد.



نمودار ۱- آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)

(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

در نهایت نیز آزمون‌های تکمیلی انجام شده است. جدول ۷، نتایج آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات خطای مدل را نشان می‌دهد. آزمون خودهمبستگی سریالی بروش گادفری نشان می‌دهد که مدل برآورد شده دارای خودهمبستگی سریالی نیست. آزمون نرمالیتی نیز نشان می‌دهد که جملات اخلال مدل دارای توزیع نرمال است. همچنین آزمون واریانس ناهمسانی نیز نشان داد که جملات اخلال مدل دچار ناهمسانی واریانس نیست.

جدول ۷- آزمون‌های تصریح مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
آزمون خودهمبستگی بروش گادفری	۱/۹۵۵	۰/۱۷۵
آزمون نرمالیت	۰/۱۸۳	۰/۹۱۲
آزمون واریانس ناهمسانی	۲/۰۴۸	۰/۱۲۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴- نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش با هدف بررسی رشد بخشی (کشاورزی، صنعت و خدمات) و توسعه مالی بر شاخص فقر استان لرستان با استفاده از رویکرد ARDL انجام شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که بخش‌های صنعت و خدمات و همچنین توسعه بخش مالی می‌توانند در بلندمدت، فقر را در استان لرستان کاهش دهند. در حالیکه بخش کشاورزی این توانایی را نشان نداده است. رشد اقتصادی و کاهش فقر همواره از مهمترین اهداف سیاسی و اقتصادی کشورها بوده است. زیرا فقر در طول تاریخ بشری همواره یکی از پدیده‌های نامطلوب اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف به شمار رفته و در حال حاضر نیز به عنوان یکی از معضلات بزرگ جوامع جهانی شناخته می‌شود. اما یکی از مهمترین راه‌های مبارزه با فقر افزایش تولید ناخالص داخلی می‌باشد که بواسطه آن می‌توان فقر و نابرابری درآمدی را در جامعه کاهش داد اما دستیابی به رشد اقتصادی خود مستلزم بکارگیری عوامل متعددی از جمله سرمایه، نیروی انسانی، انرژی و... است. اقتصاددانان معتقدند که رشد اقتصادی تقریباً به نفع همه شهروندان یک کشور است و در نتیجه فقر را کاهش می‌دهد. اگر رشد اقتصادی درآمد همه افراد جامعه را به نسبت مساوی افزایش دهد، توزیع درآمد تغییر نخواهد کرد. با این حال، اگر رشد بدون کاهش فقر رخ دهد، توزیع درآمد ممکن است نابرابر شود. این امکان وجود دارد که رشد سریع بدون کاهش فقر اتفاق بیفتد، اما همانطور که بسیاری از مطالعات نشان می‌دهند این بعید است. در واقع، این امکان وجود دارد که توزیع درآمد تا حدودی بدتر شود در حالی که درآمد فقرا افزایش می‌یابد. همچنین این عقیده وجود دارد که کشورهای با نرخ رشد اقتصادی بالاتر در ۳۰ سال گذشته به کاهش بیشتری در فقر دست یافته‌اند. دیدگاه دیگری حاکی از آن است که اگر کسی می‌خواهد فقر را کاهش دهد باید به رشد اقتصادی توجه ویژه‌ای شود. آیا این درست است؟ اما ممکن است این استراتژی سریع‌تر برای کاهش نرخ فقر نباشد. در دهه گذشته، گروه سابق اصرار داشتند که رشد به خودی خود در نهایت منجر به افزایش درآمد، از جمله در میان فقرا خواهد شد. اما طرف دوم تا حدودی مخالفت کرد و به جای آن بر

الگوی رشد تاکید کرد. به عنوان مثال، دنی رودریک، اقتصاددان هاروارد، در سال ۲۰۰۰ ادعا کرد که رشد نه تنها برای فقرا خوب است، بلکه برای رشد اقتصادی نیز مفید است. یک سوال همیشگی و مرموز در اقتصاد توسعه این است که آیا رشد اقتصادی به خودی خود برای کاهش فقر کافی است؟ این واقعیت که بسیاری از فقرای جهان اکنون در کشورهای با درآمد متوسط زندگی می‌کنند (که طبق تعریف، رشد اقتصادی معقولی را تجربه کرده‌اند) نشان می‌دهد که رشد به خودی خود برای کاهش فقر کافی نیست. مشکل همیشگی فقر در کشورهای در حال توسعه بسیاری را بر آن داشته است که کارآمدی رشد و توسعه اقتصادی را به عنوان ابزاری برای کاهش فقر زیر سوال ببرند. سیاست‌های کلان صحیح و باز بودن در برابر اقتصاد جهانی ممکن است در کاهش فقر مهم باشد. این سیاست‌ها عمدتاً از طریق تأثیرشان بر رشد اقتصادی عمل می‌کنند: کشورهایی که سیاست‌های کلان اقتصادی بهتری دارند سریع‌تر رشد می‌کنند و این رشد در نهایت فقر را کاهش می‌دهد. نتایج نشان داد که بخش صنعت اثری معنادار بر فقر استان لرستان دارد. استان لرستان به رغم اینکه می‌تواند سهم قابل توجهی از صنعت کشور را در خود جای دهد ولی وضعیت چندان خوبی در این بخش ندارد. وجود مشکلاتی اعم از: عدم اعمال معافیت‌های مالیاتی و بیمه‌ای، ضعف توان رقابت بنگاه‌های صنعتی کوچک، ناپایداری و نوسان پرداخت تسهیلات در بخش صنعت، عدم ورود بنیادها و هلدینگ‌های اقتصادی جهت سرمایه‌گذاری در استان، ناکافی بودن اعتبارات شهرک-های صنعتی، عدم وجود پایانه‌های صادراتی در استان و ... باعث گردیده است که این بخش نتواند نقش کلیدی خود را به خوبی در کاهش فقر نشان دهد. همچنین نتایج نشان داد که بخش خدمات اثر معناداری بر فقر استان لرستان دارد. توسعه بخش‌های خدماتی به عنوان یکی از زمینه‌های مهم که پتانسیل اقتصادی کشور را افزایش می‌دهد، مورد توجه بوده است. زیرا، یکی از موضوعات اصلی در شرایط تحول ساختاری اقتصاد، توسعه این حوزه و همچنین افزایش سطح اشتغال جمعیت در حوزه است. بازار خدمات در استان با توسعه انواع جدیدی از خدمات؛ گردشگری، بانکی، مالی، بیمه، اطلاعات و ارتباطات در حال بهبود است.

تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ادبیات با استفاده از رویکردهای مختلف اقتصادسنجی و نمونه‌های داده به خوبی مستند شده است. تعداد کمی تأثیر تشدیدکننده توسعه مالی بر توزیع درآمد را یافته‌اند، حتی اگر تئوری دلایل محکمی برای کاهش نابرابری و فقر ارائه می‌دهد. کسانی که به این نتیجه می‌رسند که امور مالی در کاهش فقر و نابرابری مؤثر است، عمدتاً بر بعد تعمیق مالی تمرکز کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که نابرابری درآمد و فقر را به صورت خطی کاهش می‌دهد. لذا نتایج این مطالعه نشان داد که توسعه مالی می‌تواند به کاهش نابرابری درآمد و فقر کمک کند. این مطالعه ادبیاتی را غنی می‌کند که به مطالعه رابطه بین مالی و توزیع درآمد می‌پردازد. علاوه بر افزایش عمق بخش مالی، گسترش دسترسی و بهبود کارایی و ثبات نیز می‌تواند به کاهش نابرابری و فقر کمک کند. توسعه مالی برای توسعه اقتصادی ضروری است. این می‌تواند رشد اقتصادی را از جمله با بسیج و هدایت پس‌انداز به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد، بهینه‌سازی تخصیص سرمایه و جذب جریان‌های سرمایه خارجی که خود سرریزهای مهمی را در کشورهای میزبان ایجاد می‌کند، ارتقا دهد. منابع مالی محدودی که استان‌ها برای تامین نیازهای توسعه‌ای خود در اختیار دارند، مستلزم تعمیق بخش مالی داخلی است. یکی از ابزارهای دستیابی به این هدف می‌تواند اتخاذ تدابیری باشد که به کاهش فقر کمک می‌کند و همزمان فرصت‌ها و وسایلی را برای

شهروندان، از جمله فقیرترین‌ها، برای افزایش سرمایه انسانی فراهم می‌کند. حتی در کشورهایی که افزایش سطح فقر را تجربه می‌کنند، اقداماتی که برای توسعه بخش مالی مطلوب است، شامل اقداماتی می‌شود که باز بودن تجارت را ترویج می‌کند. راهی برای تحقیقات آتی می‌تواند کشف میزانی باشد که تأثیر فقر بر توسعه مالی از طریق عوامل متعددی مانند نرخ‌های پس‌انداز، میزان باز بودن مالی، درجه تنوع محصول صادراتی و کیفیت نهادی و حاکمیتی دارد. لذا می‌توان گفت دولت‌ها از طریق تأمین مالی خرد که ارائه انواع تسهیلات می‌تواند از جمله آنها باشد، از شدت فقر بکاهد. با توجه به این مسئله که استان لرستان جزء استان‌های کم‌برخوردار است، ارائه تسهیلات توانسته است، از شدت فقر در این استان بکاهد.

تعارض منافع

هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

تشکر و قدردانی

بدینوسیله مراتب سپاس، تقدیر و تشکر خویش را از استادان گرامی و فرزانه جناب آقایان دکتر داریوش حسنونند، دکتر یونس نادمی و دکتر حمید آسایش که بنده را در نگارش این سند پژوهشی یاری نمودند، اعلام می‌دارم. همچنین از دیگر اساتید و کارکنان دانشگاه آزاد اسلامی واحد الیگودرز که در مسیر دفاع از رساله دکتری اینجانب همکاری نموده‌اند، کمال تشکر را دارم.

فهرست منابع

- احمدی، علی اکبر، رستمی نیا، محمداسماعیل و غیبی، علیرضا. (۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته با روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM. اقتصاد مالی، ۱۰(۳۶): ۳۲-۱۵.
- آذربایجانی، کریم، نجفی، زهرا و جمالی، سمیه. (۱۳۹۸). بررسی اثر توسعه مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی. سیاست گذاری اقتصادی، ۱۱(۲۱): ۱۹۴-۱۷۱.
- پورفتحی، نغمه و کفایی، سیدمحمدعلی. (۱۳۹۹). بررسی اثرگذاری نحوه تعیین نرخ ارز بر رفاه اقتصادی. اقتصاد مالی، ۱۴(۵۳): ۱۳۱-۹۷.
- حسونند، داریوش و نادمی، یونس. (۱۳۹۶). اثرات توسعه مالی بر کاهش فقر در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۵۲(۱): ۳۵-۶۰.
- خانعلی زاده، بهمن. (۱۴۰۰). تأثیر توسعه بازار سرمایه و رشد اقتصادی بر فقر. پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، ۱۲(۲۲): ۲۶-۱۱.
- راغفر، حسین، باباپور، میترا و یزدان پناه، محدثه. (۱۳۹۴). بررسی رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری در ایران طی برنامه های اول تا چهارم توسعه. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۴(۱۶): ۷۹-۵۹.

- سپهوند، ا.، اسفندیاری، س. و مهرابی بشرآبادی، ح. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر مکانیزاسیون کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۷(۳): ۶۱۸-۶۰۹.
- سپهوند، احسان. (۱۳۹۴). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر فقر خانوارهای روستایی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی.
- عساری آرانی، عباس، ناصری، علیرضا و آقایی خوندابی، مجید. (۱۳۸۸). تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک (OPEC). پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۹(۳): ۵۱-۲۹.
- فرهمند، شکوفه، طیبی، سیدکامیل و کریمی، محسن. (۱۳۹۲). اثر تولید و رشد بخشی بر فقر و رفاه اجتماعی در استان‌های ایران (۸۶-۱۳۷۹). جامعه‌شناسی کاربردی (مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان)، ۲۴(۲): ۱۴۲-۱۲۷.
- مولانا، سیدمسیح، نجفی زاده، عباس، سرلک، احمد و حاجی، غلامعلی. (۱۳۹۹). بررسی اثرات توسعه مالی بر فقر نسبی در مناطق شهری ایران: شواهدی از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR). پژوهشنامه اقتصادی، ۲۰(۷۷): ۱۶۲-۱۲۹.
- مهبینی زاده، منصور، یاوری، کاظم، جلالی، سیدعبدالمجید و جعفرزاده، بهروز. (۱۳۹۸). تأثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی در ایران، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر. اقتصاد مالی، ۱۳(۴۸): ۱۹۰-۱۶۷.
- Ahlin, C., & Jiang, N. (2008). Can micro-credit bring development?. *Journal of Development Economics*, 86(1), 1-21.
- Alam, M. I. & Quazy, R. M. (2003). Determinant of capital flight: an econometric case study of Bangladesh. *Review of applied economics*, Vo. 17, PP 85-103.
- Andrianova, S., & Demetriades, P. (2008). Sources and effectiveness of financial development: what we know and what we need to know. In *Financial Development, Institutions, Growth and Poverty Reduction* (pp. 10-37). Palgrave Macmillan, London.
- Asatillaevich, A.B., Abidovna, X.D., Abduraxmonovich, N.Z. & Akramjanovich, M.F. (2020). The impact of service sector on welfare. *Journal of Critical Reviews*, 7(5): p 330-333.
- Ashraf, B. N. (2018). Do trade and financial openness matter for financial development? Bank-level evidence from emerging market economies. *Research in International Business and Finance*, 44, 434-458.
- Banerjee, A., & Duflo, E. (2014). Do firms want to borrow more: Testing credit constraints using a targeted lending program. *The Review of Economic Studies*, 81, 572-607.
- Barrett, C. B., & Carter, M. R. (2013). The economics of poverty traps and persistent poverty: Empirical and policy implications. *The Journal of Development Studies*, 49, 976-990.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of economic growth*, 12(1), 27-49.
- Boukhatem, J. (2016). Assessing the direct effect of financial development on poverty reduction in a panel of low- and middle-income countries. *Research in International Business and Finance*, 37, 214-230.

- Breunig, R., & Majeed, O. (2020). Inequality, poverty and economic growth. *International Economics*, 161, 83–99.
- Breunig, R., & Majeed, O. (2020). Inequality, poverty and economic growth. *International Economics*, 161, 83–99.
- Carvalho, L., Meier, S., & Wang, S. W. (2016). Poverty and economic decision making: Evidence from changes in financial resources at payday. *The American Economic Review*, 106(2), 260–284.
- Chen, J., Wang, Y., Wen, J., Fang, F., & Song, M. (2016). The influences of aging population and economic growth on Chinese rural poverty. *Journal of Rural Studies*, 47, 665–676.
- Cole, S., Paulson, A., & Shastry, G. (2014). Smart money? The effect of education on financial outcomes. *The Review of Financial Studies*, 27(7), 2022–2051.
- Donou-Adonsou, C. F., & Sylwester, K. (2015). Macroeconomic effects of microfinance: evidence from developing countries. *J. Econ*, 41(1), 21–35.
- Donou-Adonsou, F., & Sylwester, K. (2016). Financial development and poverty reduction in developing countries: New evidence from banks and microfinance institutions. *Review of development finance*, 6(1), 82–90.
- Dutta, S., & Kumar, L. (2016). Is poverty stochastic or structural in nature? Evidence from rural India. *Social Indicators Research*, 128, 957–979.
- Erlando, A., Riyanto, F. D., & Masakazu, S. (2020). Financial inclusion, economic growth, and poverty alleviation: evidence from eastern Indonesia. *Heliyon*, 6(10), e05235.
- Gabardo, F. A., Pereima, J. B., & Einloft, P. (2017). The incorporation of structural change into growth theory: A historical appraisal. *EconomiA*, 18 (2017), pp. 392–410.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macroeconomics. *Review of Economic Studies*, 60, 35–52.
- Gnangnon, S.K. (2021). Effect of poverty on financial development: Does trade openness matter?. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82: 97–112.
- Goldsmith, R. W. (1969). Financial structure and development (No. HG174 G57).
- Gurley, J. G., & Shaw, E. S. (1955). Financial aspects of economic development. *The American economic review*, 45(4), 515–538.
- Haushofer, J., & Fehr, E. (2014). On the psychology of poverty. *Science*, 344(6), 862–867.
- Ibrahim, M., & Sare, Y. A. (2018). Determinants of financial development in Africa: how robust is the interactive effect of trade openness and human capital? *Economic Analysis and Policy*, 60, 18–26.
- Inoue, T. (2018). Financial development, remittances, and poverty reduction: Empirical evidence from a macroeconomic viewpoint. *Journal of Economics and Business*, 96, 59–68.
- Jalilian, H., & Kirkpatrick, C. (2005). Does financial development contribute to poverty reduction?. *Journal of development studies*, 41(4), 636–656.
- Khan, M. A., Gu, L., Khan, M. A., & Oláh, J. (2020). Natural resources and financial development: The role of institutional quality. *Journal of Multinational Financial Management*, 56, Article 100641.

- Khan, Z., Hussain, M., Shahbaz, M., Yang, S., & Jiao, Z. (2020). Natural resource abundance, technological innovation, and human capital nexus with financial development: A case study of China. *Resources Policy*, 65, Article 101585.
- Kim, D. W., Yu, J. S., & Hassan, M. K. (2018). Financial inclusion and economic growth in OIC countries. *Research in International Business and Finance*, 43, 1-14.
- Kouadio, H. K., & Gakpa, L. L. (2022). Do economic growth and institutional quality reduce poverty and inequality in West Africa?. *Journal of Policy Modeling*, 44(1), 41-63.
- Kpodar, K. (2006). *Développement financier, instabilité financière et croissance économique: implications pour la réduction de la pauvreté* (Doctoral dissertation, Université d'Auvergne-Clermont-Ferrand I).
- Kunieda, T., Nishimura, K., & Shibata, A. (2018). Specializations, financial constraints, and income distribution. *International Review of Economics & Finance*, 56, 3-14.
- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1, 865-934.
- Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development* (Washington: Brookings Institute).
- Miller, M. H. (1998). Financial markets and economic growth. *Journal of applied corporate finance*, 11(3), 8-15.
- Mirza, M. U., Richter, A., van Nes, E. H., & Scheffer, M. (2019). Technology driven inequality leads to poverty and resource depletion. *Ecological Economics*, 160, 215-226.
- Mulok, D., Kogid, M., Asid, R., & Lily, J. (2012). Is economic growth sufficient for poverty alleviation? Empirical evidence from Malaysia. *Cuadernos de economía*, 35(97), 26-32.
- Musabeh, A., Alrifai, K. & Kalloub, M. (2020). Financial development, economic growth and welfare: evidence from emerging countries. *Journal of Business, Economics and Finance -JBEP* (2020), Vol.9(2). p.118-131. <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2020.1218>.
- Narayan, P. K. & Narayan, S. (2004). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22, 423-438.
- Naschold, F. (2013). Welfare dynamics in Pakistan and Ethiopia - does the estimation method matter? *The Journal of Development Studies*, 49(7), 936-954.
- Odhiambo, N. M. (2010). Is financial development a spur to poverty reduction? Kenya's experience. *Journal of Economic Studies*.
- Pauw, K. & Thurlow, J. (2011). Agricultural growth, poverty and nutrition in Tanzania. *Journal of Food Policy*, 36, 795-804.
- Perkins, D. H., Radelet, S., Lindauer, D. L., & Block, S. A. (2012). *Economics of development*. New York, NY: W.W. Norton.
- Rewilak, J. (2017). The role of financial development in poverty reduction. *Review of Development Finance*, 7(2), 169-176.
- Robinson, J. (1979). The generalisation of the general theory. In *The generalisation of the general theory and other essays* (pp. 1-76). Palgrave Macmillan, London.

- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, 94(5), 1002-1037.
- Schumpeter, J. (1911). *The Theory of Economic Development: an Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle*. Harvard University Press, Cambridge.
- Sibel, B. E., Kadir, Y. E., & Ercan, D. (2015). Local financial development and capital accumulations: Evidence from Turkey. *Panaeconomicus*, 62, 339-360.
- Thanvi, R. K. (2010). *Microfinance Outreach: Comparing Banks and MFI (Bandhan) in Cooch Behar District*. Centre for Microfinance Research. Bankers Institute of Rural Development.
- Zaidi, S. A. H., Wei, Z., Gedikli, A., Zafar, M. W., Hou, F., & Iftikhar, Y. (2019). The impact of globalization, natural resources abundance, and human capital on financial development: Evidence from thirty-one OECD countries. *Resources Policy*, 64, Article 101476.
- Zameer, H., Shahbaz, M., & Vo, X. V. (2020). Reinforcing poverty alleviation efficiency through technological innovation, globalization, and financial development. *Technological Forecasting and Social Change*, 161, 120326.
- Zhang, R. & Ben Naceur, S. (2019). Financial development, inequality, and poverty: Some international evidence. *International Review of Economics & Finance*, 61:1-16.
- Zheng, H., Zhang, L., Wang, S., Xu, J., & Zhao, X. (2021). The affecting channels and performances of financial development and poverty reduction: New evidence from China's fishery industry. *Marine Policy*, 123, 104324.

**The Effect of Sectoral Growth and Financial Development on Poverty Using the ARDL Approach
(Case Study: Lorestan Province)**

Mohammad Malekshahi¹

Dariussh Hassanvand²

Younes Nademi³

Hamid Asayesh⁴

Received: 04/ January/2025 Accepted: 24/ February/2025

Abstract

Reducing poverty has always been one of the most important economic and political priorities of countries. One of the most important ways to reduce poverty is economic growth, which can reduce poverty and income inequality in society, but achieving economic growth requires the use of several factors, including capital, human power, energy, etc. For this reason, paying more and more attention to financial markets, which can be one of the important means of financing economic institutions and enterprises, will definitely be able to become the basis for increasing economic growth and ultimately lead to the reduction of poverty. Therefore, the purpose of this study is the effect of sector growth (agriculture, industry and services) on the poverty index of Lorestan province. In order to estimate the research model, the annual data during the period of 1981-2020 and the ARDL econometric model have been used. The results show that in the long term, the growth of the industry and service sectors reduces poverty in Lorestan province, while the growth of the agricultural sector does not show a significant effect on poverty reduction. Also, the results showed that the development of the financial index also reduces poverty in Lorestan province. So that financial development through direct access of low-income people to credits, causes the expansion of the business of these people and increases their purchasing power, or at least, it fights poverty through optimal savings, which can reduce poverty as a result of these events.

Keywords: Sectoral Growth, Financial Development, Poverty, ARDL Approach, Lorestan Province.

JEL Classification: I32, F63, O47

¹Department of Economics, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, Iran.
(mdmohamad85@yahoo.com)

² Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Lorestan. Iran
(Corresponding author) hassanvand.d@gmail.com

³ Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran younesnademi@abru.ac.ir

⁴ Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran hamid.asayesh@ abru.ac.ir



بحران کووید ۱۹ و تلاطم بازار سهام؛ رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در سطح صنایع

جعفر حقیقت^۱

سارا معصومزاده^۲

فاطمه سید هاشمی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۶

چکیده

سیستم‌های مراقبت‌های بهداشتی در سراسر جهان به دنبال ظهور ویروس کووید ۱۹ و ایجاد سندرم تنفسی حاد با چالش مهمی روبرو شده‌اند. تغییرات به وجود آمده در زندگی روزمره مردم پس از این همه‌گیری، منجر به ایجاد چالش‌ها و تغییرات بسیار شده است؛ بازار سهام ایران نیز از تأثیرات این بحران مصون نبوده است. از این رو مطالعه حاضر، به بررسی تأثیر بحران کووید ۱۹ بر تلاطم بازار سهام در هفت صنعت بورسی نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، قند و شکر و محصولات کانی در بازه زمانی ۲۰ بهمن ۱۳۹۸ الی ۳۱ فروردین ۱۴۰۰ با استفاده از مدل غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در دو رژیم قبل از کووید ۱۹ و بعد از کووید ۱۹ پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که با افزایش تعداد مرگ و میرهای ناشی از ویروس کووید ۱۹ تلاطم ریسک کل در صنعت فلزات افزایش داشته و در صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، قند و شکر و محصولات کانی کاهش یافته است. هم‌چنین با افزایش تعداد مرگ و میرهای ناشی از ویروس کووید ۱۹ تلاطم ریسک سیستماتیک در صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای و قند و شکر افزایش و در صنایع خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی و محصولات کانی کاهش داشته است. بهبود یافتگان ویروس کووید ۱۹ بر ریسک کل صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای و لاستیک و پلاستیک تأثیر مثبت، در ریسک کل صنایع فلزات اساسی، خودرو، محصولات شیمیایی، قند و شکر و محصولات کانی تأثیر منفی، در ریسک سیستماتیک صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک و قند و شکر اثر مثبت و در ریسک سیستماتیک صنایع محصولات شیمیایی، فلزات اساسی و محصولات کانی اثر منفی داشته است.

واژه‌های کلیدی: کووید ۱۹، بازار سهام، تلاطم، روش غیر خطی.

طبقه بندی JEL: c22, c51, g21

۱ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول). jhaghighat79@gmail.com

۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. sarahmasoomzadeh@yahoo.com

۳ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. fatemeh.seyedhashemi@yahoo.com



۱- مقدمه

در تاریخ ۳۰ دسامبر ۲۰۱۹ نهادهای بهداشتی شهرداری ووهان، نهمین شهر پرجمعیت چین، یک اعلان فوری برای درمان سینه پهلوی با منشأ نامشخص صادر کردند. شاید کمتر کسی در جهان تصور می‌کرد که این آغاز یکی از بزرگ‌ترین بحران‌های تاریخ بشری باشد. در ۹ ژانویه نخستین مرگ بر اثر این ویروس که بعدها آن را کرونا ویروس سندروم حاد تنفسی ۲ نامیدند از همین شهر گزارش شد. موارد بعدی این ویروس یکی پس از دیگری در ژاپن، کره جنوبی، آمریکا، تایوان، هنگ کنگ، ماکائو، سنگاپور، ویتنام، فرانسه، نپال، استرالیا، کانادا، مالزی، کامبوج، آلمان، سرالینکا، فنلاند، امارات، هند، ایتالیا، فیلیپین، روسیه، اسپانیا، سوئد و انگلستان به طور رسمی گزارش شدند تا سرانجام در ۱۱ مارس ۲۰۲۰ بیماری ناشی از این ویروس از سوی سازمان بهداشت جهانی پاندمی اعلام شد. با اینکه نرخ تلفات مبتلایان به این ویروس در مقایسه با سایر بیماری‌های در طول تاریخ پایین‌تر ارزیابی می‌شود. در ۳۰ بهمن ۱۳۹۸ روابط عمومی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی به صورت رسمی نتایج آزمایش اولیه دو مورد از موارد مشکوک به ابتلای کووید ۱۹ در ایران را مثبت اعلام کرد.

سرعت شگفت‌آور گسترش این بیماری در سطح جهان به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد این ویروس و گسترش ارتباطات بین‌المللی موجب محدودیت مرادوات بین‌المللی شده است. گستردگی این محدودیت‌ها در ابعاد مختلف زندگی انسان‌ها در سراسر جهان تأثیر بسزایی داشته است. یکی از پیامدهای شرایط بعد از این ویروس، تأثیرات عمیق آن بر اقتصاد کشورها و در مجموع اقتصاد جهانی است. تأثیرات مثبت بر شماری از کسب و کارها از جمله تولیدکنندگان مواد شوینده، ضد عفونی‌کننده‌ها، اقلام بهداشتی و فروشگاه‌های آنلاین و تأثیرات منفی در اغلب کسب و کارها، صنایع، خدمات، اقتصادهای محلی، منطقه‌ای و جهانی بسیار گسترده ارزیابی می‌شود. شیوع این ویروس منجر به غافل‌گیری اقتصاد جهان به ویژه افت شدید در بازارهای مالی شده است. در گزارش منتشر شده در خصوص ریسک‌های اقتصاد جهانی ۲۰۲۰ پنج ریسک عمده برای اقتصاد جهان پیش‌بینی شده است که تمامی آن‌ها مربوط به مسائل زیست‌محیطی بوده و موضوع بیماری‌های عفونی در رتبه دهم این گزارش قرار داشت در این میان همواره بیشترین توجه تصمیم‌گیرندگان و سیاست‌مداران شرکت‌ها به موارد سنتی مربوط به ریسک‌های کسب و کار بوده است اما تنها بعد از چند هفته بعد از شیوع این ویروس نگرش به مسائل شرکت‌ها به طرز عجیبی تغییر نمود. بازارهای مالی نیز یکی از موارد تأثیرپذیر از این بحران جهانی بوده است. بازارهای مالی، به سبب نقش اساسی در گردآوری منابع از طریق پس‌اندازهای کوچک و بزرگ موجود در اقتصاد ملی، بهینه‌سازی گردش منابع مالی و هدایت آن‌ها به سوی مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی، مورد توجه قرار می‌گیرند.

شاخص کل بورس تهران در تاریخ ثبت اولین مورد ابتلای کووید ۱۹ قله ۴۷۸۷۵۵ را فتح نموده بود که از نظر فعالان بازار سرمایه سیگنال منفی قوی برای خروج از بازار سرمایه را نشان می‌داد چراکه شاخص تا آن روز از ابتدای سال ۱۳۹۸ رشد ۱۶۷ درصدی را تجربه کرده بود اما در کمال شگفتی روند افزایشی شاخص و قیمت سهام پذیرفته شده در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران نه تنها متوقف نشد بلکه در کمتر از ۳ ماه با عبور از عدد یک میلیون واحد توجه سرمایه‌گذاران و فعالان این بازار را به خود جلب نمود. با توجه به رکود حاکم بر اقتصاد ایران

و جهان، مسائل و مشکلات ساختار اقتصاد ایران و عدم تناسب رشد قیمت بسیاری از سهام با وضعیت مالی و سودآوری شرکت‌ها برخی صاحب نظران بر این باور هستند که بازدهی تجربه شده در بازار بورس ایران حاصل شکل گیری حباب در قیمت سهام بوده و دیر یا زود این افزایش قیمت‌ها ریزشی خواهد بود و ضرر هنگفتی را متوجه سهام داران و عمدتاً تازه واردان این بازار تحمیل خواهد نمود. در مقابل این نظر؛ گروه دیگر با بر شمردن دلایل متعدد نه تنها روند افزایش قیمت سهام را طبیعی می‌انگارند بلکه ریسک سقوط قیمت‌ها را ناچیز می‌دانستند و این بازار را اصلی‌ترین گزینه سرمایه گذاری، سفته بازی و سپر تورمی اشخاص حقیقی و حقوقی می‌دانستند. تأثیر ویروس کووید ۱۹ در جامعه جهانی بسیار نامشخص است زیرا گسترش بیماری، شدت و میزان مرگ و میر، اثرات اقتصادی نامطلوب و منفی بر بخش‌های مختلف هم چنان عوامل مبهمی به شمار می‌آیند. اما در این وضعیت سطح واکنش بازار بورس به این ویروس و به اصطلاح پیش خور شدن قیمت‌ها دال بر تأثیر منفی کووید ۱۹ بر شرکت‌ها و بورس می‌باشد. در این حالت بازارهای سهام به طور مداوم به احتمالات مربوط به اثرات منفی بر بخش‌های مالی به روز رسانی می‌شوند و کاهش ارزش سهام نشان از اعتقاد سرمایه گذاران و تحلیل گران به اثر منفی شیوع این ویروس دارد. تأثیرات منفی در غالب ترکیبی از شوک‌های عرضه و تقاضا و عدم قطعیت ظهور کرده است که عمدتاً به دلیل بسته شدن کارخانه‌ها، شرکت‌ها و هم چنین محدودیت‌های سفر بوده است. اثرات زیان بار اقتصادی این تحولات برای کشورها به دلیل قطع زنجیره تأمین جهانی، کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات وارداتی و هم چنین کاهش قابل توجه در گردشگری بین المللی و سفرهای تجاری است. برای مثال ویروس کووید ۱۹ در ۹ مارس ۲۰۲۰ در یک روز منجر به افت حدود ۱۰ درصدی شاخص بورس امریکا شده است. از این مطالعه حاضر به بررسی تأثیر کووید ۱۹ بر نوسانات بازار بورس طی بازه زمانی ۲۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۳۱ فروردین ۱۴۰۰ با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در دو رژیم قبل از کووید ۱۹ و بعد از کووید ۱۹ در ۷ صنعت فعال بازار بورس نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، قند و شکر و محصولات کانی پرداخته شده است.

سازمان‌دهی تحقیق حاضر به این ترتیب است که بعد از مقدمه حاضر، مروری بر ادبیات تحقیق که شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق می‌باشد، آورده می‌شود. بخش سوم به عنوان روش‌شناسی تحقیق دربرگیرنده مدل تحقیق و داده‌های مورد استفاده می‌باشد. بخش چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌ها می‌پردازد. در نهایت، بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

پیشینه پژوهش

در این قسمت ابتدا مبانی نظری تحقیق مطرح شده سپس مطالعات تجربی مرتبط با موضوع تحقیق مرور می‌شود. بازار سرمایه موتور تجهیز منابع مالی برای بخش واقعی اقتصاد محسوب می‌شود و یکی از راه‌کارهای مناسب تأمین مالی طرح‌های اقتصادی می‌باشد. این بازار با متنوع سازی ابزارها، سرمایه‌گذاران مختلفی را جذب کرده و بدین وسیله به بخش حقیقی اقتصاد کمک می‌نماید (زینی الدینی و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۴۶). روش‌ها و ابزارهای مختلفی برای تأمین مالی به منظور تأمین تجهیزات، سرمایه در گردش و ... برای پروژه‌های صنعتی، معدنی، ساختمانی در

بازار سرمایه وجود دارد که از آن جمله می‌توان به ابزارهای مبتنی بر بدهی (اوراق بهادار اسلامی یا همان صکوک، اوراق مشارکت، گواهی سپرده مدت‌دار ویژه سرمایه‌گذاری، اوراق رهنی و ...) و ابزارهای مبتنی بر سرمایه (افزایش سرمایه، شرکت‌های سهامی عام، صندوق‌های زمین و ساختمان برای تأمین مالی بخش مسکن و صندوق‌های پروژه محور) اشاره نمود. پژوهش‌های مالی رفتاری آثار عوامل اجتماعی، شناختی و عاطفی بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی افراد و نهادها و همچنین، پیامدهای آن برای سود و تخصیص منابع را بررسی می‌کند. در مبحث مالی رفتاری ویژگی‌های تصمیم‌گیرندگان ثابت در نظر گرفته نمی‌شود بلکه بر شرایط نبود اطمینان و اقدامات افراد متفاوت با عقلانیت محدود تمرکز می‌شود که ناشی از تجربه و تعاملات آنان است (گزویچ^۱، ۲۰۱۴). پیشنهادی مالی‌ی رفتاری به طور تقریبی به اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ باز می‌گردد. این شاخه‌ی ترکیبی علوم مالی که در واقع علوم روان شناسی و گاهی جامعه‌شناسی را برای تحلیل بهتر مسائل بازارهای مالی مورد استفاده قرار می‌دهد، اغلب به بررسی فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و واکنش آنان در قبال شرایط مختلف بازارهای مالی می‌پردازد و تأکید آن بیشتر به تأثیر شخصیت، فرهنگ و قضاوت‌های سرمایه‌گذاران بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است (فلاح‌پور و عبداللهی، ۱۳۹۰). دیدگاه مالی رفتاری اظهار می‌دارد که روانشناسی در تصمیم‌گیری مالی نقش ایفا می‌نماید. از آنجا که خطاهای شناختی و انحرافات بر نظریات سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارند، بنابراین بر گزینه‌های مالی نیز اثر گذارند (اسلامی و کردلویی، ۱۳۸۹). در مالی رفتاری، ویژگی‌های رفتاری که بر فرآیند تصمیم‌گیری‌های افراد مؤثرند مورد مطالعه قرار می‌گیرند. این ویژگی‌ها "تورش‌های رفتاری" نامیده می‌شوند. در مالی رفتاری این ادعا مطرح می‌شود که برخی اوقات به منظور یافتن پاسخی برای معماهای تجربی موجود در حوزه‌ی مالی، ضروری است تا این احتمال را پذیرفته شود که گاهی برخی از عوامل اقتصادی کاملاً عقلایی رفتار نمی‌کنند (بیرنبرگ^۲، ۲۰۱۱). اما به گفته رابرت اولسن^۳ مالی رفتاری سعی نمی‌کند نشان دهد رفتار عقلایی نادرست است، بلکه در تلاش است که کاربرد فرآیندهای تصمیم‌گیری روانشناسی را در شناخت و پیش‌بینی بازارهای مالی نشان دهد (رهنمای رود پستی، فریدون و وحید زندیه، ۱۳۹۱).

طبق مطالعات پیشین، از جمله فاکتورهای مؤثر بر بازده سهام می‌توان به سود تقسیمی، نسبت سودآوری، نوسانات سودآوری، نوسانات بازده، ارزش شرکت، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش، تورم، رشد اقتصادی و نرخ بهره بانکی (دای، ژو و کانگ^۴، ۲۰۲۱)، نقد شوندگی و مدیریت سود (هوانگ و هو^۵، ۲۰۲۰)، حاکمیت شرکتی (کارلینی و همکاران، ۲۰۲۰)، مبادلات تجاری (هی، لوسی و وانگ^۶، ۲۰۲۰)، نااطمینانی سیاسی (چن و چیانگ^۸

1. Guzavicius

2. Birnberg

3. Robert Olsen

4. Dai, Zhu, and Kang

5. Huang, and Ho

6. Carlini

7. He, Lucey, and Wang

8. Chen, and Chiangb

، ۲۰۲۰)، قیمت نفت (وانگ^۱ و همکاران، ۲۰۱۸)، رسانه اجتماعی (ژانگ و لیو^۲، ۲۰۲۱)، احساسات سرمایه گذاران (مقصود^۳ و همکاران، ۲۰۲۰)، نوسان بازار کالا (آیکه و هو^۴، ۲۰۲۰)، اشاره کرد. در پاسخ به اینکه چگونه پیش‌بینی بازار انجام می‌شود، محققان موافق با پیش‌بینی پذیری بازده سهام، به دنبال ارزیابی روند بازار سهام و فاکتورهای مؤثر بر تغییرات این روند با توجه به شاخص‌های مالی، شاخص‌های رفتاری، وقایع سیاسی، تاریخی، اجتماعی و بلایای طبیعی بودند (دمترسکو^۵ و همکاران، ۲۰۲۰). از طرفی سرمایه گذاران نیز با رفتار و تصمیمات خود ارزش بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند. بر اساس دیدگاه مالی رفتاری، ممکن است عوامل روان شناختی سرمایه گذاران بر تصمیمات سرمایه گذاری تأثیر بگذارد و این تصمیمات، بر پایه تمایلات و ترجیحات سرمایه گذاران صورت گیرد و در این صورت ارزش بازار سهام را دچار تغییر نماید (آسیابی اقدم و همکاران، ۱۴۰۰: ۱۵۷). روشن است که در این صورت برخی از تغییرات ارزش سهام هیچ دلیل بنیادی نخواهد داشت (کیم و ها^۶، ۲۰۱۰). از سویی دیگر ارزش بازار سهام همیشه دارای تغییرات تدریجی نیست؛ بلکه ممکن است دچار تغییرات و نوسانات ناگهانی شود که در این وضعیت، تصمیمات سرمایه گذاران را دچار اختلال و آشفتگی نماید (محمد خیری و همکاران، ۱۳۹۶). کووید ۱۹ بر ترجیحات و تصمیمات سرمایه گذاران تأثیر گذار بوده و تصمیمات سرمایه گذاران نیز بر ارزش بازار سهام مؤثر است و ارزش بازار سهام را می‌تواند دچار تغییر و یا نوسان ناگهانی نماید. از سوی دیگر این ترجیحات و تمایلات ممکن است با تأثیر بر ریسک مورد انتظار و قیمت ریسک، بر نرخ بازده مورد توقع تأثیر بگذارد (ژو و نیو^۷، ۲۰۱۶)؛ از این روی، نوسانات و تغییرات ناگهانی ارزش بازار سهام نه تنها بر تأثیر کووید ۱۹ وابسته است؛ بر اساس دیدگاه روان شناختی بر عوامل روان شناختی نظیر ترجیحات و تمایلات نیز وابسته است. این موضوع ممکن است موجب افزایش نااطمینانی نسبت به بازار سرمایه و حتی ایجاد بحران مالی گردد و عامل خروج سرمایه و تضعیف نظام مالی کشور شود.

شوکه‌های ذاتی که به گونه‌ای وسیع در سیستم انتشار نیابند، با اعمالی مانند تنوع بخشی تحلیل ریسک سیستمی در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران: یک رویکرد رگرسیون چندکی، چندمتغیره قابلیت بیمه پذیری دارند، در حالی که شوکه‌های سیستماتیک که به گونه‌ای گسترده در سیستم انتشار یابند، به طور عموم بیمه پذیر نبوده یا با تنوع بخشی قابل اجتناب نیستند. شوکه‌های سیستماتیک منفی مانند رکود شدید، همواره از تأثیر نامطلوب شدیدی بر مؤسسه‌ها و بازار مالی برخوردارند تا جایی که پیامد ناشی از آن در مفهوم وسیعی از ریسک سیستمی گنجانده می‌شود (دی بنت و هارتمن^۸، ۲۰۰۰) نوسانات نسبت به اخبار بد واکنش شدیدتر در مقایسه با اخبار خوب نشان می‌دهند. از آنجا که تصمیمات سرمایه گذاران بر قیمت سهام تأثیر گذار است لذا سوگیری‌های

¹. Wang

10. Zhang , and Liu

11. Maqsood

12. Iyke, and Ho

1. demetrescu

2. Kim, and Ha

3. Zhu, and Niu

4. De Bandt and Hartmann

منفی افراد نیز بر قیمت سهام‌ها بی تأثیر نخواهد بود (براتسلوویسکی و همکاران^۱، ۲۰۰۱: ۳۶۲). نوسانات گذشته یکی از استراتژی‌های معمول برای محاسبه نوسانات فعلی و برآورد نوسانات آتی است. ترجیحاً بازده سهام یک شرکت منطبق بر بازده بازار بورس است، اگر نوسانات بازدهی سهام یک شرکت بیش از نوسانات بازار باشد ریسک از دست دادن سرمایه بالا خواهد بود. اگر نوسانات بازدهی سهام یک شرکت کمتر از بازار باشد احتمال از دست دادن بازدهی‌های بالا برای سرمایه گذار وجود دارد. در مقابل، نوسان ضمنی پیش بینی حرکت قیمت سهام است (خاوری و میر جلیلی، ۱۳۹۸: ۲۵۸). این معیار آینده نگر بوده و معامله گران از این معیار جهت محاسبه پیش‌بینی‌ها استفاده می‌کنند. این نوع نوسان به صورت ضمنی در مدل قیمت گذاری بلک شولز لحاظ شده اما به دلیل اینکه این مدل قیمت دارایی‌های اساسی را در نظر دارد به طور علنی قابل مشاهده نیست (هال^۲، ۲۰۱۸: ۲۱۵).

بحران ناشی از ویروس کووید ۱۹ یک بحران پیچیده است، بنابراین رویکرد سیستم‌های پیچیده برای درک آن ضروری به نظر می‌رسد (واگنر^۳ ۲۰۲۰) امروزه استفاده از تکنیک سیستم‌های پیچیده برای تجزیه و تحلیل امور مالی در مطالعات مختلف حائز اهمیت می‌باشد، همچنین دو ابزار کلی سیستم‌های پیچیده شامل قوانین قدرت و شبکه‌های پیچیده برای درک بی‌ثباتی‌های مالی بازارهای مورد مطالعه مهم و ضروری می‌باشند. و ایده کلی توسط پژوهشگران این حوزه در سال‌های اخیر گسترش یافته است: نخست این که رویدادهای افراطی مانند بحران‌های مالی در اقتصاد مکرر هستند این امر را می‌توان با قوانین قدرت مورد مطالعه قرار داد و دوم این که چندین سیستم، مستقل از مالی بودن آن‌ها، اقتصاد کلان با اقتصاد خرد، در معرض شوک دسته جمعی قرار دارند (پیرا^۴ و همکاران، ۲۰۲۰). پیچیدگی امکان تجزیه و تحلیل بازارهای مالی را ممکن می‌سازد، زمانی که بازارهای مالی به یک آستانه معین می‌رسند تغییر می‌کنند، یعنی نقطه‌ای که شوک‌ها می‌توانند مسیر سیستم را تغییر دهند (سورنته^۵، ۲۰۱۷)، اتصال سیستم‌های مختلف به یکدیگر مانند محیط زیست، بهداشت عمومی، صنایع و سیستم‌های مالی منجر به افزایش ریسک سیستماتیک خواهد شد و به کمک شبکه پیچیده تا حدودی نتایج اتصال این سیستم‌ها و شبکه‌ها به یکدیگر قابل رؤیت خواهد بود (هلبینگ^۶، ۲۰۱۳).

اخیراً پژوهش‌هایی در خصوص تأثیرات کووید ۱۹ و تلاطم‌ها در بازار بورس انجام شده است که به اختصار در ادامه مرور می‌شود.

بیک، موهانتی و گلامبوسکی^۷ (۲۰۲۰) به بررسی نوسانات بازار سهام و کووید ۱۹ در سطح صنایع مختلف با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد نوسانات بازار سهام در عین اینکه از شاخص‌های اقتصادی تأثیر می‌پذیرد، تحت تأثیر اخبار کووید ۱۹ قرار داشته و هر دو اخبار مثبت و

-
5. Bratslavsky et al.
 2. Hull
 3. Wagner
 4. Pereira, Ferreira
 5. Sornette
 6. Helbing
 7. Bae, Mohanty and Glambsky

منفی این بحران در رفتار بازار بورس تأثیر گذار بوده است. تأثیرات اخبار در خصوص کووید ۱۹ بر ریسک کل بسیار قابل توجه بوده اما اثر این بحران در ریسک سیستماتیک صنایع متفاوت، مختلف ارزیابی شده است. سیپوی^۱ (۲۰۲۰) به بررسی اثر کووید ۱۹ بر بازار سهام در شش کشوری که گسترش این ویروس بیشترین تأثیر را داشته است، پرداختند و نشان دادند که رفتار بازار سهام تحت تأثیر اخبار منتشر شده از کووید ۱۹ قرار می‌گیرد. لی^۲ و همکاران (۲۰۲۰) با انتخاب سه کشور فرانسه، آلمان و انگلستان، به بررسی نوسانات بازار سهام اروپا در طی بحران کووید ۱۹ پرداخت. نتایج نشان دادند که بازار سهام انگلستان و فرانسه در طی این دوره پیش‌بینی پذیر است. آیکه و هو^۳ (۲۰۲۰) با بررسی بازارهای سهام آمریکا و اروپا نشان دادند که نوسان بازار می‌تواند به عنوان پیش‌بینی برای نوسانات بازار سهام در نظر گرفته شود. با گسترش ویروس کووید ۱۹ و آثاری که بر اقتصاد جهانی گذاشت، محققین مختلف به ارزیابی تجربی آثار این رویداد بر بازارهای مختلف مالی و نوسانات اقتصادی جذب شدند. یان و همکاران^۴ (۲۰۲۰) در مقاله تحلیل تأثیر ویروس کرونا در بورس سهام و استراتژی‌های بالقوه سرمایه گذاری به این نتیجه رسیدند که اغلب بازارها در کوتاه مدت نسبت به این گونه حوادث واکنش منفی نشان می‌دهند اما در درازمدت، بازارها در نهایت خود را اصلاح می‌کنند و افزایشی خواهند شد. برای سودآوری در چنین بازارهایی، آن‌ها صناعی را که در کوتاه مدت بلافاصله تحت تأثیر ویروس قرار گرفتند و کاهش قیمت داشتند را برای سرمایه گذاری پیشنهاد کرده‌اند، زیرا در نهایت خریدار به سمت آن صنایع تمایل پیدا خواهد کرد. به طور خاص صنعت مسافرت، بخش فناوری، صنعت سرگرمی و طلا به عنوان موارد بالقوه‌ای که در آن می‌توان سود زیادی به دست آورد معرفی شده است.

ایگورزاتا و کیریوف^۵ (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط بازدهی بورس، نوسانات، همبستگی و نقدینگی طی بحران کووید ۱۹ در کشور ایتالیا با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که ارتباط نزدیکی میان بازده و نوسانات ضمنی و همبستگی وجود داشته اما با متغیر نقدینگی ارتباطی ملاحظه نشده است.

ابوزاید و همکاران^۶ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات سرریز ریسک سیستماتیک طی بحران کووید ۱۹ با استفاده از روش تصحیح خطای برداری و گارچ میان بازارهای بورس بین المللی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک با شاخص بازار جهانی و شاخص بازار بورس کشورها همبستگی داشته و شاخص بورس کشورهای اروپایی و آمریکای شمالی در مقایسه با بورس کشورهای آسیایی نسبت به شوک‌های کووید ۱۹ حساسیت بیشتری داشته‌اند.

1. Cepoi

2. Li

3. Iyke, and Ho

4. Yan, Stuart, Tu, & Zhang

5. Lgorzata and Krzysztof

6. Abuzayed et al.

هانگ و لیو^۱ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بحران کووید ۱۹ بر خطر سقوط بازار بورس در شرکت‌های بر پایه انرژی کشور چین پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که شاخص بورس در این شرکت‌ها بعد از بحران کرونا وضعیت بهتری داشته هم چنین شرکت‌هایی که با مسائل اجتماعی سروکار بیشتری داشته‌اند کمتر در معرض خطرات ناشی از بحران کرونا قرار گرفته‌اند و در نهایت شرکت‌های دولتی نسبت به شرکت‌های خصوصی کمتر در معرض خطرات احتمالی سقوط شاخص با بحران کرونا بوده‌اند.

لیو و همکاران^۲ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بحران کووید ۱۹ بر خطر سقوط بازار بورس چین با استفاده از روش گارچ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که شاخص بورس واکنش منفی نسبت به آمار روزانه افزایش بیماران کووید ۱۹ نشان می‌دهد. هم چنین با ایجاد ترس و وحشت در ذهن افراد، میزان تأثیر پذیری شاخص بورس از شوک‌های افزایش بحران این بیماری بیشتر می‌شود.

صانعی فر و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی ایجاد شبکه پیچیده اثر ویروس کرونا بر بازار بورس سهام ۵۷ کشور به همراه متغیرهای نفت، طلا، نقره و مس پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که به هم پیوستگی اقتصاد مدرن بازارهای سهام و متغیرهای اقتصادی، بحران بهداشتی را به یک بحران اقتصادی در سطح جهان تبدیل کرده است. ویروس کرونا به طور مستقیم بر ۵۷ درصد بازارهای بورس تأثیر منفی گذاشته است، این ویروس بیشترین تأثیر را بر بازارهای بورس کشورهای اروپایی و آسیایی گذاشته است، همچنین کمترین تأثیر بر بازارهای بورس کشورهای عربی و آفریقایی بوده است. ویروس کرونا به طور غیرمستقیم با تأثیرگذاری بر متغیرهای اقتصادی باعث سقوط بازارهای بورس شده است، کاهش بی سابقه قیمت نفت سبب افت ۷۶ درصد بازارهای بورس شده است و نوسانات قیمت طلا بر ۲۲ درصد این بازارها تأثیرگذار بوده است. کاهش قیمت نقره و مس بین ۲۷ تا ۵۲ درصد بازارهای سهام را با ریزش مواجه کرده است.

صراف و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی عوامل مؤثر در رشد بورس ایران با وجود شیوع ویروس کرونا پرداختند که طبق وزن دهی نتیجه گرفته شده است که تورم بالا در کنار هیجانات سرمایه‌گذاران - کاهش سپرده بانکی و حمایت دولت از بورس و کاهش درآمد نفتی دولت و حمایت دولت از بازار سرمایه به دلیل کسری بودجه و ناگزیر بودن از تأمین مالی از بازار سرمایه - نقدشوندگی بالا - رکود سایر مشاغل و... به عنوان مهم‌ترین عامل اثر گذار بر رشد بورس ایران باوجود کرونا شناسایی شد.

مهدی پور (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی شیوع بیماری کرونا بر بازدهی بازار سرمایه ایران پرداختند. نتایج به دست آمده از این مطالعه گویای این مطلب بودند که بحران کووید ۱۹، بازار سهام ایران را تحت تأثیر قرار داده است و منجر به افت بازار سهام و نوسانی شدن آن شده است.

با مرور پیشینه تجربی مشاهده می‌شود که تاکنون مطالعه‌ای در خصوص بحران کووید ۱۹ و تلاطم بازار بورس ایران انجام نشده و یا دست کم نویسندگان مطالعه حاضر به مطالعه مشابه برخورد کرده‌اند. لذا مطالعه حاضر به تأثیر کووید ۱۹ بر نوسانات بازار بورس طی بازه زمانی ۲۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۳۱ فروردین ۱۴۰۰ با استفاده از

1. Huang and Liu

2. Liu et al.

رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در دو رژیم قبل از کووید ۱۹ و بعد از کووید ۱۹ در ۷ صنعت فعال بازار بورس نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، قند و شکر و محصولات کانی پرداخته است.

روش شناسی پژوهش

این مطالعه به بررسی تأثیر کووید ۱۹ بر نوسانات بازار بورس ایران در سطح صنایع طی بازه زمانی ۲۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۳۱ فروردین ۱۴۰۰ پرداخته است. مدل پژوهش با توجه به مبانی نظری و مطالعه تجربی بیک، موهانتی و گلامبوسکی (۲۰۲۰) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta Risk_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta VIX + \gamma_2 \Delta FTR_t + \gamma_3 \Delta pDeaths + \gamma_4 pRecoveriest + \gamma_5 pG + \gamma_6 pEX + \varepsilon_t$$

به طوری که $\Delta Risk_t$ نوسان روزانه در ریسک (کل و سیستماتیک) هفت صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، قند و شکر و محصولات کانی، $\gamma_1 \Delta VIX$ تغییرات روزانه در vix اندیکاتوری است که به طور گسترده‌ای توسط معامله‌گران در بازار سهام، آتی و آپشن استفاده می‌شود و می‌تواند در درک احساسات کلی در بازار، تلاطم و میزان ترس یا اطمینان معامله‌گران و سرمایه‌گذاران کمک نماید. $\gamma_2 \Delta FTR_t$ تغییرات روزانه در محدوده هدف نرخ فدرال است نرخ وجوه فدرال نرخ است که بانک و مؤسسات مالی با آن نرخ به متقاضیان اعتبار، وام می‌دهند. $\gamma_3 \Delta pDeaths$ درصد مرگ و میرها به صورت نسبت فوتی‌ها به کل مبتلایان و $\gamma_4 pRecoveriest$ درصد بهبود یافته‌ها به صورت بهبود یافتگان به کل مبتلایان را نشان می‌دهد. همچنین $\gamma_5 pG$ نشان دهنده قیمت هر مطلق طلا و $\gamma_6 pEX$ نیز قیمت بازاری دلار می‌باشد. آمارهای مربوط به مرگ و بهبود ناشی از کووید ۱۹ از سازمان بهداشت جهانی و متغیرهای اقتصادی روزانه از پایگاه داده FRED3 و آمارهای مربوط به صنایع بورسی کشور از یادداشت‌های کدال جمع‌آوری شده‌اند.

نوسانات به صورت حرکت قیمت‌ها با در نظر گرفتن انحراف استاندارد تعریف یا محاسبه می‌شود. طبق گفته هال^۱ (۲۰۱۸) نوسان به صورت پیوسته انحراف استاندارد بازدهی تعریف می‌شود. انحراف معیار یک معیار برای ارزیابی ریسک در بلند مدت و نشان دهنده ریسک کل است. انحراف استاندارد یک معیار اندازه‌گیری آماری در امور مالی است که نوسانات و تلاطم بازار سهام را اندازه‌گیری می‌کند. نوسانات و انحراف استاندارد از شیوه‌های معمول اندازه‌گیری عملکرد گذشته سهم‌ها است. با استفاده از ریشه دوم واریانس، انحراف استاندارد محاسبه می‌شود. وقتی سرمایه‌گذاری با انحراف معیار بالای سهام مواجه است نوسانات این سرمایه‌گذاری نیز بالا خواهد بود. انحراف استاندارد غالباً برای اندازه‌گیری ریسک کل اعم از ریسک سیستماتیک و ریسک غیر سیستماتیک استفاده می‌شود.

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \quad \text{رابطه (۱)}$$

1. Hull

در این رابطه؛ s انحراف استاندارد بوده، x_i ارزش سهام، $\bar{x}$ متوسط ارزش بازدهی روزانه سهام، n تعداد کل مشاهدات می باشد.

ریسک کل هم ریسک سیستماتیک را شامل می شود و هم ریسک غیر سیستماتیک. ریسک غیر سیستماتیک مختص یک شرکت یا صنعت بوده و از طریق استراتژی های مدیریت ریسک و تنوع سازی سبد سهام، می توان این ریسک را کاهش داد. ریسک سیستماتیک به کل بازار ارتباط داشته و از این رو ریسک بازاری نیز گفته می شود. ریسک سیستماتیک شامل نرخ بهره، ریسک های سیاسی، اپیدمی ها و تغییرات کلان مانند رکود بزرگ. ریسک سیستماتیک چیزی است که سرمایه گذاران در قالب بازده مورد انتظار و جبران ریسک در نظر می گیرند. ریسک سیستماتیک با ضریب بتا اندازه گیری می شود؛ ضریب با حساسیت سرمایه گذاری به بازدهی بازار هست (آمیهد و مندلسون^۱، ۱۹۸۹: ۴۷۹).

$$\beta = \left(\frac{cov_{r_i, rm}}{var_{rm}} \right) \quad \text{رابطه ۲}$$

β ریسک سیستماتیک، cov کوواریانس، r_i بازدهی سهام سرمایه گذاری شده، rm بازدهی کل بازار و var واریانس هست. کوواریانس چگونگی حرکت هم زمان سهام ها را بررسی می کند اما واریانس نحوه حرکت هر سهم نسبت به میانگین را محاسبه می کند. به منظور بررسی اثر کووید ۱۹ در تلاطم بازار بورس از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ استفاده شده و جهت انجام برآورد از نرم افزار ۱۶ Stata استفاده شده است. در ادامه به اختصار روش اقتصادسنجی غیر خطی مارکوف سوئیچینگ تشریح می شود.

مدل های مارکوف - سوئیچینگ (MS-VAR) با داشتن ساختارهای پویا جهت تحلیل روابط غیرخطی سری های زمانی، بکار گرفته می شوند. پویایی این مدل ها به متغیر حالت (یا مشاهده نشده) s_t وابسته است. از نظر تئوریک، فرض می شود در مدل مارکوف - سوئیچینگ، متغیر مشاهده نشده s_t از فرآیند مرتبه اول زنجیره مارکوف تبعیت کرده و با احتمال انتقال بین N وضعیت به صورت زیر تعریف می شود:

$$P\{s_t = i | s_{t-1} = j, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_t = i | s_{t-1} = j\} = p_{ij} \quad \text{رابطه ۳}$$

بنابر اشارات فوق، احتمال حرکت از حالت i در یک دوره به وضعیت i در دوره بعد فقط بستگی به دوره قبلی دارد. بعد از مشخص کردن مبانی آماری متغیر مشاهده نشده s_t می توان در مورد شکل تابعی فرآیند مارکوف - سوئیچینگ بحث کرد. شکل تابعی فرآیند MS-VAR اغلب به صورت زیر تعریف می شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۴}$$

که در آن y_t بردار سری زمانی n بعدی، v بردار عرض از مبدأها، A_1 تا A_p ماتریس هایی هستند که پارامترهای خود توضیح را در بر می گیرند و ε_t بردار جملات خطاست به گونه ای که $s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ در معادله فوق عرض

از مبدأ به همراه سایر پارامترها با تغییر رژیم تغییر می‌کند. شایان ذکر است که کروزینگ^۱ (۱۹۹۷)، چندین نوع الگوی چرخشی (از جمله الگوی میانگین چرخشی مارکوف^۲، عرض از مبدأ چرخشی مارکوف^۳، پارامترهای خود رگرسیون چرخشی مارکوف^۴ و واریانس ناهمسان چرخشی مارکوف^۵) را معرفی کرده است. در این الگوها برای نشان دادن عرض از مبدأ چرخشی (یا رگرسیون پویا) از علامت I، میانگین چرخشی از علامت M، پارامترهای خود توضیح از علامت A و برای واریانس از علامت H بعد از دو حرف MS استفاده می‌کند. شکل عمومی‌تر تصریح مدل‌های MS-VAR که در آن‌ها تمام پارامترهای مدل به صورت شرطی با تغییر m رژیم تغییر می‌کنند، به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots & \\ v_M + A_{1M}y_{t-1} + \dots + A_{pM}y_{t-p} + \sum_M^{1/2} u_t & \text{if } s_t = M \end{cases} \quad \text{رابطه ۵}$$

بسته به اینکه عرض از مبدأ، میانگین و واریانس در مدل‌های فوق وابسته به رژیم باشند یا مستقل از آن در نظر گرفته شوند، مدل‌های MS-VAR به حالت‌های چهارگانه فوق یا یک مدل VAR خطی تبدیل می‌شوند که کروزینگ آن‌ها را به صورت جدول (۱) خلاصه کرده است:

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ

		MSM	MSI Specification		
		میانگین (μ) متغیر	میانگین (μ) ثابت	عرض از مبدأ (v) متغیر	عرض از مبدأ (v) ثابت
ثابت A _j	Σ (واریانس) ثابت	MSM-VAR	linear MVAR	MSI-VAR	linear VAR
	Σ (واریانس) متغیر	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
متغیر A _j	Σ (واریانس) ثابت	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ (واریانس) متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

منبع: یافته‌های پژوهشگر

1. Krolzig
2. Markov-Switching Mean
3. Markov-Switching intercept term
4. Markov-Switching Autoregressive Parameter
5. Markov-Switching hetroskedasticity

زمانی که این سیستم در ترتیبی از تغییر جهت‌ها قرار می‌گیرد، پارامترهای θ از فرآیند VAR با زمان تغییر می‌کنند. اما این فرآیند، ممکن است در زمان تغییرناپذیر و شرطی باشد و در یک متغیر رژیم غیرقابل مشاهده s_t که نشان می‌دهد این رژیم در زمان t اتفاق می‌افتد، مشاهده شود M نشان‌دهنده تعداد رژیم‌های ممکن است. سپس چگالی احتمالی شرطی از بردار سری‌های زمانی مشاهده شده y به صورت زیر است:

$$P(y_t | y_{t-1}, S_t) = \begin{cases} f(y_t | y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } S_t = 1 \\ f(y_t | y_{t-1}, \theta_m) & \text{if } S_t = M \end{cases} \quad \text{رابطه ۶}$$

که θ_m بردار VAR در رژیم $M=1, 2, \dots, m$ می‌باشد و Y_{t-1} مشاهدات $\{y_{t-j}\}_j^\infty = 1$ می‌باشند. بنابراین، در یک رژیم معین s_t ، بردار سری‌های زمانی y_t با یک فرآیند اتورگرسیو برداری با مرتبه P (مدل $VAR(p)$) ساخته می‌شود بطوری که:

$$E[y_t | y_{t-1}, S_t] = U(S_t) + \sum_{j=1}^P A_j(S_t) y_{t-j} \quad \text{رابطه ۷}$$

که $u_t = y_t - E[y_t | y_{t-1}, S_t]$ یک فرایند نوآوری با یک ماتریس واریانس-کوواریانس $\Sigma(S_t)$ می‌باشد که گاهی فرض می‌شود:

$$u_t \sim NID\left(0, \Sigma(S_t)\right) \quad \text{رابطه ۸}$$

اگر فرآیند VAR تعریف شده باشد شرایط بالا در یک رژیم غیرقابل مشاهده‌ای مانند معادله (۸) تعریف شود، شرح و توصیف مکانیسم تولید داده باید با فرض در نظر گرفتن فرآیند عمومی رژیم کامل شود. در MS-VAR، فرض می‌شود که رژیم s_t با یک زنجیره همگن حالت گسسته مارکوف تولید می‌شود:

$$Pr\left(S_t \mid \{S_{t-j}\}_{j=0}^\infty\right) = Pr(S_t | S_{t-1}, P) \quad \text{رابطه ۹}$$

که p نشان دهنده بردار پارامترهای فرآیند تولید رژیم می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

در این مطالعه به بررسی اثر کووید ۱۹ بر تلاطم بازار بورس ایران در سطح ۷ صنعت فعال در این بازار طی دوره زمانی ۲۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۳۱ فروردین ۱۴۰۰ با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در دو رژیم قبل از کووید ۱۹ و بعد از آن پرداخته شده است. قبل از برآورد مدل مورد نظر تحقیق بررسی پایایی متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد، چون اگر متغیرها ریشه واحد داشته باشند باید هم‌انباشتگی بین متغیرها آزمون شود. زیرا این آزمون فرم مناسبی را که متغیر از مرتبه یک از نظر سطح یا تفاضل مرتبه λ م باید داشته باشند، مشخص خواهد کرد. به‌گونه‌ای که اگر متغیری انباشته از مرتبه یک باشد و سایر متغیرها هم انباشته نباشند باید از تفاضل

مرتبه اول آن استفاده کرد، ولی اگر $I(1)$ باشد و هم‌انباشته باشند آنگاه می‌توان از سطح متغیرها با وجود نامانا بودن برای تخمین روابط بلندمدت استفاده کرد (گری‌کوب^۱، ۲۰۰۹). بنابراین ابتدا به بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر پرداخته می‌شود.

جدول (۲): آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

صنایع	ریسک کل در سطح	ریسک سیستماتیک در سطح
نهادهای مالی و واسطه‌ای	28608/***-13	385735/***-7
خودرو	292845/**-3	37722/***-16
لاستیک و پلاستیک	458762/***-4	36867/***-16
محصولات شیمیایی	281445/**-3	570501/***-7
فلزات	809683/***-4	32714/***-16
قند و شکر	281445/**-3	570501/***-7
محصولات کانی	263335/**-4	82214/***-15
متغیرها	در سطح	با تفاضل گیری مرتبه اول
بهبود یافتگان کووید ۱۹	453754/***-3	
فوتی‌های کووید ۱۹	096265/***-5	
VIX	926044/**-2	
FTR	51668/***-11	
G	***-43/5568	
EX	***-121/1546	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

($*** p < 0/01$, $** p < 0/05$, $* p < 0/10$)

با توجه به نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در جدول (۲) ملاحظه می‌شود تمام متغیرها برای تمامی صنایع در سطح مانا بوده‌اند فقط FTR در سطح مانا نبوده که با یکبار تفاضل گیری این متغیر مانا شده است. بعد از بررسی مانایی متغیرها، به تعیین وقفه بهینه با توجه به معیارهای وقفه بهینه پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه بازه زمانی مورد مطالعه به صورت روزانه شامل ۲۶۹ مشاهده برای هر صنعت به ازای هر متغیر است، لذا تعیین وقفه بهینه با معیار آکائیک انجام می‌گیرد. نتایج تعیین وقفه بهینه در جدول (۳) نشان داده می‌شود.

جدول (۳): آزمون برآورد وقفه بهینه

صنعت	وقفه بهینه	AIC
ریسک کل در نهادهای مالی واسطه‌ای	۲	-۱۲/۹۹۱۴۱
ریسک کل در صنعت خودرو	۳	-۱۶/۹۸۵۴۸
ریسک کل در لاستیک و پلاستیک	۳	-۱۶/۴۸۸۴۶
ریسک کل در محصولات شیمیایی	۳	-۱۶/۹۸۲۸۲
ریسک کل در فلزات اساسی	۳	-۱۶/۸۰۵۷۹
ریسک کل در قند و شکر	۳	-۱۶/۹۸۲۸۲
ریسک کل در محصولات کانی	۳	-۱۷/۰۱۴۶۴
ریسک سیستماتیک در نهادهای مالی واسطه‌ای	۳	۲۰/۹۰۹۰۹
ریسک سیستماتیک در صنعت خودرو	۲	۳۱/۹۹۲۵۷
ریسک سیستماتیک در لاستیک و پلاستیک	۲	۳۴/۲۳۸۷۶
ریسک سیستماتیک در محصولات شیمیایی	۳	۲۶/۰۱۳۴۵
ریسک سیستماتیک در فلزات اساسی	۲	۲۵/۴۲۷۷۶
ریسک سیستماتیک در قند و شکر	۳	۲۶/۰۱۳۴۵
ریسک سیستماتیک در محصولات کانی	۳	۲۳/۴۳۲۸۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بهینه‌یابی با استفاده از آماره‌های HQ و AIC و SC و LR انجام شده است ولی با توجه به اینکه بازه زمانی مورد مطالعه به صورت روزانه شامل ۲۶۹ مشاهده برای هر صنعت به ازای هر متغیر است، (تعداد نمونه‌ها بیش از صد نمونه می‌باشد) لذا تعیین وقفه بهینه با معیار آکائیک انجام می‌گیرد. با توجه به نتایج تعیین وقفه بهینه در جدول (۳) مشاهده می‌شود که ریسک کل در صنعت نهادهای مالی و شامل ریسک سیستماتیک در صنایع خودرو، لاستیک و پلاستیک و فلزات اساسی دارای وقفه ۲ می‌باشند. همچنین ریسک کل در صنایع خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، قند و شکر و محصولات کانی و شامل ریسک سیستماتیک در صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای، محصولات شیمیایی، قند و شکر و محصولات کانی دارای وقفه ۳ می‌باشند. بعد از بررسی ریشه واحد متغیرها و انتخاب وقفه بهینه برای مدل‌ها به برآورد ضرایب با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در دو رژیم قبل از بحران کووید ۱۹ و بعد از آن برای دو حالت ریسک کل و ریسک سیستماتیک ۷ صنعت بورسی پرداخته می‌شود.

جدول (۴): نتایج برآورد مدل ریسک کل

صنعت	وضعیت	VIX	FTR	Deaths	Recoveries	G	EX
نهادهای مالی واسطه‌ای	۱	۰/۱۳۴۹	-۰/۰۶۷۱	۰/۰۶۲۹۲	-۰/۱۱۶۷۱۷۴	-۴۴۷/۵۷۶۶ ***	*-۲۰۲/۰۳۷۳
	۲	۰/۰۱۰۶	-۰/۰۸۷۹	-۰/۰۶۲۳۱۶	۰/۰۲۷۱۴۷۲	*-۲۱۷/۴۰۸۴	**۱۰۷/۸۰۵۹
صنعت خودرو	۱	*۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۱۲۳	۱/۹۱	۱/۶۲	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۹
	۲	**۰/۰۰۱۲	**۰/۱۷۶۱	*۰/۰۰۰۱	*۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۴۴	۰/۰۰۰۳۳
لاستیک و پلاستیک	۱	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۷	۴/۳۶	-۳/۸۶	۰/۰۰۰۰۱	-۲/۷۲
	۲	**۰/۰۰۱۷	**۰/۲۴	*۰/۰۰۰۶	*۰/۰۰۰۶	*۰/۰۰۰۴۸	*۰/۰۰۰۴۷
محصولات شیمیایی	۱	-۲/۲۴	-۰/۰۰۰۴	*۱/۸۲	۱/۰۲	۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۰۷
	۲	-۰/۰۰۰۲۳	**۳۳/۵۸۵۵	*۰/۰۰۰۷۱	*۰/۰۰۰۷۱	*۰/۰۰۰۶۵	*۰/۰۰۰۶۰
فلزات اساسی	۱	-۴/۰۱	-۰/۰۰۰۱۷	۱/۱۶	۵/۲۳	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱
	۲	**۰/۰۰۱۴	*۰/۲۵۰۲	۱/۸۳	۲/۱۰	*۰/۰۰۰۴۸	-۰/۰۰۰۲۸
قند و شکر	۱	-۲/۲۴	-۰/۰۰۰۴	۱/۸۲	۱/۰۲	۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۰۷
	۲	-۰/۰۰۰۰۲	**۳۳/۵۸۵۵	*۰/۰۰۰۷۱	*۰/۰۰۰۷۱	*۰/۰۰۰۶۵	*۰/۰۰۰۶۰
محصولات کانی	۱	**۰/۳۰۸۷	*۰/۲۷۱۴	۰/۱۵۱۳	۰/۱۶۴۵	-۲۲۰/۷۷۷۵	*۱۱۲/۲۶۴۳
	۲	-۰/۱۳۳۵	-۰/۰۷۸۴	-۰/۰۲۰۰۹	-۰/۰۳۵۱۳	۱۱۱/۲۵۲۱	۲۲۸/۲۷۴۶

منبع: یافته‌های پژوهشگر

(*** p<0/01, ** p<0/05, * p<0/10)

با توجه به نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود همه صنایع به گزارش‌های کووید ۱۹ نسبت به اصول بازار حساس هستند. خبرهای روزانه‌ی کووید ۱۹ چه مثبت و چه منفی، یک معیار مهم برای برآورد تغییر ریسک کل و سیستماتیک در بازار سهام ایران است. در صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای به ازای یک درصد افزایش در بهبود یافتگان کووید ۱۹ ریسک کل این صنعت به اندازه ۰/۰۲ افزایش خواهد یافت و برای هر درصد افزایش مرگ و میر ریسک کل این صنعت ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. برعکس، ریسک کل صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای به ازای هر یک درصد افزایش FTR، ۰/۰۸ درصد کاهش می‌یابد، برای هر یک درصد افزایش VIX، ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد، به ازای هر یک درصد افزایش G، ۲۱۷/۴ درصد کاهش و به ازای هر یک درصد افزایش EX، ۱۰۷/۸۰ درصد افزایش می‌یابد. ریسک کل صنعت محصولات شیمیایی به ازای یک درصد افزایش در بهبود یافتگان کووید ۱۹ به اندازه ۰/۰۷ افزایش خواهد یافت و برای هر درصد افزایش مرگ و میر ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. ریسک کل همین صنعت به ازای هر یک درصد افزایش FTR، ۳۳/۵۸ درصد افزایش می‌یابد، برای هر یک درصد افزایش VIX، ۰/۲ درصد کاهش می‌یابد، به ازای هر یک درصد افزایش G، ۰/۰۶ درصد کاهش و به ازای هر یک درصد افزایش EX، ۰/۰۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین تأثیر مرگ و میر در تمام صنایع به‌جز صنعت فلزات

باعث کاهش شده است. تأثیر بهبودی‌ها روی صنایع خودرو، محصولات شیمیایی، فلزات، قند و شکر و کانی منفی بوده و کاهش داشته است (به طوری که ضریب بهبودی صنعت خودرو از ۱/۶۲ به ۰/۰۰۰۱، محصولات شیمیایی از ۱/۰۲ به ۰/۰۰۷، فلزات از ۵/۳۲ به ۲/۱۰، قند و شکر از ۱/۰۲ به ۰/۰۰۷۱ و محصولات کانی از ۰/۱۶ به ۰/۰۳۵- در رژیم بعد از شیوع کووید ۱۹ رسیده است). تأثیر بهبودیافتگان روی صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای و صنعت لاستیک و پلاستیک مثبت بوده و افزایش داشته است (به طوری که ضریب بهبودی صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای از ۰/۱۱- به ۰/۰۲ و ضریب بهبودی صنعت لاستیک و پلاستیک از ۳/۸۶- به ۰/۰۰۰۶- رسیده است). به طور خلاصه طبق جدول (۴) برای ریسک کل می‌توان گفت که تأثیر مرگ و میر در صنعت فلزات اساسی باعث افزایش و در بقیه صنایع باعث کاهش شده است. همچنین تأثیر بهبودیافتگان در صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای و لاستیک و پلاستیک باعث افزایش و در صنایع فلزات اساسی، خودرو، محصولات شیمیایی، قند و شکر و محصولات کانی باعث کاهش شده است. این تفاوت تأثیرات مرگ و میر و بهبود یافتگان در ریسک کل صنایع مختلف بازار بورس کشور نشان از تأثیرات نامتقارن ویروس کووید ۱۹ در تلاطم بازدهی صنایع داشته است. رکود حاکم بر اقتصاد ایران، مسائل و مشکلات ساختار اقتصاد ایران و عدم تناسب رشد قیمت بسیاری از سهام با وضعیت مالی و سودآوری شرکت‌ها می‌تواند گواه افزایش بازدهی در برخی صنایع در دوره بعد از شیوع ویروس کووید ۱۹ باشد. در مقابل تأثیر منفی کووید ۱۹ در تلاطم بازدهی صنایع می‌تواند به دنبال گسترش بیماری، شدت و میزان مرگ و میر، اثرات اقتصادی نامطلوب و منفی بر بخش‌های مختلف اتفاق بیفتد و کاهش قیمت سهام در صنایع نشان از اعتقاد سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران به اثر منفی شیوع این ویروس دارد.

طبق نتایجی که در جدول (۵) مشاهده می‌شوند، تأثیر مرگ و میر روی ریسک سیستماتیک صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای و قند و شکر، مثبت بوده و افزایش قابل توجهی داشته است (به طوری که ضریب مرگ و میر صنعت نهادهای مالی واسطه‌ای از ۵/۸۸ به ۱۱۰/۷۹ و ضریب مرگ و میر صنعت قند و شکر از ۶/۱۶۲۱۱۱- به ۲۵۲۹/۹۸۱ رسیده است). همچنین تأثیر مرگ و میر در صنایع خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی و محصولات کانی باعث کاهش شده است. تأثیر بهبودی‌ها روی صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای منفی بوده و کاهش قابل توجهی داشته است (به طوری که ضریب بهبودی این صنعت از ۷۶۱/۴۴۱۱ به ۷۷۵/۸۰۱۵- رسیده است). تأثیر بهبودیافتگان روی صنایع محصولات شیمیایی، فلزات اساسی و کانی منفی بوده و کاهش داشته است (به ترتیب محصولات شیمیایی از ۷/۹۵ به ۰/۰۰۰۰۲۳ و فلزات اساسی از ۸/۴۰ به ۰/۰۰۰۰۰۱ و کانی از ۰/۷۰۲۳ به ۰/۲۴۸۹- رسیده است). و همچنین تأثیر بهبودی در صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک و قند و شکر باعث افزایش شده است.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل ریسک سیستماتیک

صنعت	وضعیت	VIX	FTR	Deaths	Recoveries	G	EX
نهادهای مالی واسطه‌ای	۱	۲/۲۸۵۶	۵/۵۸۴۸	۵/۸۸۷۰	-۳/۱۷۰۰۸	۲۴۶/۲۸۲۱	۲۰۲۵۳/۵
	۲	***۲۰۵/۸۰۳	-۶۳۸/۵۴۹	***۱۱۰/۷۹۷۸	***۱۲۹/۰۷۴۸	-۸۱۱۲۳/۸۸	-۵۲/۴۱۸۶۲
صنعت خودرو	۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۲۰۳	۴/۵۷	-۴/۵۷	۰/۰۰۰۱۴	۰/۰۰۰۰۸
	۲	-۰/۰۰۰۰۷۸	-۰/۱۷۵۳	***۰/۰۰۰۱	***۰/۰۰۰۱	***۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳۱
لاستیک و پلاستیک	۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۷۸	۳/۹۷	-۵/۶۰	۰/۰۰۰۱۶	-۰/۰۰۰۰۱۸
	۲	***۰/۰۰۰۱۲	-۰/۰۰۰۰۹	***۰/۰۰۰۲۱	***۰/۰۰۰۰۲	***۰/۰۰۰۲۸	-۰/۰۰۰۲۹
محصولات شیمیایی	۱	-۳/۸۴	***۰/۰۰۰۳۳	۱/۷۲	۷/۹۵	***۰/۰۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۰۱
	۲	***۰/۰۰۰۱۱	-۰/۱۴۷۴	۰/۰۰۰۰۲۵	۰/۰۰۰۰۲۳	-۰/۰۰۰۵۳۹	***۰/۰۰۰۲۴۵
فلزات اساسی	۱	۳/۶۰	-۰/۰۰۰۰۵۳	۱/۳۰	۸/۴۰	۰/۰۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۰۱۲
	۲	***۰/۰۰۰۱۳	۰/۳۰۰۲	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱	***۰/۰۰۰۵۱	-۰/۰۰۰۱۳
قند و شکر	۱	۴۸۵/۱۴۷۹	-۱۲۳۴۵۸/۷	-۶/۱۶۲۱۱۱	-۷/۵۲۶۰۳۱	***۰/۰۰۰۰۳۳	-۰/۰۰۰۰۱۰
	۲	***۲۳۶۰۰۶/۷	***۰/۷۳۴	***۲۵۲۹/۹۸۱	***۲۶۷۱۵/۸	***۰/۰۰۰۵۳	***۰/۰۰۰۲۴
محصولات کانی	۱	۰/۰۷۰۲۲	-۰/۱۵۱۷	***۰/۷۶۲۳	***۰/۷۰۲۳	۹۷/۰۱۶۶	-۶۹/۷۹۳۴
	۲	۰/۰۸۴۵۴	***۰/۲۴۲۰۳	***۰/۱۸۱۶	***۰/۲۴۸۹	-۱۸/۰۶۰۷	۹۱/۳۱۱۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر، (*** p<0/01, ** p<0/05, * p<0/10)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به دنبال سرعت گسترش شگفت آور ویروس کرونا در سطح جهان به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد این ویروس و گسترش ارتباطات بین‌المللی، ویروس کرونا تبدیل به یک بحران جهانی شده است که تمام ابعاد زندگی انسان‌ها در سراسر جهان را تحت تأثیر خود قرار داده است. کشور ایران و بازار سرمایه در این کشور نیز یکی از تأثیر پذیرترین موارد این پاندمی جهانی است. از این رو مطالعه حاضر به تأثیر کووید ۱۹ بر نوسانات بازار بورس طی بازه زمانی ۲۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۳۱ فروردین ۱۴۰۰ با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در دو رژیم قبل از کووید ۱۹ و بعد از کووید ۱۹ در ۷ صنعت فعال بازار بورس نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، قند و شکر و محصولات کانی پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که با افزایش تعداد مرگ و میرهای ناشی از ویروس کووید ۱۹ تلاطم ریسک کل در صنعت فلزات افزایش داشته و در صنایع نهادهای مالی واسطه‌ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، قند و شکر و

محصولات کانی کاهش یافته است. هم چنین با افزایش تعداد مرگ و میرهای ناشی از ویروس کووید ۱۹ تلاطم ریسک سیستماتیک در صنایع نهادهای مالی واسطه ای و قند و شکر افزایش و در صنایع خودرو، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی، فلزات اساسی و محصولات کانی کاهش داشته است. بهبود یافتگان ویروس کووید ۱۹ بر ریسک کل صنایع نهادهای مالی واسطه ای و لاستیک و پلاستیک تأثیر مثبت، در ریسک کل صنایع فلزات اساسی، خودرو، محصولات شیمیایی، قند و شکر و محصولات کانی تأثیر منفی، در ریسک سیستماتیک صنایع نهادهای مالی واسطه ای، خودرو، لاستیک و پلاستیک و قند و شکر اثر مثبت و در ریسک سیستماتیک صنایع محصولات شیمیایی، فلزات اساسی و محصولات کانی اثر منفی داشته است.

تأثیرات مثبت شیوع کووید ۱۹ در برخی از صنایع بورسی می‌تواند ناشی از محدودیت‌های بانک مرکزی در خروج ارز، در کنار کنترل تقاضا برای واردات بسیاری از کالاها و خدمات باشد که منابع سوداگران ارز را به سمت بازار سرمایه هدایت داده است. همچنین کاهش تقاضا در بخش مسکن نیز مقدار قابل ملاحظه‌ای از سرمایه‌هایی موجود در این بخش را به سمت بازار سرمایه سوق داده که با افزایش تورم، بازار بورس گزینه‌ای مناسب برای سرمایه گذاری پیش روی سرمایه گذاران است.

بر اساس نتایج تحقیق به سیاست گزاران و برنامه ریزان اقتصادی پیشنهاد می‌شود که:

با توجه به اثرات قابل توجه نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام پیشنهاد می‌شود در قیمت گذاری سهام شرکت‌ها، نوسانات نرخ ارز لحاظ شود. هم چنین به سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود به تأثیرات کوتاه مدت و بلند مدت تغییرات نرخ ارز توجه ویژه داشته باشند و تغییرات یک‌باره شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام قرار ندهند.

نوسانات نرخ ارز به عنوان یک متغیر مهم از سوی سیاست گزاران اقتصادی مد نظر قرار گیرد و سیاست‌های مناسب به منظور ایجاد فضای مطمئن سرمایه گذاری اتخاذ گردد. با توجه به عدم کارایی نظام نرخ ارز ثابت توصیه می‌شود تحت نظام ارزی شناور به طراحی سیاست‌های ارزی و مالی برای کاهش نوسانات و ریسک‌های بازار پرداخته شود. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به انضباط پولی و مالی، کنترل نقدینگی، ذخیره سازی درآمدهای مازاد نفتی و مهار تورم اشاره نمود.

هم چنین پیشنهاد می‌شود برگزاری دوره‌های آموزشی بازار سرمایه برای افراد ناآشنا به این بازار در دستور کار برنامه ریزان اقتصادی قرار گیرد تا این افراد ریسک سرمایه‌گذاری‌شان کاهش یابد.

فهرست منابع

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و حمیدرضا کردلویی (۱۳۸۹). مالی رفتاری، مرحله‌ای گذر از مالی استاندارد تا نوروفاينانس، فصلنامه‌ی علمی - پژوهشی مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، سال اول، شماره اول، صص ۳۶-۱۹.

آسیابی اقدام، لیلا، رحیم زاده، اشکان، فلیحی، نعمت و رجائی، یدالله. (۱۴۰۰). انتخاب سبد دارایی سهام مبتنی بر روش اقتصاد رفتاری (مورد مطالعه بازار بورس تهران). فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۵ (۵۵): ۱۵۵-۱۸۹.

خاوری، سعید. میر جلیلی، حسین. (۱۳۹۸). تعامل ریسک سیستماتیک با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳ (۴۹): ۲۵۷-۲۸۲.

خیری، محمد؛ اسماعیل پور مقدم، هادی؛ دهباشی، وحید. (۱۳۹۶). بررسی نوسانات ناگهانی ارزش سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران با تکیه بر ترجیحات سرمایه‌گذاران و کیفیت اطلاعات حسابداری، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت سال دهم، شماره سی و پنجم.

رهنمای رود پستی، فریدون؛ زندیه، وحید. (۱۳۹۱). مالی رفتاری و مالی عصبی (پارادایم نوین مالی) از تئوری تا عمل، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی سازمان چاپ و انتشارات.

زینی الدینی، شبنم، کریمی، محمدشریف و خازن‌ادی، آزاد. (۱۳۹۹). بررسی اثر تکانه های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۴ (۵۰): ۱۴۵-۱۶۹.

صانعی فر، متین؛ سعیدی، پرویز؛ عباسی، ابراهیم؛ دیده خانی، حسین. (۱۳۹۹). شبکه پیچیده تأثیر ویروس کرونا (کووید-۱۹) بر متغیرهای کلان اقتصادی و سقوط بازارهای بورس سهام، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۴۵ (۴): ۲۶۸-۲۹۶.

صراف، فاطمه و فرخی، مهوش و صادق زاده، فاطمه و حمامی عباسیان، الهه. (۱۳۹۹). بررسی عوامل مؤثر در رشد بورس ایران با وجود شیوع ویروس کرونا، هفتمین همایش ملی مطالعات و تحقیقات نوین در حوزه علوم انسانی، مدیریت و کارآفرینی ایران، تهران.

فلاح‌پور، سعید؛ عبداللهی، غلامرضا. (۱۳۹۰). شناسایی و وزن دهی تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد AHP فازی، دو فصلنامه‌ی تحقیقات مالی، دوره ۱۳، شماره ۳۱، صص ۹۹-۱۲۰.

محمد مهدی پور، طوبی، (۱۳۹۹). بررسی شیوع بیماری کرونا بر بازدهی بازار سرمایه ایران، کنفرانس علمی پژوهشی تحقیقات کاربردی در علوم و تکنولوژی ایران.

- Abuzayed, B., Elie, B., Nedal, A., Naji, J. (2021). Systemic risk spillover across global and country stock markets during the COVID-19 pandemic. *Economic Analysis and Policy*. 71 (2): 180-197.
- Alfaro, L., Chari, A., Greenland, A.N. and Schott, P.K. 2020. Aggregate and firm-level stock returns during pandemics in real time, CEPR Covid Economics Review, NBER Working Paper No. w26950. <https://ssrn.com/abstract=3569414>.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1989). The Effects of Beta Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns. *The Journal of Finance*. 44 (2), 479-486.
- Baek., S., Mohanty, S., Glambsky, M. (2020). COVID-19 and stock market volatility: An industry level analysis, *Finance Research Letters*
- Birnberg, J, G; (2011). A Proposed Framework for Behavioral Accounting Research, *BEHAVIORAL RESEARCH IN ACCOUNTING*, Vol. 23, No. 1, pp. 1-43.
- Bratslavsky, E., Baumeister, R.F., Vohs, K.D., & Finkenauer, C. (2001). Bad Is Stronger
- Carlini, F., Cucinelli, D., Previtali, D., & Soana, M. G. (2020). Don't talk too bad! Stock market reactions to bank corporate governance news. *Journal of Banking & Finance*, 105962.
- Cepoi, C. O. (2020). Asymmetric dependence between stock market returns and news during COVID19 financial turmoil. *Finance Research Letters*.

- Chen, X., & Chiang, T. C. (2020). Empirical investigation of changes in policy uncertainty on stock returns—Evidence from China's market. *Research in International Business and Finance*, 101183.
- Dai, Z., & Zhu, H. (2020). Stock return predictability from a mixed model perspective. *Pacific- Basin Finance Journal*, 60, 101267.
- De Bandt, O., Hartmann, P., (2000). Systemic risk: a survey. European Central Bank working paper. no 35.
- Demetrescu, M., Georgiev, I., Rodrigues, P. M., & Taylor, A. R. (2020). Testing for episodic Econofísica e Teoria de redes, NO 10.20944
- Eslami Bidgoli, Gholamreza and Hamidreza Kordloui (1389). Financial Behavior, Stages of Transition from Standard to Neurofinance, *Quarterly Journal of Financial Engineering and Portfolio Management*, First Year, First Issue, pp. 19-36. (in persian)
- Fallahpour, Saeed; Abdullah; Gholamreza. (1390). Identifying and weighting the behavioral biases of investors in the Tehran Stock Exchange: Fuzzy AHP approach, *Bimonthly of Financial Research*, Volume 13, Number 31, pp. 99-120 (in persian)
- financial systems. Princeton University Press.
- Guzavicius, A.; Vilka, R.; and V. Barkauskas (2014). "Behavioral Finance: Corporate Social
- He, F., Lucey, B., & Wang, Z. (2020). Trade policy uncertainty and its impact on the stock market—evidence from China-US trade conflict. *Finance Research Letters*, 101753.
- Helbing, D. (2013). Globally networked risks and how to respond. *Nature*, 497(7447), 51.
- Huang, H. Y., & Ho, K. C. (2020). Liquidity, earnings management, and stock expected returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101261.
- Huang, S., Liu, H. (2021). Impact of COVID-19 on stock price crash risk: Evidence from Chinese energy firms. *Energy Economics*, 101 (2): 1- 10.
- Hull, J.C. (2018). *Risk Management and Financial Institutions*. 5th edition. Hoboken, N.J: John Wiley & Sons.
- Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2020). Stock return predictability over four centuries: The role of commodity returns. *Finance Research Letters*, 101711.
- Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2020). Stock return predictability over four centuries: The role of commodity returns. *Finance Research Letters*, 101711.
- Kheiri, Mohammad; Ismailpour Moghadam, Hadi; Dehbashi, Vahid. (1396). Investigation of sudden fluctuations in stock value in Tehran Stock Exchange market based on investors' preferences and the quality of accounting information, *Management Accounting Quarterly of the tenth year*, No. 35 (in persian)
- Kim, T. and Ha. A. (2010). "Investor Sentiment and Market Anomalies", 23rd Australasian Finance and Banking Conference Paper, Available at www.ssrn.com
- Igorzata, J., Krzysztof, E. (2020). Stock Market Returns, Volatility, Correlation and Liquidity during the COVID-19 Crisis: Evidence from the Markov Switching Approach. *Journal of Finance Research Letters*.
- Li, Y., Liang, C., Ma, F., & Wang, J. (2020). The role of the IDEMV in predicting European stock market volatility during the COVID-19 pandemic. *Finance research letters*, 36, 101749.
- Liu, Z., Luu, T., Huynh, D., Dai, P. (2021). The impact of COVID-19 on the stock market crash risk in China. *Research in International Business and Finance*, 57 (2): 1- 10.
- Maqsood, H., Mehmood, I., Maqsood, M., Yasir, M., Afzal, S., Aadil, F., ... & Muhammad, K. (2020). A local and global event sentiment based efficient stock exchange forecasting using deep learning. *International Journal of Information Management*, 50, 432-451.
- Mohammad Mehdi Pour, Toubia, (1399). Prevalence of coronary heart disease on the return on Iranian capital market, *Scientific Conference on Applied Research in Iranian Science and Technology*. (in persian)

- Pereira, E., Ferreira, P., & de Borges Pereira, H. B. (2020). COVID-19 in Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 125357.
- predictability in stock returns. Journal of Econometrics. recommendations.
- Rahnamaye roud poshti, Fereydoun; Zandieh, Vahid. (1391). Behavioral Finance and Neural Finance (New Financial Paradigm) from Theory to Practice, Islamic Azad University Press. (in persian)
- Saneifar, Matin; Saeedi, Parviz; Abbasi, Ibrahim; Dide Khani, Hussein The Complex Network of the Impact of Corona Virus (Covid-19) on Macroeconomic Variables and the Fall of Stock Markets, Quarterly Journal of Financial Engineering and Securities Management, 45 (4): 268-296. (in persian)
- Sarraf, Fatemeh and Farokhi, Mahvash and Sadeghzadeh, Fatemeh and Hamami Abbasian, Elahe, (1399). A Study of Factors Affecting the Growth of the Iranian Stock Exchange Despite the Outbreak of Coronavirus, Seventh National Conference on New Studies and Research in Humanities, Management and Entrepreneurship Iran Tehran. (in persian)
- Sharma, S. S., Narayan, P. K., Thuraiamy, K., & Laila, N. (2019). Is Indonesia's stock market different when it comes to predictability?. Emerging Markets Review, 40, 100623.
- Sornette, D. (2017). Why stock markets crash: critical events in complex Stock Markets: A Complexity Perspective. ResearchGate GmbH,
- Wagner, A. F. (2020). What the stock market tells us about the postCOVID-19
- Wang, Y., Wei, Y., Wu, C., & Yin, L. (2018). Oil and the short-term predictability of stock return volatility. Journal of Empirical Finance, 47, 90-104.
- world. Nature Human Behaviour. <https://doi.org/10.1038/s41562-020-0869-y>.
- Yan, B., Stuart, L., Tu, A., & Zhang, T. (2020). Analysis of the Effect of COVID-19 on the Stock Market and Potential Investing Strategies. Available at SSRN 3563380.
- Zhang, Y., & Liu, H. (2020). Stock market reactions to social media: Evidence from WeChat
- Zhu, B. and Niu, F. (2016). "Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China", Pacific-Basin Finance Journal, 38, 125–134.

Covid - 19 Crisis and stock market volatility Markov switching nonlinear approach at the level of industries

Jafar Haghighat¹
Sara Masoomzadeh²
Fateme seyedhashemi³

Received: 05/ January/2025 Accepted: 25/ February/2025

Abstract

Health care systems around the world are facing significant challenges following the emergence of the Quid 19 virus and the development of acute respiratory syndrome. The changes that have taken place in the daily lives of the people after this epidemic have led to many challenges and changes; Iran's stock market has not been immune to the effects of this crisis. Therefore, the present study examines the impact of Covid 19 crisis on stock market turmoil in seven stock exchange industries of financial intermediaries, automobiles, rubber and plastics, chemical products, base metals, sugar and mineral products in the period from February 11, 2017 to February 20, 2017. April 1400 uses the Markov nonlinear model of switching in two modes before Covid 19 and after Covid 19. The results show that with the increase in the number of deaths due to covid virus 19, the total risk turmoil in the metals industry has increased and in the intermediary financial institutions, automobiles, rubber and plastics, chemical products, sugar and mineral products has decreased. Also, with the increase in the number of deaths due to covid virus 19, systematic risk fluctuations have increased in the industries of financial intermediaries and sugar and sugar, and in the industries of automobiles, rubber and plastics, chemical products, basic metals and mineral products have decreased. Improved covid 19 virus has a positive effect on the overall risk of intermediate financial institutions, rubber and plastics industries, a negative impact on the overall risk of basic metals, automotive, chemical products, sugar and mineral products, a systematic risk of intermediate financial institutions, automobile, Rubber, plastics, sugar and sugar have a positive effect and have a negative effect on the systematic risk of chemical, base metals and mineral products industries.

Keywords: Covid 19, stock market, volatility, nonlinear method.

Classification jel: c22, c51, g21

¹ Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran
(Corresponding author). jhaghighat79@gmail.com

² Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
sarahmasoomzadeh@yahoo.com

³ Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
fatemeh.seyedhashemi@yahoo.com



بررسی تأثیر سرمایه انسانی و متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمدرضا رنجبرفلاح^۱

سمیرا متقی^۲

سمانه طالعی^۳

سید امیرحسین حسینی طالعی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۷

چکیده

ارزیابی عملکرد بانک ها از ابعاد گوناگون یکی از روش هایی می باشد که به بانک ها برای شناسایی جایگاه و موقعیت رقابتی و کیفیت عملکرد خویش کمک می کند. بانک ها برای ربودن گوی سبقت از یکدیگر جهت افزایش سهم بازار و سودآوری، به دنبال استفاده از انواع روش های بهبود عملکرد برای جذب مشتریان بیشتر هستند، زیرا یکی از مهم ترین مسائل مورد توجه، کسب سود و بازده می باشد. لذا بررسی عملکرد بانک ها و شناسایی عوامل موثر بر آن اهمیت ویژه برخوردار است. لذا هدف از این پژوهش بررسی تأثیر سرمایه انسانی و متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. همچنین نقش میانی متنوع سازی درآمد بر رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بانک ها نیز مورد بررسی قرار می گیرد. در مطالعه حاضر با استفاده از داده های ۱۸ بانک طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۹ و با استفاده از روش رگرسیون چندگانه و به کمک نرم افزار 12 Eviews موضوع فوق بررسی می شود. نتایج حاکی از آن است که سرمایه انسانی بر عملکرد بانک ها تأثیر مثبت و معنی داری دارد. همچنین، متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک ها تأثیر مثبت و معنی داری دارد. در نهایت، متنوع سازی درآمد بر رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بانک ها تأثیر منفی و معنی داری دارد.

واژه های کلیدی: سرمایه انسانی، متنوع سازی درآمد، عملکرد بانک.

طبقه بندی JEL: G12, G21, E22

۱. گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. rfallahm@pnu.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Samira.motaghi@pnu.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران. Talei@Ardakan.ac.ir

۴. گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. hosseinita@gmail.com

۱- مقدمه

امروزه در بنگاه‌ها علاوه بر دارایی‌های مشهود، دارایی‌های نامشهود اهمیت کلیدی را در راستای موفقیت هر چه بیشتر بنگاه‌ها بر عهده دارند و هر بنگاهی در جهت توسعه یک اقتصاد و سیستم دانش‌محور در تلاش است؛ زیرا این منابع جزئی از منابع بی‌پایان و از عناصر کلیدی موفقیت هر بنگاه هستند. سرمایه انسانی از مهم‌ترین دارایی‌های نامشهود بنگاه است که زاده عرصه علم و دانش است و می‌تواند نقش بسیار مؤثری را در راستای موفقیت مستمر بنگاه ایفا نماید (درودی و آب‌چر، ۱۳۹۴). مسئله مهم که توجه محقق را در این پژوهش به خود جلب نموده این است که در کشور ایران مفهوم سرمایه انسانی و ارزش آن ناشناخته است. بنگاه‌های کشور هنوز همان سیستم‌های مالی و حسابداری سنتی را به کار می‌برند، دارایی‌های نامشهود و سرمایه‌های انسانی خود را نمی‌شناسند و به آن بهای چندانی نمی‌دهند. بنگاهی که از این سرمایه استفاده می‌کند، به مزیت رقابتی مستمری نسبت به بنگاه‌های دیگر می‌رسد و تا جایی که مدیریت می‌تواند باید سرمایه‌های انسانی را بنگاه‌دهی و استفاده کند، تا این که قابلیت دسترسی به اهداف زیاد شود (ابراهیم‌نژاد و معقول، ۱۳۹۵). از طرفی، تکیه بر یک منبع درآمد وام می‌تواند خطرناک باشد، به‌ویژه اگر آن منبع غیرقابل‌اعتماد باشد. هرچه یک مؤسسه بیشتر به یک منبع درآمد واحد تکیه کند، احتمال به‌خطرافتادن ثبات مالی بلندمدت این مؤسسه بالاتر خواهد بود. به همین دلیل است که تنوع درآمدی بسیار مهم است. تنوع درآمدی به این معناست که بنگاه‌ها از درآمد حاصل از منابع مختلف اطمینان حاصل می‌کنند و این کار به مؤسسات در ادغام ریسک، محافظت در برابر شوک‌های احتمالی و ارتقا ثبات مالی بلندمدت کمک می‌کند. در این شرایط، حتی اگر منبع اصلی درآمد یک مؤسسه حذف شود، مؤسسه می‌تواند به‌راحتی به فعالیت خود ادامه دهد و اهدافش را برآورده سازد (دهقان دهنوی و همکاران، ۱۳۹۸). از آنجاکه مهم‌ترین وظیفه‌ای که بانک‌ها برعهده دارند، حداکثر نمودن ثروت سهام‌داران است، شناخت ابعاد مختلف مسائل مالی و عوامل اثرگذار بر وضعیت و عملکرد مالی بانک‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. عملکرد بانک

امروزه یکی از مهم‌ترین مسائل مالی بنگاه‌ها، اندازه‌گیری عملکرد آنهاست. اینکه بنگاه‌ها تا چه اندازه در بالابردن منافع سهام‌داران خود کوشیده‌اند، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری^۱ در اعطای تسهیلات به بنگاه‌ها چه شاخص‌هایی را در نظر می‌گیرند، مالکان بنگاه‌ها در پرداخت پاداش به مدیران چه ابعادی را در نظر می‌گیرند و در نهایت اینکه مراجع دولتی باتوجه به الزامات قانونی در ارتباط با بنگاه‌ها به چه نکاتی توجه می‌کنند، را می‌توان با روش‌های ارزیابی عملکرد بنگاه‌ها به صورتی مناسب پاسخ داد (باسیدور و همکاران، ۱۹۹۷)^۲. در رابطه با مفهوم ارزیابی عملکرد تعاریف مختلفی وجود دارد، از جمله:

ارزیابی عملکرد عبارت است از: «فرایند کمی کردن کارایی و اثربخشی عملیات».

¹ Credit Institutions² Bacidore et.al

همچنین، ارزیابی عملکرد فرایندی است که در آن کارایی^۱ و اثربخشی^۲ مدیر در استفاده از منابع و امکانات تعیین می گردد، به عبارت دیگر تعیین میزان استفاده بهینه مدیریت از منابع و امکانات باتوجه به شاخص های معین را ارزیابی عملکرد می نامند (احدیان پور، ۱۳۹۰).

به طور کلی، نظام ارزیابی عملکرد فرایند سنجش و اندازه گیری و مقایسه میزان و نحوه دستیابی به وضعیت مطلوب با معیارها و نگرش معین در دامنه و حوزه تحت پوشش معین با شاخص های معین و در دوره زمانی معین باهدف بازنگری، اصلاح و بهبود مستمر آن است (کاپلان و نورتون^۳، ۲۰۰۸).

۲-۲. سرمایه انسانی

مفهوم ارزش انسان مبتنی بر نظریه ارزش در اقتصاد عمومی است. انسان مانند سایر منابع، دارای ارزش می باشد؛ زیرا قادر به ارائه خدمات بالقوه آتی است. در اصل، می توانیم ارزش انسان را نیز مانند سایر منابع به عنوان ارزش فعلی خدمات آتی مورد انتظار تعریف کنیم. مفهوم ارزش سرمایه انسانی می تواند به افراد، گروه ها و کل بنگاه انسانی تعمیم یابد؛ بنابراین، ارزش یک فرد برای یک بنگاه عبارت است از ارزش فعلی مجموعه ای از خدمات آتی که انتظار می رود فرد در طول دوره خدمتش در بنگاه ارائه کند. به همین ترتیب، ارزش گروه برای یک بنگاه عبارت است از ارزش فعلی خدماتی که در آینده ارائه می کند. در نهایت، ارزش یک بنگاه انسانی در «کل» عبارت است از ارزش فعلی خدمات آتی که انتظار می رود ایجاد شود. درحالی که، سنجش و اندازه گیری سهم انسان برای بنگاه ظاهراً مشکل و بحث انگیز به نظر می رسد؛ اما از یک فوریت و ضرورت جدی برخوردار است. همه چیز در حال تغییر است (شاه علیزاده، ۱۳۹۱).

۲-۲-۱. عوامل مؤثر بر افزایش بهره وری نیروی انسانی

در تعیین عوامل مؤثر بر بهره وری نظرات متفاوتی وجود دارد و هر یک از دانشمندان و صاحب نظران عواملی را به عنوان عامل مؤثر مشخص کرده اند و به طور اجمال عواملی چون آموزش شغلی مستمر مدیران و کارکنان، ارتقای انگیزش میان کارکنان برای کار بهتر و بیشتر، ایجاد زمینه های مناسب به طور ابتکار و خلاقیت مدیران و کارکنان، برقراری نظام مناسب پرداخت مبتنی بر عملکرد و برقراری نظام تنبیه و تشویق، وجدان کاری و انضباط اجتماعی تحول در سیستم و روش ها که نقش حساس و کلیدی دارند، تقویت حاکمیت و تسلط سیاست های بنگاه بر امور، صرفه جویی به عنوان وظیفه ملی در بهره وری مؤثر می باشد. ولی تمام مؤلفان این رشته تقریباً در این باب اتفاق نظر دارند که برای افزایش سطح بهره وری تنها یک علت خاصی را نمی توان ارائه نمود بلکه عنوان می کنند که ارتقای بهره وری را باید معلول ترکیبی از عوامل گوناگون دانست (شجاعی و همکاران، ۱۳۹۵).

^۱ Efficiency

^۲ Effectiveness

^۳ Kaplan R. & Norton D.

۲-۲-۲. عوامل مؤثر در کاهش بهره‌وری نیروی انسانی

مهم‌ترین و عمده‌ترین عامل کاهش بهره‌وری منابع انسانی نامتوازن بودن درآمد و هزینه است که مهم‌ترین عامل در انگیزش منابع انسانی است. پس از آن مهم‌ترین عوامل مؤثر در کاهش بهره‌وری در داخل یک بنگاه به شرح زیر است:

- ✓ وجود تبعیض بین کارکنان (ناشی از ضعف مدیریت)
- ✓ ناامنی شغلی
- ✓ موفق نبودن و بی‌میلی بر برنامه‌ریزی‌های میان‌مدت یا بلندمدت (ضعف مدیریت)
- ✓ مساعد نبودن محیط کاری مناسب
- ✓ عدم توجه به نیازهای واجب کارکنان
- ✓ کنترل نکردن (بی‌ثباتی در برنامه‌های کنترلی)
- ✓ ناهماهنگی رشته تحصیلی و شغلی
- ✓ استفاده نکردن از تخصص‌ها در مشاغل مربوط (ضعف مدیریت)
- ✓ بی‌برنامگی مدیریت
- ✓ فقدان کارآموزی (ضعف مدیریت)
- ✓ ناهماهنگی استعدادهای فردی و شغلی (ضعف مدیریت)
- ✓ بی‌کفایتی سرپرست
- ✓ بی‌علاقگی به کار فعلی و انتقال پی‌درپی نیروی انسانی
- ✓ تورم نیروی انسانی

۲-۳. متنوع سازی درآمد

از دهه ۱۹۵۰، راهبرد بنگاه به‌عنوان یک نظم با تمرکز بیشتر رواج پیدا کرد. بنگاه‌ها با استفاده از تعریف راهبرد به دنبال راهی برای ایجاد ارزش بیشتر بوده‌اند. در تدوین و تعریف راهبرد، پورتر (۱۹۸۷)^۱ راهبرد را به دو بخش مجزا تقسیم نمود. بخش اول، راهبرد در سطح واحد کسب‌وکار بود که با تصمیمات راهبردی در واحدهای کسب‌وکار مرتبط بوده که به‌عنوان یک واحد مستقل عمل می‌نماید. بخش دوم راهبرد مربوط به سطح بنگاه است که کل بنگاه و واحدهای کسب‌وکار را در برمی‌گیرد. کلیس و مونتگمری (۲۰۰۵)^۲ راهبرد بنگاه را به‌عنوان راهی برای ایجاد ارزش توسط بنگاه از طریق شکل‌دهی و هماهنگی فعالیت‌ها در بازارهای مختلف تعریف کرده‌اند. امروزه تنوع‌بخشی به‌عنوان یک ابزار راهبردی در راهبرد بنگاه محسوب شده که مدیران می‌توانند از طریق آن ایجاد ارزش کنند (خدامرادی و جلیلیان، ۱۳۹۲).

¹ Porter

² Kelis and Montgomery

یکی از ابزارهای پر کاربرد در بحث راهبردهای بازاریابی، ماتریس آنسف یا شبکه محصول - بازار می باشد. ایگور آنسف^۱ به عنوان پدر مدیریت راهبردی برای اولین بار در سال ۱۹۵۷ آن را در مجله هاروارد بیزینس ریویو^۲ انتشار داد. این ماتریس راه حل های ساده و سریع را به منظور رویکرد راهبردی به رشد ارائه داد. ماتریس آنسف دارای دو بعد محصول و بازار می باشد که از تقارن آن ها چهار گزینه راهبردی (نفوذ در بازار، توسعه محصول، توسعه بازار و تنوع بخشی) برای مدیران ایجاد می شود. آنسف اعتقاد دارد که تنوع بخشی از دیگر راهبردها مشکل تر است؛ زیرا علاوه بر توسعه بازار و محصول نیازمند مهارت ها و تکنیک های جدید و تغییرات بنگاهی در ساختار بنگاه و فرایندها است. تنوع بخشی معمولاً به عنوان تمایل به توسعه فراتر از محدوده بازارهای موجود و یا تمایل به کاهش ریسک کسب و کار با استفاده از توسعه و راه اندازی کسب و کارهای جدید نیز تعریف شده است. آکر (۲۰۰۱)^۳ نیز تعریف آنسف که تنوع بخشی را به عنوان راهبرد ورود به بازار محصول متفاوت از موجود تعریف کرده بود را توسعه داد.

۱-۳-۲. مزایای تنوع بخشی

اول، تنوع بخشی منجر به تخصیص بهینه منابع می شود. وستون (۱۹۷۰)^۴ بیان می کند که مدیران بر بازار سرمایه داخلی دارای مزایای اطلاعاتی و نظارتی هستند. از این رو، تنوع بخشی منجر به تخصیص کارتر منابع در سرتاسر کسب و کارها می شود. دلیل آن به وجود آمدن یک بازار سرمایه بزرگ تر داخلی از طریق تنوع بخشی است. داشتن یک بازار سرمایه داخلی نیاز بنگاه را برای تأمین سرمایه جهت سرمایه گذاری در برخی پروژه های با ارزش برای مالکان بنگاه برطرف می کند. بالابردن حقوق صاحبان سهام از طریق بازار سرمایه داخلی نسبت به بازار سرمایه خارجی کم هزینه تر است. بنگاه هایی که از هزینه های معاملاتی ناشی از عرضه عمومی سهام و همچنین هزینه های پوشش عدم تقارن اطلاعات اجتناب می کنند، هنگام فروش سهام در بازار سرمایه با مشکل مواجه می شوند. با یک منبع تأمین مالی داخلی مدیران بنگاه قادر به کنترل بر تصمیمات مربوط به انتخاب پروژه هستند. استول (۱۹۹۰)^۵ نشان داده که یک بازار سرمایه داخلی بزرگ به بنگاه های متنوع شده کمک می کند تا مشکلات تأمین وجوه برای سرمایه گذاری را کاهش دهند.

دوم، تنوع بخشی به بنگاه ها امکان بهره بردن از صرفه جویی اقتصادی و اقتصاد متنوع را فراهم می کند. چندلر بیان می کند که تنوع بخشی باعث می شود که بنگاه های متنوع شده از صرفه جویی های ناشی از مقیاس مدیریتی بهره ببرند. تیس (۱۹۸۰)^۶ تأکید می کند که بنگاه های متنوع شده می توانند از اقتصاد تنوع برخوردار شوند.

^۱ Igor ansoff

^۲ Harvard Business Review

^۳ Aker

^۴ Weston

^۵ Estol

^۶ Teece

سوم، تنوع بخشی منجر به افزایش در قدرت بازار می شود. برنهم و وستون (۱۹۹۰)^۱ بیان کردند که تنوع بخشی بنگاه می تواند در نتیجه توافق دوجانبه بین رقبا باعث افزایش قدرت بازار بنگاه شود. تیرویل (۱۹۹۵)^۲ اظهار نموده که تنوع بنگاهی به خاطر شیوه قیمت گذاری غارتگرانه می تواند باعث افزایش قدرت بازار بنگاه شود. چهارم، تنوع بخشی به بنگاه اجازه می دهد تا به دنبال کسب و کارهایی باشند که با امکانات آنها مطابق باشد. ماتسوسکا (۲۰۰۱)^۳ اظهار کرده تنوع بخشی می تواند ارزش بنگاه را به بالاترین حد برساند؛ زیرا یک بنگاه دارای مجموعه ای از امکانات بنگاهی است که وارد شدن به کسب و کارهای دیگر با استفاده از آن منابع برای آن سودآور باشد؛ زیرا تنوع بخشی به معنای جستجو و وارد شدن در کسب و کارهای است که به خوبی با امکانات بنگاه مطابقت داشته باشد (خدامرادی و جلیلیان، ۱۳۹۲).

۲-۳-۲. معایب تنوع بخشی

اول، تنوع بخشی هزینه های نمایندگی ایجاد می کند. تئوری نمایندگی نشان می دهد که بنگاه های متنوع شده ارزش کمتری دارند؛ زیرا تنوع بخشی به عنوان ابزاری در اختیار مدیران است که با استفاده از آن می توانند منافع خود را در هزینه سهام داران دنبال کنند. مخصوصاً تنوع بخشی به مدیران اجازه می دهد برای افزایش دستمزد، قدرت و پرستیژ و کاهش ریسک شخص اقدام کنند.

دوم، تنوع بخشی ممکن است باعث ایجاد یک بازار سرمایه داخلی ناکارآمد شود. جنسن (۱۹۸۶)^۴ بیان می کند که مدیران بنگاه ها با عدم استفاده از قدرت وام گیری و جریان نقدی آزاد زیاد، بیشتر تمایل به پذیرفتن سرمایه گذاری هایی با ارزش پایین هستند. استولز (۱۹۹۰)^۵ بیان می کند که بنگاه های متنوع بیشتر در کسب و کارهایی با فرصت های کم و محدود سرمایه گذاری می کنند.

سوم، تنوع بخشی با هزینه های عدم تقارن اطلاعاتی مرتبط است. هریس و همکارانش (۱۹۸۲) بیان کردند که هزینه های عدم تقارن اطلاعات بین مدیریت ستاد مرکزی و مدیران کسب و کارهای در بنگاه های متنوع بالاتر از بنگاه های متمرکز است (خدامرادی و خلیلیان، ۱۳۹۲).

۲-۴. پیشینه پژوهش

کبری نفت چالی و خالقی عباس آبادی (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر نیروی انسانی بر عملکرد مالی بنگاه های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ پرداختند. یافته های پژوهش نشان می دهد که بین سرمایه انسانی بر عملکرد مالی بنگاه ها رابطه معنی داری وجود دارد.

¹ Bernheim and Weston

² Tyrol

³ Matsoka

⁴ Jensen

⁵ Estols

صمدی حسینی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان " تأثیر توسعه سرمایه انسانی بر عملکرد مالی کسب و کارهای کوچک و متوسط از طریق عملکرد نوآوری و عملیاتی " به این نتیجه دست یافتند که بااهمیت نهادن به سرمایه انسانی از طریق عملکرد نوآوری و عملکرد عملیاتی می توان بر بهبود عملکرد مالی کسب و کارهای کوچک و متوسط تأثیرگذار بود.

رضایی و مصباحی (۱۳۹۹) در بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر عملکرد بنگاه با توجه به نقش میانجی نوآوری و خودکارآمدی حرفه ای بنگاه شیشه و بلور اصفهان نشان دادند که رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بنگاه مثبت و معنادار می باشد.

دهقان دهنوی و همکاران (۱۳۹۸) در بررسی تأثیر تنوع درآمدی بر عملکرد بانکها، از آمار و اطلاعات صورت های مالی ۱۷ بانک داخلی، طی بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶، به منظور بررسی تأثیر تنوع درآمد و درآمدهای غیرمشاع بر عملکرد بانکها استفاده کردند. نتایج نشان می دهد که افزایش تنوع درآمد، عملکرد بانکها را بهبود می دهد. افزون بر این، افزایش سهم درآمدهای غیرمشاع از درآمدهای اکتسابی بانکها نیز با عملکرد آنها رابطه مستقیمی دارد.

ندریتو گیتایگا^۱ (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر سرمایه انسانی و متنوع سازی درآمد بر عملکرد ۵۳ بانک آفریقایی طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۰ پرداخت. این مطالعه نشان می دهد که سرمایه انسانی و تنوع درآمد به طور قابل توجهی بر عملکرد بانک تأثیر می گذارد. با این حال، جهت علیت متفاوت است. درحالی که سرمایه انسانی تأثیر مثبتی دارد، تنوع درآمد تأثیر منفی دارد. علاوه بر این، عبارت تعاملی سرمایه انسانی و تنوع درآمد تأثیر منفی و معناداری بر عملکرد بانکها دارد و استنباط می شود که تنوع درآمد بر رابطه سرمایه انسانی و عملکرد بانک تأثیر منفی دارد.

نتایج پژوهش های وگوار و هکیو^۲ (۲۰۲۰) در خصوص بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر عملکرد مالی بنگاه های بخش دولتی مرکزی فعال در هند از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ و همچنین تحلیل هریک از مولفه های سرمایه فکری در عملکرد مالی نشان داد که سرمایه فکری رابطه ضعیفی با سودآوری و ارزش بازار دارد؛ اما به عنوان پیش بینی کننده قوی بهره وری عمل می کند. همچنین نتایج نشان می دهد که سرمایه انسانی مهم ترین عنصر در میان هر سه مؤلفه سرمایه فکری در افزایش عملکرد مالی شرکت های مزبور است.

نواز و همکاران^۳ (۲۰۱۷) تأثیر منابع نامشهود یعنی سرمایه انسانی را بر عملکرد مالی ۲۴ مؤسسه مالی اسلامی در ۱۸ کشور مختلف در دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۷ با استفاده از رویکرد روش شناسی ضریب ارزش افزوده مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که یک رابطه مثبت و معنی دار بین سرمایه انسانی و عملکرد حسابداری بر اساس بازده کل دارایی ها برقرار است. در ادامه ایشان نتیجه گرفتند که رابطه مثبت و معنی داری بین عملکرد حسابداری و کارایی سرمایه به کار گرفته شده و بازده سرمایه انسانی وجود دارد، اما رابطه معنی داری بین بازده سرمایه ساختاری و عملکرد حسابداری برقرار نیست.

¹ Peter Nderitu Githaiga

² Weqar Faizi , Haque S.M. Imamul

³ Nawaz, T., Nawaz, T., Haniffa, R., & Haniffa, R.

بندیکسون و چندلر (۲۰۱۷)^۱ طی پژوهشی در بررسی سرمایه انسانی و عملکرد عملیاتی بنگاه ها به این نتیجه رسیدند که سیاست های توسعه سرمایه انسانی برتر، نشان دهنده مزیت رقابتی است و عملکرد عملیاتی بنگاه ها را بهبود می بخشد. همچنین بهبود عملکرد عملیاتی منجر به نتایج مثبت مالی می شود و در نهایت منجر به افزایش درآمد و فروش می گردد.

۳. روش تحقیق

روش پژوهش در این تحقیق از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی است. انجام این پژوهش در چارچوب استدلال توصیفی- استنباطی صورت گرفته است. در این پژوهش برای تدوین ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش از روش کتابخانه ای استفاده شده است. همچنین برای جمع آوری داده های مدل برای آزمون فرضیه ها از روش اسنادی (مجموعه صورت های مالی و داده های بازار در نرم افزار ره آورد نوین ۳) اطلاعاتی و گزارش های منتشر شده در سایت کدال استفاده خواهد شد. جامعه آماری در این پژوهش به لحاظ دسترسی آسان تر به اطلاعات بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قابلیت اتکای بالای اطلاعات، شامل کلیه بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۳۹۹ می باشد. همچنین به منظور انجام محاسبات و آماده نمودن داده ها و اطلاعات مورد نیاز پژوهش با رویکرد داده های ترکیبی (مقطعی-سری زمانی) جمع آوری شده و با استفاده از روش رگرسیون چندگانه و به کمک نرم افزار Eviews 12 مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفته است. لذا در این پژوهش جهت بررسی رابطه بین متغیرهای پژوهش از ضریب همبستگی و جهت بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته مربوط به چندین مقطع (بنگاه) طی چندین دوره زمانی از مدل رگرسیون خطی چندگانه^۲ و در قالب داده های ترکیبی^۳ استفاده می شود.

۳-۱. ضریب همبستگی

ضریب همبستگی شدت رابطه و همچنین نوع رابطه (مستقیم یا معکوس) را نشان می دهد. این ضریب بین ۱ تا ۱- است. مقدار ضریب همبستگی +۱ مؤید همبستگی کامل و مستقیم متغیرهاست، در حالی که ضریب همبستگی ۱- نشانگر همبستگی غیرمستقیم و کامل دو متغیر است و ضریب همبستگی صفر، عدم ارتباط بین دو متغیر را نشان می دهد. ضرایب همبستگی متفاوتی را با توجه به نوع متغیرها می توان محاسبه کرد. ضریب همبستگی پیرسون که به نام های ضریب همبستگی گشتاوری و یا ضریب همبستگی مرتبه ی صفر نیز نامیده می شود، توسط کارل پیرسون^۴ معرفی شده است. این ضریب همبستگی به منظور تعیین میزان رابطه، نوع و جهت رابطه بین دو متغیر فاصله ای یا نسبی و یا یک متغیر فاصله ای و یک متغیر نسبی به کار برده می شود.

¹ Bendickson, J. S., & Chandler, T. D.

² Multiple Linear Regression

³ Panel Data

⁴ Karl Pearson

۳-۲. بررسی همخطی چندگانه متغیرهای مستقل

همخطی به معنای وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل می باشد. در آمار از عامل تورم واریانس^۱ (VIF) یا ماتریس ضرایب همبستگی^۲ برای بررسی شدت همخطی چندگانه در تحلیل رگرسیون کمترین مربعات معمولی استفاده می شود. در واقع عامل تورم واریانس (VIF) بیان می دارد چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده بابت همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار عامل تورم واریانس (VIF) می توان تحلیل نمود. اگر مقدار عامل تورم واریانس (VIF) به ۱ نزدیک باشد نشان دهنده عدم وجود همخطی بین یک متغیر مستقل با سایر متغیرهای مستقل مدل مورد نظر است. به عنوان یک قاعده تجربی مقدار عامل تورم واریانس (VIF) بزرگتر از ۱۰ باشد همخطی چندگانه بالا می باشد. همچنین در ماتریس ضرایب همبستگی اگر ضریب همبستگی دو متغیر بالای ۰/۷۵ باشد بیانگر احتمال وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است.

همانطور که بیان شد برای اینکه برآوردگرهای ضرایب رگرسیون بهترین برآوردگر بدون تورش خطی^۳ باشند لازم است مفروضاتی در مورد جملات باقیمانده (خطای مدل، جزء اخلال یا پسماند) مدل برقرار باشد. فروض کلاسیک رگرسیون خطی در مورد جملات باقیمانده به زبان ریاضی و مفهومی به شرح جدول (۱) می باشد.

جدول ۱- فروض کلاسیک رگرسیون خطی

فرض	بیان ریاضی	مفهوم
اول	$E(\varepsilon_t) = 0$	میانگین باقیمانده ها برابر صفر است.
دوم	$Var(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$	واریانس باقیمانده ها مقداری ثابت و متناهی است.
سوم	$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$	باقیمانده ها از یکدیگر استقلال خطی دارند.
چهارم	$Cov(\varepsilon_i, x_j) = 0$	باقیمانده ها و متغیرهای توضیحی (مستقل) از یکدیگر استقلال دارند.
پنجم	$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$	باقیمانده ها از توزیع نرمال برخوردارند.

۳-۳. آزمون مانایی^۴ متغیرها

قبل از برآورد مدل رگرسیون بر روی داده های پانلی (تابلویی)، لازم است مانایی تک تک متغیرها بررسی شود. یک متغیر زمانی مانا است که میانگین و واریانس در طول زمان و کوواریانس آن بین سال های مختلف ثابت باقی بماند. برای بررسی مانایی متغیرها آزمون های مختلفی مثل آزمون دیکلی-فولر^۵ (۱۹۷۰)، آزمون فیلیپس-پرون^۶

^۱ Variance inflation factor

^۲ Matrix of correlation coefficients

^۳ Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)

^۴ Stationary

^۵ Dicky-Fuller Test

^۶ Phillips & Perron Test

(۱۹۸۸)، آزمون برای تونگ^۱ (۲۰۰۰)، آزمون هادری^۲ (۲۰۰۰)، آزمون لوین، لین و چو^۳ (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین^۴ (۲۰۰۳) ارائه شده است. برخی از آزمون های مانایی مثل آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲) بر اساس فرض فرآیند ریشه واحد مشترک^۵ می باشد و برخی آزمون های مانایی مثل آزمون دیکلی-فولر (۱۹۷۰)، آزمون فیلیپس-پرون (۱۹۸۸) و آزمون ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) بر اساس فرض فرآیند ریشه واحد مقطعی^۶ می باشند. فرض صفر در این آزمون ها وجود ریشه واحد یا بطور معادل، عدم مانایی متغیرها و فرضیه مقابل پایا بودن حداقل یک عضو پانل می باشد.

H_0 : ریشه واحد وجود دارد و متغیر مورد نظر نامانا است

H_1 : ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مورد نظر مانا است

۳-۴. آزمون F لیمر^۷ (چاو^۸)

در برآورد یک مدل که داده های آن از نوع داده های ترکیبی است ابتدا باید نوع الگوی برآورد آن مشخص شود که مدل مورد بررسی در طبقه داده های تلفیقی (مقید) (Pooled) یا داده های تابلویی (Panel) قرار می گیرد. به عبارت دیگر ابتدا باید مشخص کنیم که رابطه رگرسیونی در نمونه مورد بررسی دارای عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن است (داده های تابلویی) یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهای مشترک و شیب مشترک در بین مقاطع (داده های تلفیقی (مقید)) پذیرفته می شود. بنابراین در مورد داده های ترکیبی ابتدا آزمون F لیمر (آزمون چاو) به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل از بین دو راهکار داده های تلفیقی (مقید) یا داده های تابلویی انجام می شود. در این آزمون فرضیه H_0 یعنی یکسان بودن عرض از مبداها در مقابل فرضیه H_1 یعنی ناهمسانی عرض از مبداها قرار می گیرد. در صورتی که فرضیه H_0 رد نشود به معنی یکسان بودن شیبها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده ها و استفاده از مدل رگرسیون ترکیب شده مورد تأیید آماری قرار می گیرد و فرضیه های پژوهش با استفاده از روش داده های ترکیب شده (Pooled) مورد آزمون قرار خواهد گرفت. اما در صورت رد فرضیه H_0 روش داده های پانل (Panel) پذیرفته می شود و فرضیه های پژوهش با استفاده از روش داده های پانل آزمون می شود.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_i = \alpha \\ H_1 : \alpha_i \neq \alpha \end{cases}$$

۵-۳. آزمون هاسمن

در صورتی که بر اساس نتایج آزمون F لیمر (چاو) برای هر یک از فرضیه ها، استفاده از روش داده های تابلویی مورد تأیید واقع شود، به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد مناسب تر

¹ Breitung Test

² Hadri Test

³ Levin, Lin & Chu (LLC) Test

⁴ Im, Pesaran and Shin Test

⁵ Assumes common unit root process

⁶ Assumes individual unit root process

⁷ F limer test

⁸ Chow Test

می باشد (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می شود.

۴. یافته ها

۴-۱. ضرایب همبستگی^۱ متغیرهای پژوهش

مطابق با جدول (۲)، ضریب همبستگی (شدت رابطه) بین تمامی متغیرهای پژوهش بین ۱ تا ۱- است و در هیچ موردی ضریب همبستگی صفر، که بیانگر عدم ارتباط بین دو متغیر است، مشاهده نشد. همچنین، ضریب همبستگی متغیرهایی از جمله متنوع سازی درآمد و کیفیت دارایی منفی می باشد و بیانگر این مطلب است که افزایش یک پارامتر با کاهش پارامتر دیگر و کاهش آن پارامتر با افزایش پارامتر دیگر همراه است. به علاوه، بیشترین مقدار ضرایب همبستگی معادل با ۰/۹۳ (متغیرهای عملکرد مالی و سرمایه انسانی) و کمترین مقدار آن برابر با ۰/۳۳- (متغیرهای نقدینگی و کیفیت دارایی) می باشد که بیانگر این است که به ترتیب روند هم جهت بودن و یا مخالف بودن این دو پارامتر مورد بررسی، جدی تر است.

جدول ۲- ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیرها	ROA	HCE	ID	CAP	AQ	LQ
HCE	0.78	1.00				
آماره t	16.68	-----				
احتمال	0.00	-----				
ID	0.06	0.17	1.00			
آماره t	0.84	2.31	-----			
احتمال	0.40	0.02	-----			
CAP	0.93	0.71	0.004	1.00		
آماره t	34.15	13.77	0.05	-----		
احتمال	0.00	0.00	0.95	-----		
AQ	0.004	0.0001	-0.19	0.10	1.00	
آماره t	0.06	0.001	-2.59	1.47	-----	
احتمال	0.95	0.99	0.01	0.14	-----	
LQ	0.04	0.13	-0.14	-0.01	-0.33	1.00
آماره t	0.63	1.79	-1.93	-0.21	-4.68	-----
احتمال	0.52	0.07	0.05	0.83	0.00	-----

منبع: یافته های پژوهشگر

¹ Correlation Coefficient

۴-۲. آزمون همخطی چندگانه مدل های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از آزمون مجدد عامل تورم واریانس (VIF) طبق جدول (۳)، میزان تورم واریانس متغیرهای مستقل در حد مجاز (کمتر از ۱۰) قرار دارند و بین آنها مشکل همخطی وجود ندارد.

جدول ۳- نتایج آزمون عدم وجود هم خطی بین متغیرهای توضیحی (مستقل) مدل های پژوهش

مدل	متغیر	واریانس ضریب	عامل تورم واریانس (VIF)
مدل اول	HCE	1.96	2.16
	CAP	0.0001	2.14
	AQ	9.82	1.13
	LQ	0.0001	1.16
مدل دوم	ID	0.0002	1.09
	CAP	6.01	1.01
	AQ	1.25	1.21
	LQ	0.0002	1.18
مدل سوم	HCE	3.82	4.46
	ID	0.0002	1.19
	ID*HCE	3.69	4.89
	CAP	0.0001	2.63
	AQ	1.00	1.22
	LQ	0.0001	1.27

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳. آزمون پیش فرض های رگرسیون خطی

از آنجا که تکیه بر نتایج آماری بدون توجه به پیش فرض های مدل رگرسیون خطی از اعتبار چندانی برخوردار نیست و نمی توان از آن برای تصمیم گیری ها استفاده کرد. بنابراین قبل از انجام هر گونه تفسیر نتایج رگرسیون، باید برای تصدیق صحت نتایج، مفروضات کلاسیک مدل رگرسیون خطی را بررسی نمود. طبق جدول (۴) و نتایج آزمون های پیش فرض های کلاسیک رگرسیون خطی مشاهده می شود به دلیل ناهمسانی واریانس جملات باقیمانده، مدل های پژوهش باید با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برآورد شوند. از طرفی به دلیل وجود همزمان مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی در جملات باقیمانده مدل های پژوهش، این مدل ها باید با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) با انتخاب گزینه رگرسیون به ظاهر نامرتبط مقطعی (SUR) برآورد شود.

جدول ۴- نتایج آزمون پیش فرض های رگرسیون خطی

آزمون	نتایج	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
صفر بودن میانگین باقیمانده ها	ارزش آماره t	-1.22	-1.20	-8.40
	احتمال	1.00	1.00	1.00
	نتیجه	صفر بودن میانگین باقیمانده ها	صفر بودن میانگین باقیمانده ها	صفر بودن میانگین باقیمانده ها
همسانی واریانس (وایت)	ارزش آماره F	37.95	18.97	23.26
	احتمال	0.00	0.00	0.00
	نتیجه	ناهمسانی واریانس	ناهمسانی واریانس	ناهمسانی واریانس
	توضیحات	استفاده از GLS	استفاده از GLS	استفاده از GLS
عدم خودهمبستگی سریالی (براش و گودفری)	ارزش آماره F	17.28	24.48	17.13
	احتمال	0.00	0.00	0.00
	نتیجه	خودهمبستگی سریالی	خودهمبستگی سریالی	خودهمبستگی سریالی
	توضیحات	استفاده از روش SUR	استفاده از روش SUR	استفاده از روش SUR
استقلال باقیمانده ها از متغیرهای توضیحی (مستقل)	ارزش آماره t	مراجعه به پیوست	مراجعه به پیوست	مراجعه به پیوست
	احتمال	1.00	1.00	1.00
	نتیجه	استقلال باقیمانده ها	استقلال باقیمانده ها	استقلال باقیمانده ها
نرمال بودن باقیمانده مدل (پس از جایگذاری داده های پرت)	ارزش آماره J-B	5.80	5.75	5.64
	احتمال	0.06	0.07	0.08
	نتیجه	نرمال بودن باقیمانده	نرمال بودن باقیمانده	نرمال بودن باقیمانده

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۴. آزمون مانایی^۱ متغیرها

در این پژوهش برای بررسی مانایی (ریشه واحد) متغیرهای پژوهش از آزمون مانایی "لین و چو" (۲۰۰۲) که با فرض فرآیند ریشه واحد مشترک^۲ می باشد و همچنین از آزمون مانایی "فیلیپس- پرون"^۳ (۲۰۰۳) که با فرض فرآیند ریشه واحد فردی^۴ می باشد، استفاده شده است و نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. فرض صفر در این آزمون ها وجود ریشه واحد یا بطور معادل، عدم مانایی متغیرها و فرضیه مقابل، مانایی حداقل یک عضو پانل می باشد.

^۱ Stationary

^۲ Assumes common unit root process

^۳ Phillips-Perron

^۴ assumes individual unit root process

با توجه به نتایج آزمون "لوین، لین و چو" و آزمون "فیلیپس- پرون" در جدول (۵)، چون مقدار احتمال آماره آزمون برای تمامی متغیرهای پژوهش کوچکتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح^۱ پایا یعنی $I(0)$ بوده‌اند و میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث بوجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

ریشه واحد وجود دارد و متغیر مورد نظر نامانا است: H_0 :

ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مورد نظر مانا است: H_1 :

جدول ۵- نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	علامت اختصاری	معیار تعیین وقفه بهینه: شوارتز بیزین (SIC)				نتیجه آزمون	درجه مانایی
		فرض صفر: وجود ریشه واحد (عدم مانایی)					
		آزمون لوین، لین و چو		آزمون فیلیپس- پرون			
		آماره	احتمال	آماره	احتمال		
عملکرد مالی	ROA	-4.20	0.00	80.96	0.00	مانا	I(0)
سرمایه انسانی	HCE	-9.65	0.00	98.53	0.00	مانا	I(0)
متنوع سازی درآمد	ID	-10.32	0.00	131.52	0.00	مانا	I(0)
سرمایه بانک	CAP	-15.79	0.00	67.14	0.001	مانا	I(0)
کیفیت دارایی	AQ	-73.90	0.00	75.90	0.0001	مانا	I(0)
نقدینگی	LQ	-5.70	0.00	67.70	0.001	مانا	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۵. آزمون های تشخیصی داده های ترکیبی

با توجه به ترکیبی (سری زمانی- مقطعی) بودن داده ها باید، روش مناسب برآورد مدل های رگرسیون (تلفیقی یا تابلویی) و همچنین رویکرد مناسب (تصادفی و ثابت) جهت برآورد مدل های پژوهش انتخاب شود. نتایج آزمون های تشخیصی داده های ترکیبی (سری زمانی- مقطعی) جهت تعیین روش مناسب تلفیقی یا تابلویی (آزمون F لیمیر) و همچنین تعیین رویکرد مناسب تصادفی یا اثرات ثابت (آزمون هاسمن) به شرح جدول (۶) می باشد. با توجه به جدول (۶) نتایج آزمون چاو (F لیمیر) نشان دهنده عدم تساوی عرض از مبدأ در تمام مقاطع در مدل های پژوهش می باشد، همچنین آزمون هاسمن نیز نشان دهنده عدم وجود همبستگی بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی در مدل های پژوهش است. بنابراین مدل های پژوهش باید با روش داده های تابلویی (Panel) و با رویکرد اثرات تصادفی (Random Effects) به روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) برآورد شود.

¹ Level

جدول ۶- نتایج آزمون های تشخیصی داده های ترکیبی

آزمون	چاو (F لیمر)		هاسمن	
	آماره F	احتمال	نتیجه	احتمال
اول	4.07	0.00	داده های تابلویی	8.55
دوم	4.23	0.00	داده های تابلویی	7.04
سوم	4.59	0.00	داده های تابلویی	11.12

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۶. تجزیه و تحلیل مدل

۴-۶-۱. آزمون مدل رگرسیونی (۱)

فرضیه اول: سرمایه انسانی بر عملکرد بانک ها تأثیر معنی داری دارد.

در مدل اول تأثیر سرمایه انسانی بر عملکرد بانک ها از طریق برآورد مدل رگرسیونی خطی چندگانه (۱) آزمون شده است که نتایج آن به شرح جدول (۷) می باشد.

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HCE_{i,t} + \beta_2 CAP_{i,t} + \beta_3 AQ_{i,t} + \beta_4 LQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل رگرسیونی (۱)}$$

که در آن:

$$ROA_{i,t} = \text{عملکرد بانک } i \text{ در سال } t$$

$$HCE_{i,t} = \text{سرمایه انسانی بانک } i \text{ در سال } t$$

$$CAP_{i,t} = \text{سرمایه در بانک } i \text{ در سال } t$$

$$AQ_{i,t} = \text{کیفیت دارایی های بانک } i \text{ در سال } t$$

$$LQ_{i,t} = \text{نقدینگی بانک } i \text{ در سال } t \text{ (ندریتو گیتایگا، ۲۰۲۱)}$$

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی (۱) پژوهش به شرح جدول (۷)، مشاهده می شود که مقدار آماره F ((F-statistic)) ۳۶۵/۹۳ و سطح معنی داری آن (Prob(F-statistic)) برابر ۰.۰۰ می باشد که بیانگر معنی دار بودن کل رگرسیون است و حاکی از آن است که مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می باشد. ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۸۹۰۷۷۱ بوده و بیانگر این مطلب است که تقریباً ۸۹٪ از تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است. همچنین آماره دوربین-واتسون ۱/۵۳ می باشد، که این مقدار بین ۱/۵ تا ۲/۵ است و نشان دهنده عدم خود همبستگی مرتبه اول بین جملات باقیمانده مدل می باشد.

همانگونه که در جدول (۷) ملاحظه می شود، ضریب مربوط به متغیر سرمایه انسانی (HCE) یعنی β_1 برابر با ۰/۰۰۲ و سطح معناداری (p-value) آن ۰/۰۰ می باشد. با توجه به آماره t و P-Value مربوط به این متغیر، نتایج بیانگر این می باشد که سرمایه انسانی (HCE) بر عملکرد (ROA) تأثیر مثبت و معنی داری دارد. بنابراین فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می شود.

جدول ۷- نتایج تخمین مدل رگرسیونی (۱)

متغیر وابسته: عملکرد (ROA)							
متغیر	نماد	نماد ضریب	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value	نتیجه
عرض از مبدا	C	β_0	-0.02	0.009	-2.27	0.02	معنی دار
سرمایه انسانی	HCE	β_1	0.002	0.0004	6.65	0.00	معنی دار
سرمایه بانک	CAP	β_2	0.22	0.009	23.52	0.00	معنی دار
کیفیت دارایی	AQ	β_3	-0.01	0.002	-3.95	0.0001	معنی دار
نقدینگی	LQ	β_4	0.013	0.016	0.82	0.40	عدم معنی داری
آماره دوربین واتسون (Durbin-Watson stat)		1.53		آماره فیشر (F-statistic)		365.93	
ضریب تعیین تعدیل شده (Adjusted R-squared)		0.89		احتمال آماره فیشر (Prob(F-statistic))		0.00	
Estimation Command: =====							
LS(CX=R) ROA C HCE CAP AQ LQ							
Estimation Equation: =====							
ROA = C(1) + C(2)*HCE + C(3)*CAP + C(4)*AQ + C(5)*LQ + [CX=R]							
Substituted Coefficients: =====							
ROA = -0.0209346704271 + 0.00273319756109*HCE + 0.228269244221*CAP - 0.0110986084028*AQ + 0.0133761866716*LQ + [CX=R]							

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۶-۲. آزمون مدل رگرسیونی (۲)

فرضیه دوم: متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک ها تأثیر معنی داری دارد.
 مدل دوم تأثیر متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک ها از طریق برآورد مدل رگرسیونی خطی چندگانه (۲) آزمون شده است که نتایج آن به شرح جدول (۸) می باشد.

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ID_{i,t} + \beta_2 CAP_{i,t} + \beta_3 AQ_{i,t} + \beta_4 LQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل رگرسیونی (۲)}$$

که در آن:

$ID_{i,t}$ = متنوع سازی درآمد بانک i در سال t (ندریتو گیتایگا، ۲۰۲۱)

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی (۲) پژوهش به شرح جدول (۸)، مشاهده می شود که مقدار آماره F ((F-statistic)) ۳۰۱/۳۳ و سطح معنی داری آن (Prob(F-statistic)) برابر ۰.۰۰ می باشد که بیانگر معنی دار بودن کل رگرسیون است و حاکی از آن است که مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می باشد. ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۸۷ بوده و بیانگر این مطلب است که تقریباً ۸۷٪ از تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است. همچنین آماره دوربین- واتسون ۱/۵۵ می باشد، که این مقدار بین ۱/۵ تا ۲/۵ است و نشان

دهنده عدم خود همبستگی مرتبه اول بین جملات باقیمانده مدل می باشد. همانگونه که در جدول (۸) ملاحظه می شود، ضریب مربوط به متغیر متنوع سازی درآمد (ID) یعنی β_1 برابر با ۰/۰۵۱ و سطح معناداری (p-value) آن ۰/۰۰۲ می باشد. با توجه به آماره t و P-Value مربوط به این متغیر، نتایج بیانگر این می باشد که متنوع سازی درآمد (ID) بر عملکرد (ROA) تأثیر مثبت و معنی داری دارد. بنابراین فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می شود.

جدول ۸- نتایج تخمین مدل رگرسیونی (۲)

متغیر وابسته: عملکرد (ROA)							
متغیر	نماد	نماد ضریب	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value	نتیجه
عرض از مبدا	C	β_0	-0.04	0.01	-3.76	0.0002	معنی دار
متنوع سازی درآمد	ID	β_1	0.05	0.01	3.13	0.002	معنی دار
سرمایه بانک	CAP	β_2	0.27	0.007	34.83	0.00	معنی دار
کیفیت دارایی	AQ	β_3	-0.009	0.003	-2.91	0.00	معنی دار
نقدینگی	LQ	β_4	0.03	0.01	1.87	0.06	عدم معنی داری
آماره دوربین واتسون (Durbin-Watson stat)		1.55		آماره فیشر (F-statistic)		301.33	
ضریب تعیین تعدیل شده (Adjusted R-squared)		0.87		احتمال آماره فیشر (Prob(F-statistic))		0.00	
Estimation Command: =====							
LS(CX=R) ROA C ID CAP AQ LQ							
Estimation Equation: =====							
ROA = C(1) + C(2)*ID + C(3)*CAP + C(4)*AQ + C(5)*LQ + [CX=R]							
Substituted Coefficients: =====							
ROA = -0.0496838562123 + 0.0513209529645*ID + 0.27273261549*CAP - 0.00912706982985*AQ + 0.0347166052196*LQ + [CX=R]							

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳-۶. آزمون مدل رگرسیونی (۳)

فرضیه سوم: متنوع سازی درآمد بر رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بانک ها تأثیر معنی داری دارد. در مدل سوم تأثیر متنوع سازی درآمد بر رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بانک ها از طریق برآورد مدل رگرسیونی خطی چندگانه (۳) آزمون شده است که نتایج آن به شرح جدول (۹) می باشد.

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HCE_{i,t} + \beta_2 ID_{i,t} + \beta_3 ID_{i,t} * HCE_{i,t} + \beta_4 CAP_{i,t} + \beta_5 AQ_{i,t} + \beta_6 LQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

جدول ۹- نتایج تخمین مدل رگرسیونی (۳)

متغیر وابسته: عملکرد (ROA)							
متغیر	نماد	نماد ضریب	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value	نتیجه
عرض از مبدا	C	β_0	-0.03	0.01	-2.93	0.003	معنی دار
سرمایه انسانی	HCE	β_1	0.003	0.0005	7.02	0.00	معنی دار
متنوع سازی درآمد	ID	β_2	0.02	0.01	1.51	0.13	عدم معنی داری
تعامل متنوع سازی درآمد و سرمایه انسانی	ID*VAIC	β_3	-0.006	0.001	-3.55	0.0005	معنی دار
سرمایه بانک	CAP	β_4	0.24	0.01	23.53	0.00	معنی دار
کیفیت دارایی	AQ	β_5	-0.01	0.002	-3.90	0.0001	معنی دار
نقدینگی	LQ	β_6	0.02	0.01	1.60	0.11	عدم معنی داری
آماره دوربین واتسون (Durbin-Watson stat)		1.54		آماره فیشر (F-statistic)		264.72	
ضریب تعیین تعدیل شده (Adjusted R-squared)		0.89		احتمال آماره فیشر (Prob(F-statistic))		0.00	
Estimation Command: =====							
LS(CX=R) ROA C HCE ID ID*HCE CAP AQ LQ							
Estimation Equation: =====							
ROA = C(1) + C(2)*HCE + C(3)*ID + C(4)*ID*HCE + C(5)*CAP + C(6)*AQ + C(7)*LQ + [CX=R]							
Substituted Coefficients: =====							
ROA = -0.0347708259668 + 0.00386147566306*HCE + 0.0225841259484*ID - 0.00607238491228*ID*HCE + 0.247850641004*CAP - 0.0107799824099*AQ + 0.0264547846905*LQ + [CX=R]							

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی (۳) پژوهش به شرح جدول (۹)، مشاهده می شود که مقدار آماره F ((F-statistic)) ۲۶۴/۷۲ و سطح معنی داری آن (Prob(F-statistic)) برابر ۰.۰۰۰ می باشد که بیانگر معنی دار بودن کل رگرسیون است و حاکی از آن است که مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می باشد. ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۸۹ بوده و بیانگر این مطلب است که تقریباً ۹۰٪ از تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است. همچنین آماره دوربین-واتسون ۱/۵۴ می باشد، که این مقدار بین ۱/۵ تا ۲/۵ است و نشان دهنده عدم خود همبستگی مرتبه اول بین جملات باقیمانده مدل می باشد. همانگونه که در جدول (۹) ملاحظه می شود، ضریب مربوط به متغیر تعامل متنوع سازی درآمد و سرمایه انسانی

(ID*VAIC) یعنی β_3 برابر با $-0/006$ و سطح معناداری (p-value) آن $0/0005$ می باشد. با توجه به آماره t و P-Value مربوط به این متغیر، نتایج بیانگر این می باشد که متنوع سازی درآمد (ID) بر رابطه بین سرمایه انسانی (VAIC) و عملکرد (ROA) تأثیر منفی و معنی داری دارد. بنابراین فرضیه سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می شود.

۵. نتیجه گیری

در این پژوهش به بررسی تأثیر سرمایه انسانی و متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می شود. همچنین نقش میانی متنوع سازی درآمد بر رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بانک ها نیز مورد بررسی قرار می گیرد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه اول پژوهش، سرمایه انسانی بر عملکرد بانک ها تأثیر مثبت و معنی داری دارد که می توان نتیجه گیری کرد، توسعه سرمایه انسانی بطور مستقیم عملکرد بنگاه ها را بهبود می بخشد. مشابه این نتایج در پژوهش های کبری نفت چالی و خالقی عباس آبادی (۱۴۰۰)، صمدی حسینی و همکاران (۱۳۹۹)، رضایی و مصباحی (۱۳۹۹)، دهقان دهنوی و همکاران (۱۳۹۸)، ندریتو گیتایگا (۲۰۲۱)، نواز و همکاران (۲۰۱۷) و ایسانزو (۲۰۱۵) نیز مشاهده می شود. همچنین، با توجه به نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه دوم پژوهش، متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک ها تأثیر مثبت و معنی داری دارد. به عبارتی با افزایش متنوع سازی درآمد باعث بهبود عملکرد بنگاه ها می شود. که با مطالعات های دارابی و دادبه (۱۳۹۹)، دهقان دهنوی و همکاران (۱۳۹۸) و لی و همکاران (۲۰۱۴) نیز همسویی دارد اما ندریتو گیتایگا (۲۰۲۱) نیز در پژوهش های خود به این نتیجه دست یافتند که بین متنوع سازی درآمد بر عملکرد بانک ها رابطه منفی و معنی داری وجود دارد. در نهایت، نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه سوم پژوهش بیان می کند که متنوع سازی درآمد بر رابطه بین سرمایه انسانی و عملکرد بانک ها تأثیر منفی و معنی داری دارد. لذا با توجه به نتایج کلی پژوهش به تحلیل گران، اعتباردهندگان، سهامداران، سپرده گذاران و مشتریان بانک ها پیشنهاد می شود در ارزیابی عملکرد آتی بانک ها به سرمایه انسانی و متنوع سازی درآمد بانک ها به عنوان عوامل پیش بینی توجه کنند.

فهرست منابع

- ابراهیمی، سیدکاظم، مهری شهریاری، و سهیلا مهمان نوازان. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر تنوع درآمدی بر عملکرد بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، ۹(۳۰)، ۶۷-۷۵. <https://sid.ir/paper/200211/fa>
- افلاطونی، عباس، و خزایی، مهدی. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت افشا بر ناکارایی سرمایه گذاری در نیروی انسانی. بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۳(۳)، ۲۶۹-۲۸۸. <https://sid.ir/paper/8017/fa>

- اکبری نفت چالی، عیسی، و خالقی عباس آبادی، داریوش (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نیروی انسانی بر عملکرد مالی بنگاه های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهارمین کنفرانس بین المللی سالانه تحولات نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تهران. <https://civilica.com/doc/1268140>
- آسیابی اقدم، لیلا، اشکان رحیمزاده و یداله رجایی (۱۴۰۱). اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۶ (۲ (پیاپی ۵۹))، ۱۰۵-۱۲۵ <https://sid.ir/paper/103580/fa>
- حجازی، رضوان، کلهرنیا، حمید، داداشی، ایمان، و فیروزنیا، امیر (۱۳۹۷). بررسی اثر محتوای اطلاعاتی قیمت سهام بر کارایی سرمایه انسانی نیروی کار، حسابداری ارزشی و رفتاری، ۳ (۵)، ۲۳۲-۲۰۹. <http://aapc.khu.ac.ir/article-fa.html۴۹۹-۱>
- حسینی، سیدصمد، یونس، نیکخواه، و اژدر، کرمی. (۱۳۹۹). تأثیر توسعه سرمایه انسانی بر عملکرد مالی کسب و کارهای کوچک و متوسط از طریق عملکرد نوآوری و عملیاتی. جامعه شناسی اقتصادی و توسعه، ۱۹ (۱)، ۹۳-۱۱۴. <https://sid.ir/paper/1051519/fa> SID.
- خدامرادی، سعید، و جلیلیان، جمال. (۱۳۹۲). تنوع بخشی مبانی، تعاریف، تاریخچه و شیوه های اندازه گیری آن، بررسی های بازرگانی، ۱۱ (۶۰)، ۴۷-۵۸. 20.1001.1.26767562.1392.11.60.4.8
- خوش طینت، محسن، محمد تقی تقوی فرد، و نوشین نوبری (۱۳۹۵). تجزیه و تحلیل عملکرد مالی بانک های خصوصی کشور، فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، ۲ (۳)، ۱۳۸-۱۱۳. <https://civilica.com/doc/665384>
- دموری، داریوش، مهدی سبک ور، و سید محمدناصر رضوی حیدری (۱۴۰۰). شاخص های حسابداری سرمایه انسانی مبتنی بر رویکرد ارزش گذاری غیرپولی، فصلنامه پژوهش های تجربی حسابداری، ۱۱ (۱)، ۲۷۷-۲۴۱. <https://civilica.com/doc/1247852>
- دهنوی، محمدعلی، احمد کیانیان، و علی بالاوندی، (۱۳۹۸). بررسی تأثیر تنوع درآمدی بر عملکرد بانک های کشور، فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، ۵ (۱۲)، ۸۰-۶۹. <https://civilica.com/doc/1146500>
- رضائی، ولی اله، و مصباحی، مریم. (۱۳۹۹). تأثیر سرمایه انسانی بر عملکرد بنگاه با توجه به نقش میانجی نوآوری و خودکارآمدی حرفه ای، کنفرانس پژوهش های کاربردی در مهندسی صنایع، مدیریت و حسابداری، کرج. <https://civilica.com/doc/1022623>
- سجاد، عاطفه. رنگریز، حسن. حسن پور، اکبر. عباسیان، حسین. (۱۴۰۰). طراحی مدل مدیریت سرمایه انسانی در بخش دولتی، پژوهش های مدیریت سرمایه انسانی، ۱۳ (۴)، ۱۵۶-۱۱۵. DOI 20.1001.1.82548002.1400.13.4.4.4
- سلیمانی، برنا، مهرداد نعمتی، و حسن الماسی (۱۳۹۹). ارزیابی عملکرد بانک های خصوصی در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس مدل CAMEL. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۴ (۵۰)، ۱۱۵-۱۴۴. <https://sid.ir/paper/403304/fa> SID.
- شاه علی زاده، رامین (۱۳۹۱). هزینه یابی، ارزشگذاری و گزارشگری سرمایه انسانی، مطالعات حسابداری و حسابرسی، ۱ (۴)، ۹۸-۱۱۰. DOI: 10.22034/IAAS.2012.105401

- شجاعی، سعید، غلامرضا جمالی، و نیکزاد منطقی (۱۳۹۵). شناسایی عوامل موثر بر عملکرد نیروی انسانی، نشریه علمی پژوهش های مدیریت سرمایه انسانی، ۸(۲)، ۱۸۱-۱۶۱. 20.1001.1.20084528.1395.8.2.7.8
- عشقی، محمد، و عشقی، حسن. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر مولفه های سرمایه فکری بر عملکرد مالی بنگاه، فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۴(۵۰)، ۴۷-۳۳. <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/631>
- علیزاده، شیوا، کاکایی، حمید، ملکی، صمد، و محمدی، هادی (۱۴۰۰). بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر کارآفرینی بنگاهی (مورد مطالعه: بانک ملت شعب تهران)، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۵(۱۸)، ۱۱۶-۱۰۳. <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/1019>
- قائمی اصل، مهدی، سید علی حسینی ابراهیم آباد، و حسن حیدری (۱۳۹۸). بررسی عوامل موثر بر درآمدهای غیرمشاع بانکی در ایران (در چارچوب یک الگوی پانل پویای سیستمی). اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۳(۴۷)، ۱۱۳-۱۳۴. <https://sid.ir/paper/229019/fa>
- کاکایی، حمید، دهقان نجم آبادی، عامر، فتوحی زاده، مهسا، و اسدزاده، علیرضا. (۱۴۰۰). بررسی نقش بازاریابی کارآفرینانه بر عملکرد نوآورانه: اثر میانجی گری سرمایه انسانی (مورد مطالعه: بنگاه های کوچک و متوسط دانش بنیان پارک علم و فناوری دانشگاه تهران)، مدیریت بازاریابی، ۱۶(۵۳)، ۶۷-۵۱. 20.1001.1.1735949.1400.16.53.3.5
- لاری دشت بیاض، محمود، هاشم علی صوفی، و فاطمه حاجی زاده (۱۳۹۶). "بررسی رابطه سرمایه انسانی راهبردی با بهبود عملکرد مالی در صنعت بانکداری"، فصلنامه پژوهش های پولی و بانکی، ۱۰(۳۲)، ص ۲۶۵-۲۴۷. 20.1001.1.26453355.1396.10.32.2.8
- محقق نیا، محمدجواد. رحیم زاده، اشکان. ضیاجی، علی اصغر. سرگلزائی، مصطفی. خاشعی، وحید. (۱۴۰۱). ارزیابی نوسانات ارزی بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و سنجش وقفه های آن. فصلنامه اقتصاد مالی. ۱۶(۵۹)، ۱۵۴-۱۲۷. 10.30495/FED.2022.694716
- Bacidore, J. M., Boquist, J. A., Milbourn, T. T., & Thakor, A. V. (1997). The search for the best financial performance measure. *Financial Analysts Journal*, 53(3), 11-20. <https://doi.org/10.2469/faj.v53.n3.2081>
- Bendickson, J. S., & Chandler, T. D. (2019). Operational performance: The mediator between human capital developmental programs and financial performance. *Journal of Business Research*, 94, 162-171. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.10.049>
- Nawaz, T., & Haniffa, R. (2017). Determinants of financial performance of Islamic banks: an intellectual capital perspective. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 8(2), 130-142. <https://doi.org/10.1108/JIABR-06-2016-0071>
- Githaiga, P. N. (2021). Human capital, income diversification and bank performance—an empirical study of East African banks. *Asian journal of accounting research*, 6(1), 95-108. <https://doi.org/10.1108/AJAR-06-2020-0041>
- Weqar, F., & Haque, S. I. (2020). Intellectual capital and corporate financial performance in India's central public sector enterprises. *International Journal of Learning and Intellectual Capital*, 17(1), 77-97. <https://doi.org/10.1504/IJLIC.2020.105323>

- Isanzu, J. N. (2015). Impact of intellectual capital on financial performance of banks in Tanzania. *Journal of International Business Research and Marketing*, 1(1), 16-23. 10.18775/jibrm.1849-8558.2015.11.3002
- Kiweu, J. M. (2012). Income diversification in the banking sector and earnings volatility: evidence from Kenyan commercial banks. <http://ir.mksu.ac.ke/handle/123456780/1928>
- Lee, C. C., Hsieh, M. F., & Yang, S. J. (2014). The relationship between revenue diversification and bank performance: Do financial structures and financial reforms matter?. *Japan and the World Economy*, 29, 18-35. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2013.11.002>
- Githaiga, P. N. (2021). Human capital, income diversification and bank performance—an empirical study of East African banks. *Asian journal of accounting research*, 6(1), 95-108. <https://doi.org/10.1108/AJAR-06-2020-0041>

Investigating the impact of human capital and income diversification on the performance of banks admitted to the Tehran Stock Exchange

Mohammad Reza Ranjbar Fallah¹

Samira Motaghi²

Samaneh Talei³

Seyed Amir Hossein Hosseini Talemi⁴

Received: 06/ January/2025

Accepted: 26/ February/2025

Abstract

Evaluating banks' performance from various dimensions is one of the methods that helps banks to identify their competitive position and performance quality. Banks are looking to use various performance improvement methods to attract more customers in order to steal the advantage from each other in order to increase market share and profitability, because one of the most important issues to consider is earning profit and efficiency. Therefore, it is very important to examine the performance of banks and identify the factors affecting it. Therefore, the purpose of this research is to investigate the effect of human capital and income diversification on the performance of banks admitted to the Tehran Stock Exchange. Also, the mediating role of income diversification on the relationship between human capital and bank performance is also investigated. In this regard, three hypotheses are formulated. In this study, using the data of 18 banks during the period of 1390-1399 and using the multiple regression method and with the help of 12 Eviews software, the above issue is investigated. The results indicate that human capital has a positive and significant effect on the performance of banks. Also, income diversification has a positive and significant effect on banks' performance. Finally, income diversification has a negative and significant effect on the relationship between human capital and bank performance.

Keywords: human capital, income diversification, bank performance.

JEL: G12, G21, E22

¹. Department of Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. rfallahm@pnu.ac.ir

². Department of Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding author).
Samira.motaghi@pnu.ac.ir

³. Department of Economics, Ardakan University, Ardakan, Iran. Talei@Ardakan.ac.ir

⁴. Department of Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. hosseinita@gmail.com



واکاوری تأثیر اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با نقش میانجی استراتژی‌های جسورانه

محمدرضا رادفر^۱

منصوره علیقلی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۸

چکیده

یکی از صنایع نوین که در سال‌های اخیر انقلاب عظیمی در حوزه حمایت از طرح‌های نوآورانه، شرکت‌های نوپا و کارآفرینان ایجاد کرده، صنعت سرمایه‌گذاری جسورانه است. در کشور ما نیز با عنایت به گسترش فرهنگ کارآفرینی و افزایش شرکت‌های دانش‌بنیان در سال‌های اخیر، لزوم توجه هر چه بیشتر به این صنعت و ارتقای عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه محسوس است. این پژوهش با هدف تبیین تأثیر اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با نقش میانجی استراتژی‌های جسورانه صورت پذیرفته است. روش پژوهش بر مبنای هدف کاربردی و بر مبنای اجرا توصیفی پیمایشی بوده و جامعه آماری شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه می‌باشد. برای جمع‌آوری اطلاعات از پرسشنامه و برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شده و نتایج حاکی از آن است که اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر استراتژی‌های جسورانه و عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارند. همچنین مشاهده گردید که استراتژی‌های جسورانه در تأثیر اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نقش میانجی دارد. در نهایت پیشنهادت کاربردی ارائه شده است.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری جسورانه، کارآفرینی، اکتساب اطلاعات، تخصص مدیریت، استراتژی‌های جسورانه

طبقه‌بندی JEL : G24, L26, D80, M12, L10

۱ گروه مدیریت مالی و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). mohamadr.adfar@gmail.com

۲ گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. M.aligholi@yahoo.com



۱- مقدمه

فرآیند مبتکرانه در پایان قرن هجدهم، پس از انقلاب صنعتی اول آغاز شد و تا امروز ادامه پیدا کرده و اکنون مهمترین ویژگی منحصر به فرد رشد اقتصادی و اجتماعی جهانی است که در آن زندگی می‌کنیم. با آغاز انقلاب صنعتی، گستره وسیعی از ایده‌های نوآورانه در فناوری برای محصولات جدید ارائه شده است؛ محصولات، خدمات و فناوری‌های تولیدی جدیدی ظهور کرده‌اند و سبک زندگی مردم در جهان را تغییر داده‌اند. بدین ترتیب حتی خطوط روی نقشه نیز تحت تأثیر فرآیند مبتکرانه قرار گرفتند و این جریان تأثیر پذیری همچنان ادامه دارد (آگمون و شوگرن^۱، ۱۳۹۶). فلسفه کسب و کار نوپا و مبتکرانه، به دنبال حذف امور بی‌فایده و افزایش فعالیت‌های ارزش آفرین در ساخت محصول یا خدمت است، به گونه‌ای که بتوانند بدون نیاز به سرمایه‌گذاری کلان بیرونی، محصولی بی‌نقص و با شانس موفقیت بیشتری داشته باشند (پاکرو^۲، ۲۰۲۰). برای راه‌اندازی یک کسب و کار نوپا، ابتدا باید ایده اصلی شکل بگیرد. ایده گاهی از تغییرات محیطی مانند ایجاد قوانین جدید، تصمیم‌گیری‌های دولتی یا تصمیم‌گیری‌هایی در سطح جامعه ایجاد می‌شود که می‌توان از آن به بهترین نحو بهره‌برداری کرد (اونا و همکاران^۳، ۲۰۲۱). البته باید توجه نمود که داشتن ایده تنها یک شروع است. بیش از ۹۸ درصد عامل موفقیت یا عدم موفقیت یک کسب و کار جدید منوط به چگونگی اجرا شدن ایده اولیه و مدیریت ریسک عقلایی و علمی آن می‌باشد (تورچیس^۴، ۲۰۲۱). برای ایجاد، توسعه و رونق یک کسب و کار جدید، مسئله توجیه پذیر بودن اقتصادی و میزان ریسک محیط از اهمیت زیادی برخوردار است (بلومبرگ^۵، ۲۰۲۰). تأمین مالی همواره یکی از چالش‌های اساسی ایجاد و توسعه کسب و کارهای نوپا بوده؛ از این‌رو در دهه‌های اخیر، در سطح جهان مؤسسات سرمایه‌گذار مخاطره‌پذیر، فرشتگان کسب و کار، شتاب‌دهندگان و ... به منظور ایجاد راه‌حلی جایگزین برای نهادهای تأمین مالی سنتی نظیر بانک‌ها بکار گرفته شده‌اند که هر کدام برخی از خلأهای موجود تأمین مالی در مراحل مختلف کسب و کارهای کارآفرینانه را مرتفع می‌سازند و در کنار آن به برخی از نیازهای ضروری دیگر در این کسب و کارها نظیر نیاز کارآفرین به مشاوره و کسب تجربیات، نیاز به سرمایه‌های اجتماعی و حتی سرمایه‌های انسانی پاسخ می‌دهند (اسکندری و همکاران، ۱۴۰۰). سرمایه‌گذاران جسورانه، واسطه‌های مالی هستند که به جذب سرمایه و سرمایه‌گذاری در سبدهای کسب و کارهای فناورانه و نوآورانه اقدام می‌کنند که دارای مخاطرات بالای اقتصادی است (متوسلی و همکاران، ۱۳۹۶). به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری جسورانه گونه خاصی از تأمین مالی است که با نیازمندی‌های کسب و کارهای نوپا و فناوری محور کاملاً تناسب دارد و مشکل این شرکت‌ها را که به دلیل آینده نامشخص و ریسک بالا، سابقه کم، درآمد منفی و ... شانس کمتری برای دریافت تسهیلات از منابع مالی معمول را دارند، با مشارکت در سهام حل می‌کند (حیدری و محمدی، ۱۳۹۶).

¹ Agmon & Sjogren² Pakroo³ Oana et al⁴ Torchys⁵ Blumberg

جهان امروز سرشار از عدم اطمینان است؛ پس از بروز پاندمی کووید-۱۹، بسیاری از کسب و کارها در جهان دچار مشکلات جدی شدند. در این میان نه تنها کسب و کارهای نوپا، بلکه بسیاری از شرکت‌های تجاری بزرگ نیز آسیب‌های جدی دیده و حتی با ریسک ورشکستگی مواجه شده‌اند. همین امر لزوم توجه به مقوله کارآفرینی و حمایت از طرح‌های نوآورانه برای شکل‌گیری مجدد کسب و کارها و بهبود اشتغال در فضای متلاطم فعلی را بیش از پیش نمایان می‌سازد؛ بنابراین سرمایه‌گذاری جسورانه به عنوان صنعتی پیشرو و ضرورتی انکار ناپذیر برای رونق مجدد کسب و کار و بهبود وضعیت اقتصاد به ویژه در کشور ما که با چالش‌های مهمی نظیر کاهش نرخ تولید ناخالص داخلی، کاهش ارزش پول ملی، افزایش نرخ بیکاری، تحریم، نرخ پایین صادرات غیر نفتی و ... مواجه است، مطرح می‌شود. شاید تا پیش از سال ۲۰۰۰ میلادی به این صنعت آنچنان که باید توجه شایانی نشده بود اما در طول ۲۰ سال اخیر، نگاه ویژه‌ای به فعالیت‌های کارآفرینانه و صنعت سرمایه‌گذاری جسورانه شده است. با عبور اکثر کشورهای پیشرفته و تراز اول جهان از اقتصاد نفتی، عصر حاضر را می‌توان عصر کارآفرینی و نوآوری‌های تکنولوژیک دانست و لازمه رشد و شکوفایی کارآفرینی، وجود شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه است. در ایران حدود دو دهه است که شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه به ارائه خدمت به کارآفرینان و شرکت‌های نوپا می‌پردازند؛ اما علی‌رغم اینکه در سال‌های اخیر وضعیت این صنعت در کشور بهبود پیدا کرده، با این وجود همچنان عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه و حجم آن در کشور ما بسیار پایین‌تر از ظرفیت اقتصادی کشور است (رادفر و کریمخانی، ۱۴۰۰). سازمان‌ها مأموریت‌ها و اهداف متفاوتی دارند که عمدتاً در استراتژی‌های آن‌ها قابل مشاهده است (رحمانیان کوشکی و طاهری، ۱۴۰۳). بسیاری از تلاش‌های صورت گرفته برای راه اندازی کسب و کار جدید با وجود داشتن ایده‌های بکر، با شکست مواجه می‌شود. امروزه کلید حل مشکل در دست سرمایه‌گذاران جسورانه‌ای است که با تکیه بر تجربه خود و با تقبل مخاطرات قابل محاسبه و یا غیر قابل محاسبه، فعالانه با کارآفرینان همراه شده و با هدف کسب سود، نقاط ضعف آنان (تخصص مدیریتی، اطلاعات بازار و علی‌الخصوص منابع مالی کافی) را پوشش می‌دهند. البته شایان ذکر است ارتقای عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه یکی از چالش‌های پیش روی این صنعت بوده و آمار نشان می‌دهد بیش از یک سوم سرمایه‌گذاری‌های جسورانه در جهان با شکست مواجه می‌شود. در کشور ما در سال‌های اخیر تعداد شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه رشد قابل توجهی داشته و از ۱۵ شرکت در سال ۱۳۹۵ به ۴۳ شرکت در سال ۱۳۹۷ و در حال حاضر به ۱۰۵ صندوق پژوهش و فناوری، شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر، صندوق‌های جسورانه، شتاب‌دهنده‌ها و فرشتگان کسب و کار رسیده است؛ در این میان، برخی از شرکت‌ها عملکردی موفقیت‌آمیز داشته‌اند و برخی نیز عملکرد چندان مطلوبی را از خود به جای نگذاشته‌اند؛ لذا ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه امری مهم و حیاتی به شمار رفته و تصمیم‌گیران در این حوزه باید به صورت پیوسته به دنبال راه‌حلهایی پویا جهت افزایش درصد موفقیت طرح‌ها و کسب بازده بیشتر باشند. اگر به پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه سرمایه‌گذاری جسورانه در کشور بنگریم، در می‌یابیم که اکثر این پژوهش‌ها محدود به مدل‌های تصمیم‌گیری در خصوص انتخاب طرح‌های نوآورانه بوده و خلأ تحقیقاتی در خصوص عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه مشهود می‌باشد؛ با عنایت به موارد مطرح شده سؤال اصلی این پژوهش این است که

اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت چه تأثیری بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با نقش میانجی استراتژی‌های جسورانه دارند؟

۲- مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

توسعه کارآفرینی فرآیندی پیچیده، بلندمدت و فراگیر است و امروزه به استراتژیک‌ترین و مهمترین ابزار توسعه اقتصادی جوامع پیشرفته تبدیل شده است (مختارپور و شوری، ۱۴۰۱). در اقتصاد کنونی جهان، استارت‌آپ‌ها و کسب و کارهای نوآورانه نقش بی‌بدیلی در رونق اقتصادی کشورها ایفا می‌کنند، زیرا به واسطه اشتغال‌زایی، کارآفرینی، تولید ثروت به واسطه توسعه فناوری و... رشد اقتصادی را در پی دارند اما حصول این شرایط و تجاری سازی دارایی‌های فکری از مرحله تبدیل ایده به محصول گرفته تا تجاری سازی آن مستلزم دسترسی به منابع مالی مورد نیاز است. البته داشتن سرمایه کافی، شرطی لازم است نه کافی؛ چرا که مدیریت این فرآیند خود مقوله‌ای دیگر است که دانش و تخصص ویژه‌ای را می‌طلبد. بدین ترتیب تأمین مالی توأم با مدیریت فنی، موضوع سرمایه‌گذاری جسورانه است که چارچوب فعالیت آن در قالب صندوق سرمایه‌گذاری جسورانه صورت می‌گیرد. به بیان دیگر، سرمایه‌گذاری جسورانه یکی از روش‌های نوین تأمین مالی است که سازوکار عملیاتی آن در قالب صندوق سرمایه‌گذاری جسورانه صورت می‌گیرد. موضوع این شیوه تأمین مالی، سرمایه‌گذاری بر روی دارایی‌های مبتنی بر ایده‌های نوآورانه و تأمین مالی شرکت‌های سرمایه‌پذیر است (حکمت نیا و همکاران، ۱۴۰۲). با توجه به تحولات صورت گرفته در جهان اقتصاد و حضور در فضای رقابتی، شرکت‌ها ناگزیر به استفاده از روش‌های مناسب در جهت استفاده از امکانات و منابع خود می‌باشند. یکی از مباحث مورد توجه در این زمینه سرمایه‌گذاری است (فرمان آرا، ۱۳۹۷). سرمایه‌گذاری جسورانه با هدف تسهیل در تأسیس شرکت‌های جدید، کمک به شرکت‌هایی که در مرحله توسعه و یا در مرحله افول با مشکلات مالی مواجه شده‌اند، کمک به تحقق ایده‌ها و تولید محصولات مورد نیاز در بازار، تشویق به توسعه پروژه‌های تحقیق و توسعه، ساده‌سازی روند سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، کمک به توسعه و تسهیل انتقال فناوری‌های جدید، کمک به روند انتقال مالکیت یک شرکت و ارائه سرمایه، دانش و تجربه حرفه‌ای برای کمک به شرکت سرمایه‌گذاری شده برای کسب سود بیشتر و کسب بازده بالا از طریق افزایش ارزش حقوق صاحبان سهام هنگام خروج ایجاد شده است (ترابی و همکاران، ۱۴۰۱). در خصوص نقش حیاتی صنعت سرمایه‌گذاری جسورانه در اقتصاد جهان همین بس که بسیاری از شرکت‌های شناخته شده آمریکا در سه دهه اخیر را ابتدا سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر تأسیس کرده‌اند. اپل، گوگل و مایکروسافت که جزو برترین و بزرگترین شرکت‌های جهان هستند، بیشتر تأمین مالی اولیه خود را از سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر دریافت کرده‌اند. همچنین بسیاری از شرکت‌های مشهور و موفق امروزی نظیر اینتل^۱، هام دپوت^۲ و مدترونیک^۳ شرکت‌هایی هستند که در بدو کار سرمایه مورد نیاز برای فعالیت‌های خود را از طریق شرکت‌های جسورانه دریافت نموده‌اند که خود

^۱ Intel

^۲ Home Depot

^۳ Medtronic

حاکمی از اهمیت سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر در جهان است. عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه و چرخه عمر این صندوق‌ها شامل پنج مرحله اصلی است. در مرحله اول، وجوهی که شرکت سرمایه‌گذار ریسک‌پذیر، به آن نیاز دارد را از طریق سرمایه‌گذاران خارجی جمع‌آوری می‌نماید. در این مرحله، سرمایه تنها تعهد گردیده ولی هنوز هیچ‌گونه وجوهی توسط سرمایه‌گذاران پرداخت نشده است. دومین مرحله شامل تأمین منابع سرمایه‌گذاری، بررسی طرح-های تجاری و تعیین نقطه فروش بهینه هر یک از این شرکت‌ها می‌باشد. نکته مهم این است که در خلال مرحله دوم، صندوق سرمایه‌گذاری جسورانه نه تنها سودی به دست نمی‌آورد، بلکه در این مرحله صندوق با زیان مواجه می‌شود زیرا صندوق سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر، ملزم به پرداخت حقوق سالانه کارآفرینان، کارکنان و مدیریت است. در مرحله سوم، فرآیند سرمایه‌گذاری از وجوه حاصله شروع می‌گردد. در این مرحله، سرمایه‌گذار ریسک‌پذیر ارزیابی و تعیین می‌کند که چه مقدار سرمایه به هر یک از شرکت‌های تازه تأسیس اختصاص یابد. در خلال مرحله چهارم، فعالیت‌های کارآفرینان و سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر به تدریج به نتیجه می‌رسد و به ایجاد سود برای صندوق و شرکای تضامنی ختم می‌گردد. این سودها در ابتدا با میزان حقوق پرداختی به کارآفرینان، کارکنان و مدیریت تهاثر می‌شود و تا زمانی ادامه می‌یابد که ارزش خالص دارایی‌ها در صندوق سرمایه‌گذاری مثبت گردد. در نهایت، آخرین مرحله شامل تصفیه است. در این مرحله، همه سرمایه تعهد شده به صندوق پرداخت گردیده است و اکنون سرمایه‌گذار در مرحله برداشت از سرمایه‌گذاری خود می‌باشد و هر شرکت پرتفوی یا در بازارهای عمومی طی یک پیشنهاد فروش اوراق بهادار (IPO) به خریداران استراتژیک فروخته می‌شود و یا طی فرآیند تصفیه ورشکستگی، تصفیه می‌گردد. سودها نیز بین شرکای با مسئولیت محدود و شرکای تضامنی توزیع خواهد شد. حالا سرمایه‌گذار جسورانه می‌تواند حقوق ناشی از سود سهام یا پاداش خود را به دست آورد (زمردیان و همکاران، ۱۴۰۲).

در این بخش از مقاله به بررسی مطالعات پیشین مربوط به موضوع پژوهش پرداخته می‌شود. در ادامه برخی از مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در حوزه سرمایه‌گذاری جسورانه ارائه می‌گردد.

شرفی زاده و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی به طراحی مدل راهبردی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مخاطره‌پذیر در انتخاب کسب و کارهای نوپا در ایران با تأکید بر دوران تحریم پرداختند. این پژوهش با رویکردی کیفی صورت پذیرفته و برای گردآوری اطلاعات مورد نیاز از مصاحبه‌های نیمه ساختار یافته و برای تأیید کیفیت داده‌ها در هنگام اجرای تکنیک دلفی فازی از پرسشنامه استفاده شده است. خبرگان منتوری کارآفرینی فعال در شتاب‌دهنده‌های استان تهران، مشارکت‌کنندگان تحقیق را با نمونه‌گیری هدفمند تشکیل دادند. یافته‌ها نشان داده است که مقولات آموزش و پرورش منتوری، عوامل سازمانی و دولتی در بُعد عوامل رسمی و جامعه و فرهنگ منتورپرور و خانواده منتوری در بُعد عوامل غیررسمی به همراه ۱۲ مفهوم، الگوی اکوسیستم پرورش منتور کارآفرینی را تشکیل می‌دهند. مهری و محمدی (۱۴۰۱) در پژوهشی به ارایه چارچوبی برای طبقه‌بندی شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر در ایران با استفاده از روش "آلکایر- فوستر" و استخراج ویژگی‌های مشترک شرکت‌های برتر پرداختند. با استفاده از نظرات ۵ نفر خبره فعال در حوزه سرمایه‌گذاری خطرپذیر چارچوب طبقه‌بندی روش آلکایر- فوستر تنظیم و به روش سرشماری به ۳۵ شرکت سرمایه‌گذاری خطرپذیر موجود در کشور مراجعه و از آمار و اطلاعات ۱۵

شرکت استفاده شده است. بر اساس اطلاعات جمع‌آوری شده و در چارچوب روش ذکر شده، ۴ شرکت در دسته برتر، ۷ شرکت در دسته میانه و ۴ شرکت نیز در دسته کمتر موفق جای گرفتند. همچنین عوامل مؤثر بر موفقیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر نظیر شهرت شرکت، تجربه، اندازه سرمایه، مرحله پروژه، حوزه فعالیت، مجاورت جغرافیایی با شرکت‌های سرمایه‌پذیر در شرکت‌های برتر و کمتر موفق مورد مطالعه قرار گرفتند؛ سپس با روش کانون منفی توافق، وجوه اشتراک در هر دسته و وجوه افتراق بین دو دسته از شرکت‌ها تبیین شد. نتایج نشان داد که شرکت‌های برتر مورد بررسی پژوهش، سرمایه جذب شده زیادی دارند. شرکت‌های مذکور بیشترین سرمایه‌گذاری را در کسب و کارهای اینترنتی داشته‌اند و سهم زیادی از سبد سرمایه‌گذاری خود را به حوزه مشترکی از فعالیت‌ها نظیر فروشگاه‌های اینترنتی، آموزش، پزشکی و فناوری اطلاعات اختصاص داده‌اند؛ همچنین سابقه فعالیت زیاد، تعداد سرمایه‌گذاری زیاد و فاصله کم از شرکت‌های سرمایه‌پذیر، از دیگر عوامل مؤثر بر موفقیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر برتر شناسایی شد. رادفر و زمردیان (۱۴۰۱) در پژوهشی به طراحی و تبیین مدل بومی تصمیم‌گیری جهت انتخاب سرمایه‌گذاری مخاطره‌پذیر در شرکت‌های نوپا پرداختند. در این راستا و برای نیل به این هدف، با اتکا بر رویکرد کیفی تحلیل مضمون به جمع‌آوری داده‌های کیفی از طریق مصاحبه با خبرگان و شرکت‌های سرمایه‌گذاری مخاطره‌پذیر پرداخته شده و سپس مدل بومی تصمیم‌گیری جهت انتخاب سرمایه‌گذاری مخاطره‌پذیر در شرکت‌های نوپا ارائه گردید. در ادامه در بخش کمی، پرسشنامه‌ای طراحی و توسط مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری مخاطره‌پذیر تکمیل گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌های پرسشنامه، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شده و نتایج پژوهش بیانگر این است که تمامی مضامین معرفی شده در این پژوهش شامل ویژگی‌های مالی، محصول یا خدمت، ویژگی بازار و صنعت، انواع ریسک، تجربه کارآفرین، حقوق مالکیت معنوی، شایستگی‌های فردی کارآفرین، قابلیت بازاریابی، استراتژی خروج، مسئولیت اجتماعی، قوانین و مقررات، نوآوری، ویژگی‌های شخصیتی کارآفرین، افق سرمایه‌گذاری، منش کارآفرین و عدم تقارن اطلاعاتی برای انتخاب سرمایه‌گذاری مخاطره‌پذیر در شرکت‌های نوپا تأثیر دارند.

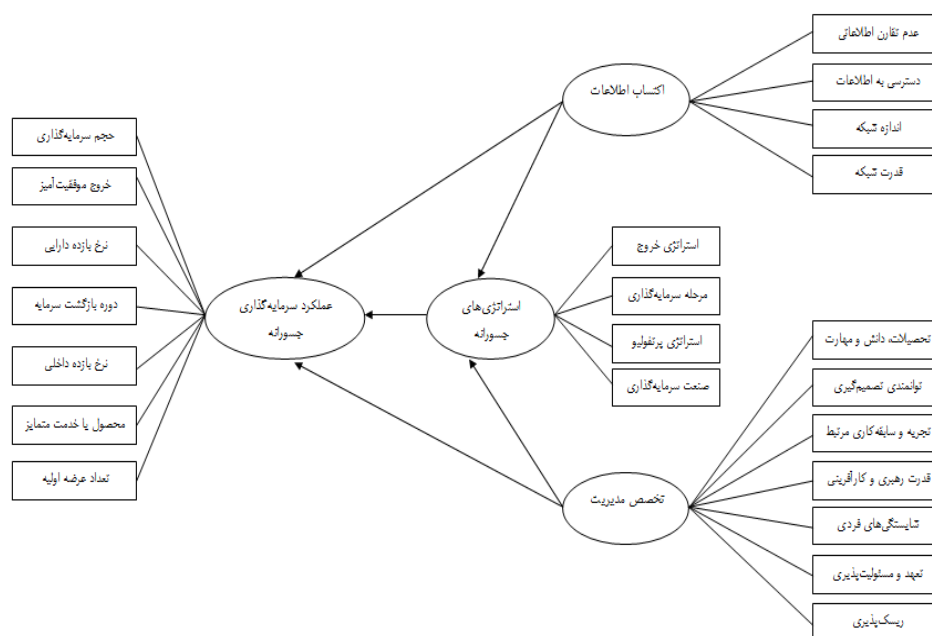
ژانگ و ژانگ^۱ (۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی تجربه شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه بر موفقیت و عملکرد آن‌ها پرداختند. نتایج این نشان‌دهنده این است که شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر با تجربه بیشتر در کشور چین، موفقیت بیشتری را کسب کرده‌اند؛ اما شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر با تجربه خارجی، به علت فاصله فرهنگی از موفقیت کمتر و عملکرد پایین‌تری برخوردار هستند. دوژاک و دالیا^۲ (۲۰۲۱) در پژوهشی عوامل مؤثر بر فرآیند سرمایه‌گذاری خطرپذیر در هند را مورد بررسی قرار دادند و نتایج حاکی از آن است که تصمیم سرمایه‌گذاران خطرپذیر صرفاً بر فعالیت‌های کارآفرینانه، محصول و بازار تأکید نمی‌کند و محیط اقتصادی و نظارتی نیز نقش مهمی در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران خطرپذیر ایفا می‌کند. پنسار^۳ (۲۰۱۹) در پژوهشی به شناسایی معیارهای سرمایه‌گذاری در مراحل اولیه در شرکت‌های نوپای فناوری مالی پرداخت. معیارهای حاصله شامل داشتن

^۱ Zhang & Zhang

^۲ Dhochak & Doliya

^۳ Pansar

استراتژی‌های دفاعی مانند مشارکت و ادغام با بانک‌ها و شرکت‌های بزرگ، سادگی در پیوستن به اکوسیستم مالی در حوزه‌هایی با کمترین مشکل با رگولاتوری و داشتن تیمی با توانمندی‌های چند بُعدی و سرعت عمل در تطبیق با نیازهای بازار بوده است. با توجه به مبانی نظری، پیشینه پژوهش و بررسی‌های صورت گرفته، مدل مفهومی ذیل به عنوان مدل پژوهش مطرح می‌شود.



شکل ۱- مدل مفهومی پژوهش

۳- روش شناسی پژوهش

این پژوهش بر مبنای هدف، کاربردی و از نظر شیوه اجرا، توصیفی پیمایشی است. جامعه آماری شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه بوده و برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسشنامه استفاده شده که شامل ۲۲ گویه می‌باشد و شاخص‌های آن با استفاده از مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای نمره‌گذاری گردیده است. در این پرسشنامه اکتساب اطلاعات شامل ۴ گویه، تخصص مدیریت شامل ۷ گویه، استراتژی‌های جسورانه شامل ۴ گویه و عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نیز شامل ۷ گویه می‌باشند. برای تأیید نسبت روایی محتوا، پرسشنامه بین اساتید دانشگاه توزیع و بر اساس نظرات ۱۰ ارزیاب محاسبه گردید. حداقل CVR قابل قبول برابر با ۰.۶۲ است که نتایج عدد بین ۰.۶۲ تا ۱ را برای همه موارد نشان داد. پس از محاسبه CVR، CVI نیز محاسبه شد و شاخص روایی محتوایی عدد

۰.۹۱ به دست آمد و چون بیش از ۰.۷ است، روایی پرسشنامه تأیید می‌گردد. برای سنجش پایایی از آلفای کرونباخ و پایایی مرکب (CR) استفاده شده و با توجه به جدول ۱ چون مقدار آلفای کرونباخ و پایایی مرکب برای تمامی متغیرها بیش از ۰/۷ است، پایایی پرسشنامه نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین روایی همگرا زمانی تأیید می‌شود که مقادیر روایی همگرا برای هر متغیر از ۰/۵ بزرگتر باشد؛ همانطور که مشاهده می‌شود روایی همگرا برای تمامی متغیرها از ۰/۵ بزرگتر بوده لذا این مورد نیز تأیید می‌گردد.

جدول ۱- نتایج آلفای کرونباخ، پایایی مرکب و روایی همگرا

متغیر	ابعاد	تعداد گویه	آلفای کرونباخ	پایایی مرکب	روایی همگرا
اکتساب اطلاعات (InAc)	عدم تقارن اطلاعاتی	۴	۰/۷۶۴	۰/۷۷۱	۰/۵۲۲
	دسترسی به اطلاعات				
	اندازه شبکه				
	قدرت شبکه				
تخصص مدیریت (MngEx)	تحصیلات، دانش و مهارت	۷	۰/۸۶۳	۰/۸۹۰	۰/۵۹۱
	توانمندی تصمیم‌گیری				
	تجربه و سابقه‌کاری مرتبط				
	قدرت رهبری و کارآفرینی				
	شایستگی‌های فردی				
	تعهد و مسئولیت‌پذیری				
استراتژی‌های جسورانه (VS)	ریسک‌پذیری	4	۰/۷۸۹	۰/۸۰۶	۰/۵۳۴
	استراتژی خروج				
	مرحله سرمایه‌گذاری				
	استراتژی پرتفولیو				
عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه (VCP)	صنعت سرمایه‌گذاری	۷	۰/۸۳۶	۰/۸۵۵	۰/۵۷۷
	حجم سرمایه‌گذاری				
	خروج موفقیت‌آمیز				
	نرخ بازده دارایی				
	دوره بازگشت سرمایه				
	نرخ بازده داخلی				
	محصول یا خدمت متمایز				
	تعداد عرضه اولیه				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴- یافته‌های پژوهش

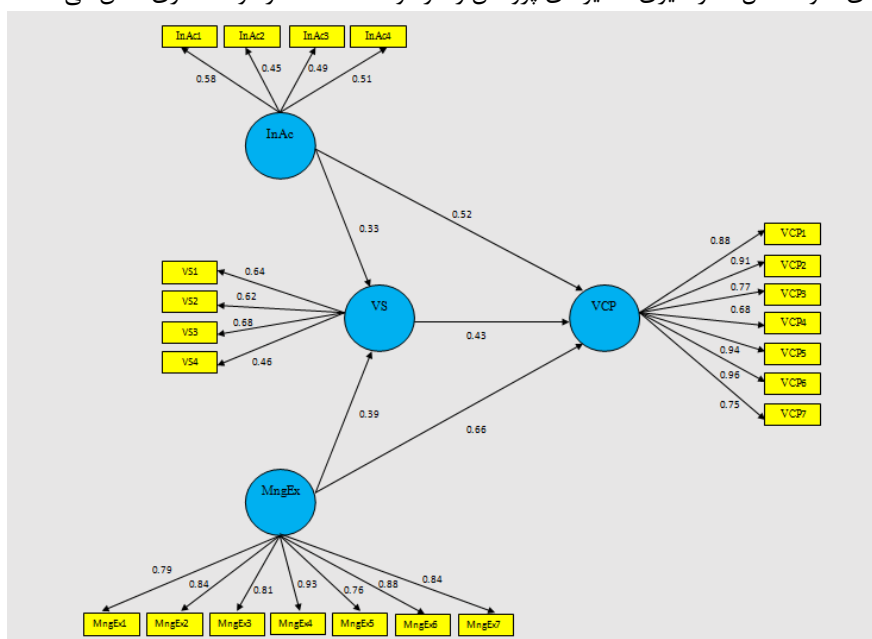
برای بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف با نرم‌افزار SPSS استفاده شده است. در جدول (۲) نتایج مربوط به این آزمون آورده شده و از آنجا که سطح معناداری از ۰/۰۵ کمتر بوده، لذا توزیع داده‌ها غیر نرمال می‌باشد و برای پاسخ به فرضیه‌های پژوهش از مدل‌سازی معادلات ساختاری با نرم‌افزار اسمارت PLS استفاده می‌گردد.

جدول ۲- نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف

متغیر	سطح معناداری (sig)	نتیجه آزمون
اکتساب اطلاعات	۰/۰۰۰	توزیع داده‌ها غیر نرمال است.
تخصص مدیریت	۰/۰۰۰	توزیع داده‌ها غیر نرمال است.
استراتژی‌های جسورانه	۰/۰۰۰	توزیع داده‌ها غیر نرمال است.
عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه	۰/۰۰۰	توزیع داده‌ها غیر نرمال است.

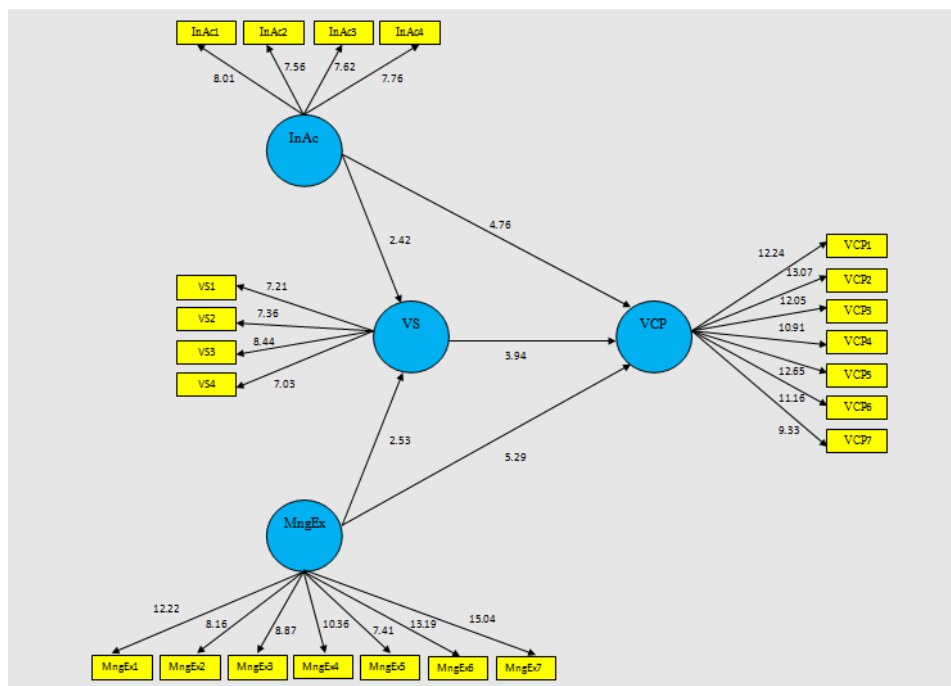
منبع: یافته‌های پژوهشگر

نمودارهای ۱ و ۲ مدل اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش را در دو حالت استاندارد و معناداری نشان می‌دهند.



نمودار ۱- مدل ساختاری پژوهش همراه با ضرایب استاندارد (تحلیل مسیر)

منبع: یافته‌های پژوهشگر



نمودار ۲- مدل ساختاری پژوهش همراه با ضرایب معناداری

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج فرضیه‌های مستقیم

نتیجه	آماره آزمون (T-Value)	ضریب مسیر	فرضیه
پذیرش	۲/۴۲	۰/۳۳	اکتساب اطلاعات بر استراتژی‌های جسورانه تأثیر دارد.
پذیرش	۲/۵۳	۰/۳۹	تخصص مدیریت بر استراتژی‌های جسورانه تأثیر دارد.
پذیرش	۴/۷۶	۰/۵۲	اکتساب اطلاعات بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارد.
پذیرش	۵/۲۹	۰/۶۶	تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارد.
پذیرش	۳/۹۴	۰/۴۳	استراتژی‌های جسورانه بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نمودار ۲ و از آنجایی که مقدار (T-Value) برابر ۲/۴۲ و ۴/۷۶ می‌باشد و از ۱/۹۶ بیشتر است، فرضیه‌های اول و سوم پژوهش مورد پذیرش قرار می‌گیرند؛ یعنی اکتساب اطلاعات بر استراتژی‌های جسورانه و عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارد. با عنایت به مقدار (T-Value) به میزان ۲/۵۳ و ۵/۲۹ که از ۱/۹۶ بیشتر است،

فرضیه دوم و چهارم نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرند؛ یعنی تخصص مدیریت بر استراتژی‌های جسورانه و عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارد. همچنین در خصوص فرضیه پنجم با توجه به اینکه مقدار (T-Value) برابر با ۳/۹۴ است و از ۱/۹۶ بیشتر می‌باشد، این فرضیه نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرد؛ یعنی استراتژی‌های جسورانه بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه تأثیر دارد. برای آزمون فرضیه‌های غیرمستقیم که دارای متغیر میانجی هستند، از آزمون سوبل استفاده شده است. نحوه بررسی فرضیه دارای متغیر میانجی بدین صورت است که اگر تأثیر متغیر مستقل بر میانجی و تأثیر میانجی بر وابسته هم زمان معنادار شود، نقش میانجی تأیید شده و تأثیر غیرمستقیم را تأیید خواهد کرد؛ لذا با توجه به مدل‌های پژوهش در حالت استاندارد و معناداری و آماره آزمون سوبل می‌توان در خصوص رد یا پذیرش فرضیه‌ها نتیجه‌گیری نمود.

جدول ۴- نتایج فرضیه‌های غیرمستقیم

نتیجه	آماره آزمون سوبل	فرضیه
پذیرش	۶/۳۰۹	استراتژی‌های جسورانه در تأثیر اکتساب اطلاعات بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نقش میانجی دارد.
پذیرش	۷/۳۳۲	استراتژی‌های جسورانه در تأثیر تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نقش میانجی دارد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به جدول 4 و از آنجایی که مقدار آماره آزمون سوبل به ترتیب برابر ۶/۳۰۹ و ۷/۳۳۲ شده است، فرضیه‌های غیرمستقیم پژوهش تأیید می‌شوند؛ یعنی استراتژی‌های جسورانه در تأثیر اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نقش میانجی دارند.

جهت ارزیابی مقدار برازندگی کل مدل از شاخص GOF استفاده می‌شود. این آزمون کیفیت کلی مدل‌های اندازه‌گیری و ساختاری را تعیین می‌کند. هر چه مقدار این شاخص بیشتر باشد نشان از قدرت برازندگی بالای مدل است و هر چه به صفر نزدیک شود، حکایت از برازش ضعیف مدل دارد. سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ برای GOF به ترتیب برازش ضعیف، متوسط و قوی را تبیین می‌کنند. فرمول مربوط به محاسبه شاخص GOF به شرح ذیل است:

$$GOF = \sqrt{\text{Communalities} \times R^2} = \sqrt{0/587 \times 0/696} = 0/639$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقدار محاسبه شده برای شاخص GOF عدد ۰/۶۳۹ است و نشان از برازش قوی مدل کلی پژوهش دارد؛ بنابراین می‌توان این‌گونه برداشت نمود که مدل ارائه شده دارای برازش مطلوبی بوده و داده‌های گردآوری شده به خوبی توانسته‌اند مدل طراحی شده را پوشش دهند و با قدرت بالایی مدل را تأیید نمایند.

۵- بحث و نتیجه گیری

سرمایه‌گذار جسورانه با مدیریت فعالانه و برنامه‌ریزی در توسعه مدل‌های راهبردی، در کسب و کار هدف، ارزش افزوده و افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها نقش مهمی ایفا می‌کند. رونق، گسترش و توسعه فعالیت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه موتور محرکه و محور اصلی رشد محصولات جدید و نوآوری در عرصه فناوری است. توجه جدی به صنعت سرمایه‌گذاری جسورانه در ایران از اوایل دهه ۸۰ آغاز شده و نهادهای دولتی و خصوصی به مقوله سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دانش‌بنیان توجه ویژه داشته‌اند. در سال‌های اخیر با رشد فرهنگ کارآفرینی و توسعه شرکت‌های نوپا و دانش‌بنیان در کشور، لزوم گسترش سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر برای حمایت از طرح‌های نوآورانه و ایده‌های بکر بیش از پیش محسوس شده و همین امر لزوم ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه و متغیرهای تأثیرگذار بر آن را تبدیل به امری حیاتی کرده است. هدف از انجام پژوهش حاضر تبیین تأثیر اکتساب اطلاعات و تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با نقش میانجی استراتژی‌های جسورانه با رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری بوده است. پس از بررسی فرضیه‌های مستقیم پژوهش مشخص گردید اکتساب اطلاعات بر استراتژی‌های جسورانه و عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه به ترتیب با ضریب مسیر $0/33$ و $0/52$ تأثیر دارد. همچنین مشاهده شد تخصص مدیریت بر استراتژی‌های جسورانه و عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با ضریب مسیر $0/39$ و $0/66$ تأثیر دارد. در نهایت مشخص گردید تأثیر استراتژی‌های جسورانه بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه با ضریب مسیر $0/43$ معنادار است. نتایج حاصل شده در این پژوهش با نتایج پژوهش وانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۳) همسو بوده و در پژوهش مذکور نیز تأثیر مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری جسورانه و اطلاعات بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه مورد پذیرش قرار گرفته بود. به علاوه در پژوهش حاضر برای بررسی فرضیه‌های غیرمستقیم از آزمون سوبل استفاده شده و مشخص گردید استراتژی‌های جسورانه در تأثیر اکتساب اطلاعات بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نقش میانجی دارد و نقش میانجی استراتژی‌های جسورانه در تأثیر تخصص مدیریت بر عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه نیز تأیید گردید. امروزه بسیاری از شرکت‌های نوپا و کارآفرین از سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر استفاده می‌کنند و پس از پیاده‌سازی ایده و خلق محصول و خدمت مورد نظر، باعث رشد اقتصادی و اشتغال در کشور می‌شوند؛ لذا با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان عنوان کرد اگر اطلاعات کسب شده جامع باشد و مدیران متخصص استراتژی‌های مناسبی اتخاذ کنند، عملکرد سرمایه‌گذاری جسورانه بهبود خواهد یافت. بر اساس نتایج حاصله می‌توان پیشنهادات ذیل را ارائه نمود:

- ❖ ایجاد شبکه‌ای پویا برای استخراج داده‌های لازم و کسب اطلاعات مورد نیاز جهت تحلیل صنعت، بازار و ارزیابی طرح‌های بکر
- ❖ استفاده از مدیران متخصص، توانمند، مسئولیت‌پذیر و دارای سابقه کاری مرتبط در بخش حساس ارزیابی طرح‌ها و سرمایه‌گذاری
- ❖ تدوین استراتژی‌های مناسب و هدف‌مند جهت ارتقای بازده و نیل به موفقیت‌های بیشتر

¹ Wang et al

فهرست منابع

- اسکندری، بهمن؛ وظیفه دوست، حسین؛ جعفری، پریش و موسی خانی، مرتضی (۱۴۰۰). تأثیر روش‌های تأمین مالی کارآفرینی بر مشارکت جمعی در کسب و کارهای دانش بنیان، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۵، شماره ۴ (پیاپی ۵۷)، زمستان ۱۴۰۰، صص ۲۸۳-۲۵۹.
- آگمون، تامیر و شوگرن، استفان (۱۳۹۶). ترجمه کهن هوش نژاد، روح اله. جهان بین، رضا و محمدیان امیری، رضا. "سرمایه‌گذاری جسورانه و فرآیند مبتکرانه"، چاپ اول، تهران، نشر چالش. (۲۰۱۶)
- ترابی، اصغر؛ فلاح، میرفیض. چاوشی، سید کاظم؛ غلامی جمکرانی، رضا (۱۴۰۱). امکان سنجی سرمایه‌گذاری جسورانه از منظر فقهی، قانونی و اقتصادی در ایران. فصلنامه علمی اقتصاد اسلامی، سال ۲۲، شماره ۸۵، بهار ۱۴۰۱، صص ۱۶۱-۱۸۸.
- حکمت نیا، محمود؛ حسین زاده، جواد؛ سکوتی، نیما (۱۴۰۲). مطالعه تطبیقی ماهیت صندوق سرمایه‌گذاری جسورانه، پژوهش تطبیقی حقوق اسلامی و غرب، دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۳۵، فروردین ۱۴۰۲، صص ۱۰۱-۱۲۴.
- حیدری، مهرناز و محمدی، پرستو (۱۳۹۶). مسائل کارگزاری در سرمایه‌گذاری خطرپذیر و راهکارهای رفع آن‌ها در مراحل مختلف رشد شرکت‌های نوآور در ایران، مدیریت نوآوری، دوره ۶، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۱، آذر ۱۳۹۶، صص ۱۱۳-۱۴۰.
- رادفر، محمدرضا؛ زمردیان، غلامرضا (۱۴۰۱). طراحی و تبیین مدل بومی تصمیم‌گیری جهت انتخاب سرمایه‌گذاری مخاطره‌پذیر در شرکت‌های نوپا: پژوهشی آمیخته. مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۱۵، شماره ۵۵، صص ۹۹-۱۱۲.
- رادفر، محمدرضا؛ کریمخانی، مسعود (۱۴۰۰). سرمایه‌گذاری جسورانه، راه‌حلی پویا برای اقتصاد جهان در دوران پسا کرونا. اولین کنفرانس ملی سرمایه‌گذاری جسورانه (تأمین مالی و مدل‌های ارزیابی)، تهران، ایران.
- رحمانیان کوشکی؛ عبدالرسول. طاهری، حسین (۱۴۰۳). معادلات ساختاری ارتباط بین رشد دارایی‌ها، تداوم سود، مدیریت سود و فرصت‌های سرمایه‌گذاری با تقسیم سود و ارزش شرکت. فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۳، تابستان ۱۳۹۷، صص ۲۳۲-۲۰۹.
- زمردیان، غلامرضا؛ رادفر، محمدرضا و کریمخانی، مسعود (۱۴۰۲). "نگرشی جامع به سرمایه‌گذاری جسورانه (تأمین مالی و مدل‌های ارزیابی)"، تهران، چاپ اول، انتشارات هوشمند تدبیر.
- شرفی زاده، داود؛ عباسی، ابراهیم؛ محرابی، جواد (۱۴۰۱). طراحی مدل راهبردی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مخاطره‌پذیر در انتخاب کسب و کارهای نوپا در ایران با تأکید بر دوران تحریم. فصلنامه توسعه کارآفرینی، دوره ۱۵، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۱، صص ۲۸۰-۲۶۳.
- فرمان آرا، وحید (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین اطلاعات نامتقارن و اختیارات مدیریتی با تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۸، شماره ۶۶، بهار ۱۴۰۳، صص ۱۰۳-۱۲۴.

- متوسلی، محمود؛ شجاعی، سعید؛ چیت‌سازان، هستی؛ محمدی الیاسی، قنبر (۱۳۹۶). موانع نهادی سرمایه‌گذاری خطرپذیر در ایران: مطالعه‌ای برای واکاوی انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های کوچک فناور. فصلنامه علمی پژوهشی توسعه کارآفرینی، دوره ۱۰، شماره ۳، شماره پیاپی ۳۷، پاییز ۱۳۹۶، صص ۴۷۷-۴۹۶.
- مختارپور، داود؛ شوری، فردین (۱۴۰۱). طراحی مدل کارآفرینی بر اساس توانمندسازها برای ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۶، شماره ۲ (پیاپی ۵۹)، تابستان ۱۴۰۱، صص ۱۷۸-۱۵۵.
- مهری، حمیدرضا؛ محمدی، پرستو (۱۴۰۱). ارایه چارچوبی برای طبقه‌بندی شرکت‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر در ایران با استفاده از روش "آلکایر- فوستر" و استخراج ویژگی‌های مشترک شرکت‌های برتر. توسعه کارآفرینی، دوره ۱۶، شماره ۳، صص ۱۳۷-۱۲۱.
- Blumberg, M (2020). *Startup CEO: A Field Guide to Scaling Up Your Business* (Techstars). John Wiley & Sons.
- Dhochak, M & Doliya, P (2021). Application of fuzzy analytic hierarchy process in multi-criteria decision-making of venture capitalists. *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 43(2), 165-179
- Oana, E; Simona; T., Alina; M., & Petri, C. (2021). Innovation of Startups, the Key to Unlocking Post-Crisis Sustainable Growth in Romanian Entrepreneurial Ecosystem, *Journal of Sustainability*, 13(6), 226- 240. Pakroo, P. (2020). *Small Business Start-Up Kit: A Step-by-Step Legal Guide*, London: SAGE.
- Pansar, P. (2019), "What do angel investors look for in fintech startups?" <https://www.moneycontrol.com/news/business/companies/what-do-angel-investors-look-for-in-fintech-startups-3616291.html>
- Torchys, K. (2021). *Freight Broker Business Startup: The Ultimate Beginners Guide on How to Start and Scale Your Own Successful Freight Brokerage Company with a Practical Step-by-Step System*, London: Oxford University Press
- Zhang, L., & Zhang, X. (2022). The foreign experience and investment performance of Venture capitalists. *Accounting & Finance*, 62, 1675-1714. <https://doi.org/10.1111/acfi.12836>

Investigating the effect of information acquisition and management expertise on venture capital performance with the mediating role of venture strategies

Mohammad Reza Radfar¹
Mansoureh Aligholi²

Received: 07/ January/2025 Accepted: 27/ February/2025

Abstract

One of the new industries that has created a huge revolution in the field of supporting innovative projects, start-up companies and entrepreneurs in recent years is the venture capital industry. In our country, due to the expansion of entrepreneurial culture and the increase of knowledge-based companies in recent years, the need to pay more attention to this industry and improve the performance of venture capital is noticeable. This research aims to explain the effect of information acquisition and management expertise on venture capital performance with the mediating role of venture strategies. The research method is based on the practical purpose and on the basis of descriptive survey implementation, and the statistical population includes venture capital companies. A questionnaire was used to collect information and Structural equation modeling was used to examine research hypotheses, and the results indicate that information acquisition and management expertise have an effect on venture strategies and venture capital performance. It was also observed that venture strategies play a mediating role in the effect of information acquisition and management expertise on venture capital performance. Finally, practical suggestions are provided.

Keywords: Venture Capital, Entrepreneurship, Information acquisition, Management expertise, Venture strategies

JEL Classification: G24, L26, D80, M12, L10

¹ Department of Financial Management and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (corresponding author). mohamadr.radfar@gmail.com

² Department of Business Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. M.aligholi@yahoo.com



تأثیر درآمد نفتی بر تبعیض جنسیتی (مورد مطالعه: کشورهای نفتی)

سحر عراقی زاده^۱
علیرضا دقیقی اصلی^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۰

چکیده

شکاف‌های جنسیتی در محیط‌های کاری تحت تأثیر عوامل بسیاری از جمله موانع ساختاری طولانی مدت، تحولات اجتماعی-اقتصادی و فناوری و همچنین شوک‌های اقتصادی است. از این‌رو، بدون مطالعه و بررسی عوامل موثر بر تبعیض جنسیتی، پیشبرد سیاست‌های سرمایه‌گذاری مختلف در خصوص مبارزه با تبعیض جنسیتی غیرممکن خواهد بود. در این راستا، راس در یک مطالعه، همبستگی منفی بین تولید نفت و نمایندگی زنان در نیروی کار و سیاست در سراسر کشورها را گزارش می‌دهد. لذا این مقاله در پیروی از مطالعه‌ی راس به بررسی، برآورد رابطه میان درآمد نفتی و تبعیض جنسیتی پرداخت است. در این راستا، ما تأیید می‌کنیم که درآمد نفتی باعث کاهش حضور زنان می‌شود. از این‌رو، در این مطالعه جهت دستیابی به اهداف تحقیق یک مدل تحقیق برآورد شده است که نتایج آن با استفاده از الگوی اثرات ثابت حاکی از آن بوده است که متغیر مستقل اصلی پژوهش یعنی درآمد نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر تبعیض جنسیتی دارد.

کلمات کلیدی: جنسیت، تبعیض، نفت

طبقه‌بندی JEL: J16، J14، M21

۱ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. sahar.araghizadeh@gmail.com
۲ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). daghighiasli@gmail.com



۱- مقدمه

برابری جنسیتی (GE)، همانطور که معمولاً از این واژه استفاده می‌شود، به معنای برخورد با مردان و زنان به گونه‌ای نیست که گویی آنها یکسان هستند، بلکه به معنای دسترسی برابر به منابع، فرصت‌ها و قابلیت‌هایی است که همه افراد را بدون توجه به جنسیت قادر می‌سازد تا وضعیت خود را بهبود بخشند. به طور سنتی، زنان از این دسترسی برابر برخوردار نبودند. بنابراین فرصت‌های اجتماعی-اقتصادی و سیاسی آنها با مشکل مواجه شده است. اگرچه زنان امروزه نسبت به گذشته از حقوق مدنی و سیاسی بیشتری برخوردارند، که فرصت‌های بیشتری را در آموزش و بازار کار به آنها می‌دهد، درجات متفاوتی از نابرابری جنسیتی در سراسر جهان به دلیل تفاوت‌های جنسیتی سیستماتیک در رفاه مادی حاکم است. این تفاوت‌ها را می‌توان صرف‌نظر از طبقه اجتماعی-اقتصادی افراد مشاهده کرد، زیرا جنسیت به عنوان یک نشانگر اولیه در گروه‌های مختلف اجتماعی و اقتصادی عمل می‌کند. علاوه بر این، تبعیض جنسیتی اغلب به نام حفظ نظم توجیه می‌شود، و قرار دادن نظم بر عدالت، حقوق مردم را محدود کرده است.

تبعیض جنسیتی توسط مؤسسات غیررسمی تداوم یافته است، زیرا این نهادها از فرهنگ، که اساس ساختارها و عملکردهای اجتماعی است، تکامل یافته‌اند. بنابراین، نهادهایی که از این سنت‌ها حمایت می‌کنند، بر نگرش‌ها، تصمیم‌گیری‌ها، رفتارها و انتخاب‌های مردم حکومت می‌کنند. علاوه بر این، مؤسسات غیررسمی برای ارائه راهنمایی برای اعمال و تفسیر رویدادها، الگویی برای همه چیزهایی هستند که از نظر شناختی ارزیابی می‌شوند و از نظر احساسی درک می‌شوند، مانند آنچه که می‌تواند باشد، چه چیزی است و چه احساسی در مورد یک چیز خاص دارد.

برای به دست آوردن بینش عمیق‌تر در مورد علل اساسی تبعیض جنسیتی، این مطالعه هفت عامل تعیین‌کننده مرتبط با تبعیض جنسیتی را در نظر می‌گیرد. این عوامل تعیین‌کننده مفروضاتی را تجسم می‌کنند که مبتنی بر ادراک مردم از مسائل جنسیتی است و بنابراین بینشی را نسبت به عوامل نهادی که تبعیض جنسیتی را تداوم می‌بخشد، می‌دهد.

با این حال، امروزه در اغلب جوامع، با وجود حضور روزافزون زنان در عرصه اجتماع، متأسفانه جایگاه زنان در جامعه هنوز در امتداد همان وظایفی است که جامعه مردسالار به زن تفویض کرده است (هارلو^۱، ۲۰۰۴). با توجه به اینکه امروز موفقیت و پیشرفت هر جامعه در گرو استفاده از تخصص‌های موجود در آن است، اما نابرابری‌های شرایط میان زنان و مردان در همه عرصه‌های مختلف جامعه قابل رؤیت است و جهت تسهیل شرایط ورود برای حضور و بقای زنان به عنوان نیمی از جمعیت هر جامعه‌ای، تاکنون هیچگونه تدابیر علمی و برنامه‌ریزی‌های لازم و مقتضی اتخاذ نشده (وینگفیلد^۲، ۲۰۰۹) و مطالعات انجام شده در کشورهای مختلف نشان داده‌اند که عدم حضور شایسته زنان در پست‌های اجرایی و رده‌های تصمیم‌گیری ارشد سازمان‌ها یک پدیده جهانی است (برگس و تارنو، ۲۰۰۲).

¹ Harlow² WINGFIELD

علاوه بر فضای جامعه، در تقسیم نیروی انسانی سازمان‌ها، زنان به حاشیه رانده شده‌اند و اغلب اوقات پیشرفت آنان برای مدیران ارشد و سایر افراد بی‌اهمیت تلقی شده و حتی گاهی دستیابی آنان به درجه‌های بالاتر، عجیب و دور از تصور انگاشته می‌شود، زیرا تصور غالب این است که آنان باید در حاشیه باشند و هرگز نباید در رأس قرار بگیرند. مطالعات اخیر صاحب‌نظران اجتماعی نشان داده است که بدون مشارکت فعال زنان در تمامی عرصه‌ها، اعم از اقتصادی و اجتماعی، سیاسی و فرهنگی، دستیابی به توسعه برای هیچ جامعه‌ای میسر نیست و به این دلیل جامعه انسانی، لطمت جبران‌ناپذیری را متحمل شده است. باتوجه به لحاظ شدن جنسیت در توسعه، ملاحظه می‌شود که هنوز هم شکاف جنسیتی در بیشتر نقاط جهان وجود دارد. براساس اطلاعات موجود، امروزه در هیچ جامعه‌ای، زنان از فرصت‌های مشابه با مردان برخوردار نیستند و بر خلاف رشد زیاد در دهه‌های اخیر، تفاوت‌های جنسیتی در بسیاری از زمینه‌ها مسلط است. ایجاد شرایط مناسب برای مشارکت زنان، به‌طور غیرمستقیم با کاهش شکاف درآمدی بین قشرهای جامعه و افزایش مشارکت‌های آگاهانه سیاسی و اجتماعی همبستگی دارد و در نهایت سبب افزایش توسعه انسانی در کشور می‌شود (باستانی و همکاران، ۱۳۹۴).

در این خصوص، مایکل راس^۱ (۲۰۰۸) در مقاله‌ای بسیار تأثیرگذار، شواهدی را گزارش می‌کند که این دیدگاه عمومی را که نابرابری‌های جنسیتی مشاهده شده در خاورمیانه به دلیل سنت‌های اسلامی منطقه است، زیر سؤال می‌برد (شرابی^۲، ۱۹۹۲؛ اینگلهارت و نوریس^۳، ۲۰۰۳). او پیشنهاد می‌کند که «نفت مقصر است نه اسلام». راس (۲۰۰۸) استدلال می‌کند که تولید نفت ممکن است نابرابری‌های جنسیتی را در بازار کار تشدید کند. مطابق با این نظریه، او در نمونه بزرگی از کشورها رابطه منفی معناداری را بین تولید نفت و نمایندگی زنان در نیروی کار و سیاست نشان می‌دهد.

مقاله راس به چند دلیل قابل توجه است. اتکا به منابع طبیعی در بسیاری از اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه رایج است. با این حال، این یک سوال باز است که آیا بخش استخراج می‌تواند توسعه پایدار ایجاد کند (ون در پلوگ^۴، ۲۰۱۱). ادبیات مربوط به ثروت و توسعه منابع نشان می‌دهد که کشورهای غنی از منابع در واقع تمایل به رشد آهسته‌تری نسبت به هم‌تایان فقیر خود دارند (ساکس و وارنر^۵، ۲۰۰۱). با این حال، توزیع سود و زیان حاصل از ثروت منابع برای ارتقاء یا عدم ارتقاء توسعه و رشد مهم است (مهلوم^۶ و همکاران، ۲۰۰۶).

نابرابری‌های جنسیتی هسته اصلی بحث در مورد توسعه اجتماعی-اقتصادی است (دوفلو^۷، ۲۰۱۲؛ باندیرا و نترج^۸، ۲۰۱۳). نه تنها چنین نابرابری‌ها ذاتاً مشکل‌ساز هستند، بلکه به نظر می‌رسد که توسعه را مختل می‌کنند. توزیع برابر منافع حاصل از منابع طبیعی به عنوان یک هدف اصلی در دستیابی به برابری جنسیتی و توانمندسازی

¹ Michael Ross

² Sharabi

³ Inglehart and Norris

⁴ van der Ploeg

⁵ Sachs and Warner

⁶ Mehlum

⁷ Duflo

⁸ Bandiera and Natraj

زنان در اهداف جدید توسعه پایدار (SDGs) که توسط رهبران جهان در اجلاس سازمان ملل در سال ۲۰۱۵ تصویب شد، شناسایی شده است. با این حال ابعاد جنسیتی برخی از جنبه‌های کمتر درک شده ادبیات در مورد اثرات اقتصادی ثروت منابع باقی مانده است (راس، ۲۰۱۵).

سایر محققان نیز رابطه بین نفت و نمایندگی زنان را تایید کرده‌اند (کانگ^۱، ۲۰۰۹)، در حالی که برخی دیگر نشان داده‌اند که این رابطه کمتر قوی است (گرو و روچیلد^۲، ۲۰۱۲).

ما این مطالعات را در انجام بررسی مجدد نفت و نمایندگی زنان دنبال می‌کنیم. بر همین اساس، مطالعه‌ی حاضر نیز در نظر دارد به بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر تبعیض جنسیتی بپردازد. طراحی تجربی ما از راس (۲۰۰۸) پیروی می‌کند.

ابتدا، استحکام نتایج راس (۲۰۰۸) را با تعدادی از تعاریف جایگزین از ثروت نفت علاوه بر معیار اجاره سرانه نفت مورد استفاده در مطالعه، مطالعه می‌کنیم. بسیاری از تعاریف مختلف از ثروت منابع در ادبیات استفاده شده است، از جمله رانت تولید شده، ارزش صادرات و ذخایر و درآمد نفتی که به طرق مختلف بیان شده است. زیرا نفت به عنوان یک کالای استراتژیک چه از بعد اقتصادی و چه سیاسی دارای نقش حائز اهمیتی است. اقتصاد جهان، به ویژه در خلال نیم قرن اخیر نوسانات قابل ملاحظه در بهای نفت را تجربه کرده است (مدیری و دامن کشیده، ۱۴۰۲؛ سرگل زایی و همکاران، ۱۴۰۲). ما نشان می‌دهیم که نتایج راس (۲۰۰۸) تا حد زیادی برای استفاده از معیارهای جایگزین ثروت نفت قوی هستند.

دوم، ما نگرانی مشابهی مانند گرو و روچیلد (۲۰۱۲) را مطرح می‌کنیم: اینکه آیا رابطه راس (۲۰۰۸) یک رابطه علی است یا خیر. با این حال، روشی که ما به کار کاوش در این موضوع می‌پردازیم، همانند گرو و روچیلد (۲۰۱۲) است که به سادگی متغیرهای اضافی را در تلاش برای کاهش مشکل ناهمگونی مشاهده نشده کنترل می‌کنند و مجموعه‌ای از متغیرها به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل شده است.

سوم، ما از معیارهای جایگزین نمایندگی زنان به عنوان یک متغیر وابسته استفاده می‌کنیم. در مطالعه راس، مشارکت زنان در نیروی کار نتیجه کلیدی مورد علاقه است. راس، بدون ارائه شواهد تجربی، این فرضیه را مطرح می‌کند که کاهش تقاضا برای نیروی کار زنان ناشی از ازدحام بخش تجارت به دلیل اثرات بیماری هلندی، ممکن است مکانیزمی باشد که مسئول رابطه منفی کلی بین تولید نفت و مشارکت زنان در نیروی کار است. ما یک آزمون تجربی برای این فرضیه ارائه می‌کنیم. با این حال، چارچوب راس این امکان را نمی‌دهد که زنان ممکن است به بخش خدمات تغییر کنند (مدل پایه او فرض می‌کند که زنان نمی‌توانند به بخش غیرتجاری بپیوندند).

ادبیات موضوع

در حالی که واژه برابری به انصاف و عدالت اشاره دارد، برابری به فرصت‌های برابر، دسترسی برابر، رفتار برابر، اشتراک و تقسیم برابر منابع اشاره دارد، و همه را بدون توجه به ابزارهایی که قبلاً انجام می‌دهند یا به آنها دسترسی

¹ Kang

² Groh and Rothschild

ندارند، در یک سطح نگه می‌دارند و برابری در جامعه و رابطه درون اجتماع مرتبط بوده که همه ی اینها به نوبه خود به کیفیت زندگی شهروندان مربوط می‌شوند (پسران رزاق و همکاران، ۱۳۹۹؛ دولی^۱، ۲۰۲۰؛ لی^۲، ۲۰۲۱). برابری اجتماعی تشخیص می‌دهد که هر فرد شرایط متفاوتی دارد و منابع و فرصت‌های دقیق مورد نیاز برای رسیدن به یک نتیجه برابر را تخصیص می‌دهد (جوس^۳، ۲۰۱۶؛ لی، ۲۰۱۹). برابری اجتماعی به این معناست که به هر فرد یا گروهی از مردم منابع یا فرصت‌های یکسانی داده می‌شود (مک کندلس و رونکیلو^۴، ۲۰۲۰). در کشورهای مختلف، زنان در زمینه منابع به طرق مختلف مفید هستند، اما دسترسی آنها به منابع و فرصت‌های تولیدی در مقایسه با مردان بسیار کم است (جیوا^۵، ۲۰۱۷). یافتن راه‌هایی برای رفع شکاف‌های جنسیتی برای زنان مفید خواهد بود (استیسی^۶ و همکاران، ۲۰۱۹). توجه به این موضوع که هم مردان و هم زنان از سطح عملیاتی برابری برخوردار هستند، پیامدهای ذاتی و ابزاری دارد. ذاتاً زنان نیز مانند مردان در همه جوامع از حق انصاف (عدالت) برخوردارند. از سوی دیگر، به صورت ابزاری، تحقق برابری جنسیتی می‌تواند دستاوردهای اقتصادی و اجتماعی مختلفی برای زنان، فرزندان آنها و جامعه بزرگتر داشته باشد (ماتیوس^۷ و همکاران، ۲۰۱۲). از این رو، با تعیین اهداف توسعه هزاره از سوی سازمان ملل بر برابری جنسیتی و مشارکت در توسعه، تأکید شد (پسران رزاق و همکاران، ۱۳۹۹). اجازه ندادن به زنان از عدالتی که سزاوار آن هستند، برخوردار شوند و از آنها فضایی برای مشارکت در توسعه اقتصادی اجتماعی و اقتصادی محروم می‌شود، همچنان بر کل اقتصاد یک کشور تأثیر می‌گذارد. با این حال علی‌رغم تلاش‌هایی که برای برابری جنسیتی یک جامعه می‌شود، همچنان تبعیض جنسیتی مشاهده می‌شود (کلیف و آکینروتیمی^۸، ۲۰۱۵). برای مثال، در اکثر جوامع، کمتر از نیمی از جمعیت را زن تشکیل می‌دهند، اما نیروی کار بیشتر از مردان تشکیل شده است. به همین ترتیب، بخش قابل توجهی از دختران و زنان با توانایی‌های بالا از کسب مهارت‌های دیگر برخوردار نیستند.

در این راستا، راس (۲۰۰۸) به طور تجربی دو گزاره را آزمایش می‌کند. اول اینکه تولید نفت مشارکت زنان در نیروی کار را کاهش خواهد داد. و دوم اینکه با این کار از نفوذ سیاسی زنان نیز می‌کاهد. گزاره اول مستقیماً از ارائه یک فرض در مورد حضور بازارهای کار تفکیک جنسیتی در اقتصادهای مبتنی بر منابع ناشی می‌شود که با اثرات بیماری هلند مشخص می‌شود (کوردن^۹، ۱۹۸۴؛ کوردن و نیری^{۱۰}، ۱۹۸۲). اگر تفکیک جنسیتی در بازار کار به گونه‌ای باشد که زنان فقط در بخش تجارت و مردان در بخش غیرتجاری کار کنند، تغییر از بخش تجاری به بخش غیرتجاری به دلیل بیماری هلندی (هارلو، ۲۰۰۴) تقاضا را برای نیروی کار زنان و (وینگفیلد، ۲۰۰۹) کاهش

¹ Dooley

² Lee

³ Jos

⁴ McCandless and Ronquillo

⁵ Jeeva

⁶ Stacey

⁷ Mathews

⁸ Cliffe and Akinrotimi

⁹ Corden

¹⁰ Corden and Neary

عرضه نیروی کار زنان ناشی از تأثیرات درآمد خانوار: دستمزدهای مردانه بیشتر و/یا انتقالات دولتی بالاتر کاهش می‌دهد. گزاره دوم مستقیماً از گزاره اول ناشی می‌شود، با این فرض که نفوذ سیاسی زنان «تا حدی تابعی از مشارکت زنان در نیروی کار است» و توسط آن از طریق پویایی‌های مختلف در سطوح فردی، اجتماعی و اقتصادی تقویت می‌شود (راس، ۲۰۰۸).

راس (۲۰۰۸) برای بررسی این گزاره‌ها، روابط بین معیارهای تولید نفت، مشارکت زنان در نیروی کار و نمایندگی سیاسی آنها را با اتخاذ دو رویکرد برای برآورد تحلیل می‌کند. رویکرد اول مبتنی بر یک مدل با اثرات ثابت کشور است و از داده‌های تلفیقی بین سال‌های ۱۹۶۰ و ۲۰۰۲ استفاده می‌کند (راس، ۲۰۰۸). رویکرد دوم، که بیشتر تحلیل‌ها را در مقاله هدایت می‌کند، مبتنی بر یک مدل بین کشوری است و همه کشورها را در دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۲ پوشش می‌دهد (متوسط متغیرها در این دوره استفاده می‌شود).

برای تجزیه و تحلیل از دو متغیر وابسته استفاده شد. اولین مورد مشارکت زنان در نیروی کار است: سهم زنان از نیروی کار رسمی (راس، ۲۰۰۸) کارگران کشاورزی و کارگران خارجی را از این معیار کم می‌کند. دومین مورد، نمایندگی سیاسی زنان است که از طریق دو نماینده تسخیر شده است: کرسی‌های پارلمانی که زنان به عنوان کسری از کل کرسی‌های پارلمان در اختیار دارند، و کرسی‌های وزارتی که زنان به عنوان کسری از کل کرسی‌های وزیران در اختیار دارند.

متغیر مستقل بهره، اجاره نفت سرانه، به عنوان ارزش کل تولید سالانه نفت و گاز طبیعی هر کشور منهای هزینه‌های استخراج، تقسیم بر جمعیت اواسط سال اندازه‌گیری می‌شود. در این راستا راس همبستگی منفی بین تولید نفت و نمایندگی زنان در نیروی کار و سیاست در سراسر کشورها را گزارش می‌دهد.

زیرا در این میان، اقتصاد کشورهای نفتی که تا حد زیادی به بخش نفت و گاز وابسته است و در درآمد صادرات ۹۵ درصد مربوط به بخش نفتی است و ۸۰٪/۸۵٪ درآمدهای دولت و حدود ۳۲٪ تولید ناخالص داخلی را شامل می‌شود؛ بازهم این مناطق به دلیل کمبود و توسعه نیافتگی قابل توجه هستند. استخراج نفت که نیروی کار نیست، بلکه یک صنعت سرمایه بر است، اشتغال کمی ایجاد می‌کند. برای نمونه، کشورهای حوزه خلیج فارس مانند کویت، امارات متحده عربی (امارات متحده عربی) و عربستان سعودی از دیرباز با نفت مرتبط بوده‌اند. تخمین زده می‌شود که این منطقه ۵۵ درصد از ذخایر نفتی جهان را به خود اختصاص داده و تقریباً یک سوم کل تولید نفت را در اختیار دارد. این بخش با سهمی بالغ بر ۸۰ درصد از درآمدهای دولت به طور متوسط بر اقتصادهای منطقه تسلط دارد. با این حال، تغییرات عمده‌ای در افق وجود دارد، با روزهای تسلط نفت شاید به پایان برسد. این نه تنها بر اقتصاد این کشورها، بلکه بر جوامع آنها نیز تأثیرات عمیقی خواهد گذاشت. آیا یکی از بزرگترین تأثیرات ممکن است توسط زنان احساس شود؟ در حالی که از منظرهای بسیاری به عنوان یک موهبت تلقی می‌شود، دانشگاهیان، دانشمندان محیط زیست و سیاست‌گذاران مدت‌ها در مورد خطرات وابستگی به نفت هشدار داده‌اند. ادبیات آکادمیک در مورد به اصطلاح «نفترین منابع» تأثیرات منفی مانند نوسان قیمت‌ها و روابط اقتصادی ناپایدار ناشی از آن، بهره‌برداری از منابع برای بی‌ثبات‌کننده بالقوه ابزارهای امنیتی خارجی، و وابستگی متقابل بین صادرکنندگان و واردکنندگان نفت که منجر به «جنگ‌های نفتی» می‌شود را برجسته می‌کند (زارع شحنه و

همکاران، ۱۳۹۹). نفت نه تنها اثرات نامطلوبی را بر روابط بین دولت‌ها نشان می‌دهد، بلکه می‌تواند بر پویایی داخلی کشورها تأثیر منفی بگذارد، از جمله از طریق توانایی آن در مشروعیت بخشیدن به رژیم‌های استبدادی و آسیب رساندن به سایر بخش‌های اقتصادی. جنسیت معمولاً از این بحث‌ها نادیده گرفته می‌شود، با این حال، علیرغم این واقعیت که ثروت نفتی می‌تواند پیامدهای منفی قابل توجهی برای برابری زن و مرد داشته باشد. این در هیچ کجا به اندازه خلیج فارس قابل توجه نیست. برای درک بهتر این رابطه، بررسی مفهوم "بیماری هلندی" که توسط اکونومیست در سال ۱۹۷۷ برای توضیح تأثیر منفی اکتشافات بزرگ هیدروکربنی هلند بر سایر بخش‌های اقتصاد آن ابداع شد، مفید است. در اصل، رونق در تولید منابع، نیروی کار و سرمایه را از سایر بخش‌های قابل مبادله مانند کشاورزی و تولید دور می‌کند. همانطور که پول بخش منابع رو به رشد به اقتصاد نفوذ می‌کند، نرخ واقعی ارز را نیز افزایش می‌دهد و واردات آن را ارزان‌تر از تولید داخلی این کالاهای دیگر می‌کند. افزایش نرخ واقعی ارز همچنین به این معنی است که این بخش‌ها به دلیل افزایش هزینه‌های کالاهایشان، رقابت در بازارهای جهانی را دشوارتر می‌کنند. این یکی از عوامل دور شدن کشورهای خلیج از وابستگی به نفت است. موارد دیگر شامل نوسانات بازار به دلیل افزایش تولید نفت و گاز غیر متعارف، عمدتاً در آمریکای شمالی، و حرکت به سمت اقتصادهای کم کربن به دلیل تهدید تغییرات آب و هوا و فناوری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر رقابتی با قیمت است (هورنسی^۱، ۲۰۰۵). چندین کشور خلیج قبلاً اهداف متنوع سازی اقتصادی را برای آینده نزدیک اجرا کرده‌اند. این‌ها شامل چشم انداز ۲۰۳۰ عربستان سعودی و طرح کویت جدید ۲۰۳۵ کویت است. همچنین در بسیاری از کشورهایی که به دلیل هنگفتی دولت تولید شده توسط نفت وجود نداشت، صحبت‌هایی در مورد وضع مالیات وجود داشته است. کشورهای خلیج به طور سنتی هرگونه تصویری از توسعه اقتصادی که منجر به برابری جنسیتی بیشتر می‌شود را به چالش می‌کشند، همانطور که در پیشرفت‌های اندازه‌گیری شده فرهنگ‌های مردسالار در آمریکای لاتین، آسیای جنوبی و آسیای شرقی در نتیجه رشد اقتصادی در آنجا مشاهده شد. اغلب اوقات، ماهیت وابسته به نفت ثروت خلیج فارس مانعی در برابر برابری زنان ایجاد کرده است. یکی از عوامل این امر این است که زنان در سراسر جهان به طور تاریخی از طریق صنایع کم دستمزد و صادرات محور، به ویژه کشاورزی و بخش‌های پوشاک و نساجی وارد نیروی کار شده‌اند، که در آن مردان هیچ مزیت قدرت طبیعی ندارند و نیاز چندانی به آن وجود ندارد. راه مهارت‌ها و آموزش‌های تخصصی - تا به امروز، بیش از ۸۰ درصد کارکنان جهانی پوشاک و نساجی را زنان تشکیل می‌دهند. با این حال، این صنایع بیشترین تأثیر را از پویایی بیماری هلندی می‌گیرند.

همچنین مشخص شده است که کارخانه‌های صادرات محور نسبت به شرکت‌های داخلی تعداد بیشتری از زنان را استخدام می‌کنند. دلایل این امر شامل این واقعیت است که آنها با باز شدن در بازارهای بالغ با سرعت بیشتری رشد می‌کنند و در نتیجه فشار دستمزد بیشتری را تجربه می‌کنند. این امر به کارگران زن که معمولاً دستمزد کمتری در مقایسه با مردان پرداخت می‌کنند، حق بیمه می‌گذارد. در حالی که استثمار گسترده است، از طریق دسترسی به بازار کار از طریق بخش قابل تجارت، زنان در طول تاریخ توانسته‌اند در بخش‌های دیگر نیز

¹ Hornsby

پیشرفت کنند. زنان نیز ممکن است به طور منطقی به دنبال اشتغال در بخش غیرقابل تجارت باشند، که معمولاً رشد کار و سرمایه را در نتیجه رشد در بخش قابل تجارت پررونق تجربه می‌کند. افزایش اشتغال زنان در این فعالیت‌ها عمدتاً در اقتصادهای نفت خیز مانند نروژ، روسیه و ونزوئلا رخ داده است. با این حال، در کشورهای حاشیه خلیج فارس، میزان بسیار بالاتری از تفکیک شغلی وجود دارد که موانعی را برای چنین تحرکی ایجاد می‌کند. بخش غیرتجاری معمولاً شامل مشاغل ساختمانی و خرده فروشی است که شامل کار سنگین یا تماس مستقیم با مردان خارج از خانواده است. که هر دو به ضرر زنان است (اونارانا^۱ و همکاران، ۲۰۲۲). دلیل این امر آن است که زنان به طور متوسط دارای مقادیر کمتری از ثروت هستند. آنها همچنین محافظه کارانه تر سرمایه‌گذاری می‌کنند. به عنوان مثال، آنها کمتر احتمال دارد سهام داشته باشند و بیشتر در اوراق بهادار با درآمد ثابت سرمایه‌گذاری می‌کنند و با توجه به بحران فعلی ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹، مشخص شد که زنان از نظر مالی نیز شکننده تر هستند. به عنوان مثال، آنها نسبت به توانایی خود برای مقابله با شوک مالی کمتر اطمینان دارند. رشته دیگری از ادبیات رابطه بین جنسیت و دسترسی به خدمات مالی رسمی را بیشتر در کشورهای در حال توسعه بررسی می‌کند. در این کشورها دسترسی به خدمات مالی رسمی، مانند اعتبار و وسایل پس‌انداز، برای کارآفرینی و رشد شرکت‌ها بسیار مهم است. کلاپر و پارکر شکاف جنسیتی در دسترسی به اعتبار را بررسی کردند و دریافتند که در مقایسه با مردان، زنان کمتر به نهادهای مالی رسمی دسترسی پیدا می‌کنند و با نرخ‌های بهره غیررسمی بالاتری مواجه می‌شوند. از این رو، کشورهای نفتی از آنجایی که به درآمد نفتی متکی هستند و بخش عظمی از درآمد ملی از طیف درآمدهای نفتی، لذا جهت افزایش درآمد ملی خود از طریق درآمد نفتی به دنبال کسب بهره‌روی بالاتر افزایش اشتغال مردان نسبت به زنان هستند. لذا در این کشورها با افزایش درآمد نفتی، میزان تبعیض جنسیتی افزایش می‌یابد. علاوه بر این راس می‌توان به تئوری سرمایه انسانی در بحث تبعیض جنسیتی نیز اشاره نمود. سرمایه انسانی مجموعه‌ای از ویژگی‌ها، تجارت، دانش، خلاقیت، نوآوری و انرژی معرفی می‌نماید که افراد جهت سرمایه‌گذاری در کار خود انتخاب می‌کنند (۹). سرمایه انسانی عبارت است از سرمایه‌گذاری بر روی منابع انسانی جهت افزایش بازدهی آن‌ها که این هزینه با هدف بهره‌برداری در آینده انجام خواهد شد. از این رو است که: سازمان یادگیرنده سرمایه‌گذاری بر روی افراد را انتخاب می‌کنند به این خاطر که افراد در واقع سرمایه‌های انسانی با ارزشی می‌باشند که دارای کیفیت‌های متفاوتی هستند (برگس و تارنو، ۲۰۰۲). به طور کلی می‌توان گفت که سرمایه سازمانی مجموعه‌ای منسجم از ویژگی‌های کیفی تحصیلی، مهارتی و فرهنگی افراد سازمانی است که سبب ایجاد ارزش افزوده برای سازمان گردد. از آنجا که توانایی و مهارت افراد به عملکرد بهتر و بهره‌وری سازمان کمک می‌کند آیا انتخاب مدیران زن به عنوان یک سرمایه انسانی منجر به افزایش عملکرد شرکت می‌شوند. مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که زنان کمتر از مردان به دلیل آموزش و تجربه کاری کم به عنوان اعضای هیئت مدیره انتخاب می‌شوند (ون در پلوگ، ۲۰۱۱). پترسون^۲ و همکاران، شرکت‌های ایالات متحده بررسی نمودند و یافتند که مدیران زن و مرد هر دو به یک اندازه واجد شرایط برای مدیریت هستند. محققان همچنین

¹ Onarana

² Peterson

نشان می‌دهند که مدیران زن و مرد به عنوان مدیران کارشناسان کسب‌وکار و یا متخصص، برابر در طبقه‌بندی هیئت مدیره هستند (ون در پلوگ، ۲۰۱۱). پترسون و همکاران، یافتند که مدیران آفریقایی-آمریکایی نقش‌های مختلف در هیئت مدیره نسبت به مدیران قفقازی دارند و این یک پیامد سرمایه انسانی منحصر به فرد است. به طور کلی، شواهد نشان می‌دهد که زنان و مردان به یک اندازه برای عملکرد هیئت مدیره واجد شرایط هستند و زنان یک منبع با ارزش سرمایه در هیئت مدیره هستند. نظریه سرمایه انسانی پیش‌بینی کرد که عملکرد توسط تنوع جنسیت هیئت مدیره به عنوان یک نتیجه از تنوع و سرمایه انسانی منحصر به فرد که هر فردی دارد، تأثیر خواهد داشت و آن بهبود در عملکرد هیئت مدیره است که به احتمال زیاد تأثیر مثبت بر ارزش شرکت می‌گذارد. با این حال، کشورهای نفتی در انبوهی از مسئولیت‌های اجتماعی شرکت می‌کنند. این شامل ساخت مدارس، بازارها، بیمارستان‌ها و حتی تامین آب لوله‌کشی و غیره می‌شود (آمیشی^۱ و همکاران، ۲۰۰۶). با گذشت سال‌ها، کشورهای نفتی راه‌هایی برای بهبود رویکرد خود در تعامل با جوامع محلی برای ارائه این پروژه‌ها پیدا کرده‌اند. این یک تغییر حیاتی در رویکرد مسئولیت اجتماعی است که بر فرآیندهای شفاف‌تر و مسئولیت‌پذیرتر علاوه بر پایداری، ارتباط منظم با مردم و پیشگیری از تعارض تأکید دارد.

با در نظر گرفتن این پیشینه و شکاف ظاهری در ادبیات، گزاره‌های این تحقیق بر گفتمان جنسیتی در کشورهای نفتی استوار است. زیرا زنان از بهره‌مندی از شغل، امور مالی و تحصیلات منع می‌شوند و در برابر گرسنگی و بیماری آسیب پذیرتر هستند (مویس^۲، ۲۰۲۰). از این رو، ما فرض می‌کنیم که درآمد نفتی نتوانسته است تأثیر قابل توجهی بر وسایل حمایتی زنان بگذارد و سبب افزایش تبعیض جنسیتی شده‌است.

پیشینه تحقیق

شعبان‌نیا و حسین‌آبادی (۱۴۰۰) به بررسی منع تبعیض جنسیتی اشتغال زنان در حقوق ایران (مطالعه موردی زنان منطقه ۱۴ تهران) پرداختند. هدف پژوهش حاضر بررسی منع تبعیض جنسیتی اشتغال زنان در حقوق ایران از نقطه نظر آماری می‌باشد. این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی، از لحاظ نوع، توصیفی و پیمایشی می‌باشد. جامعه آماری پژوهش را کلیه زنان منطقه ۱۴ شهر تهران تشکیل می‌دهد که نمونه آماری با استفاده از فرمول کوکران ۳۸۴ نفر تعیین گردید. نتایج نشان داد که میزان توجه سیاستمداران نظام و افراد تاثیرگذار در امر قانون-گذاری به جایگاه و حقوق زنان از جمله آزادی کار و حق اشتغال آنان در برنامه‌های توسعه، کم می‌باشد. تبعیض‌های جنسیتی بین زن و مرد در برخورداری از امکانات، به عنوان یکی از موانع آزادی کار و حق اشتغال زنان تاثیرگذار است. همچنین به عنوان نتیجه می‌توان گفت که تبعیض جنسیتی برای اشتغال زنان منطقه ۱۴ شهر تهران همواره حاکم است.

زیبیدی و همکاران (۱۴۰۰) شکاف جنسیتی دستمزد و پویایی‌های آن در بازار کار ایران را مورد تحلیل قرار دادند. هدف اصلی این مقاله محاسبه مقدار شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران و

¹ Amaeshi

² Moise

تبیین پویایی‌های آن در واکنش به شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی است. برای این منظور یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استاندارد کینزی جدید، براساس داده‌ها و اطلاعات اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ کالیبره و حل شده است. نتایج حاصل از حل مدل نشان داد که مقدار بلندمدت شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران تقریباً ۱۸ درصد است. بر اساس نتایج، در صورت رفع تبعیض و ایجاد تعادل در زمان کار زنان و مردان نه تنها دستمزد زنان بلکه دستمزد مردان نیز افزایش می‌یابد و شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از شبیه‌سازی توابع عکس-العمل آنی متغیرهای مدل نشان داد که در اثر وقوع شوک سیاست پولی انبساطی و شوک مثبت تکنولوژی مقدار شکاف جنسیتی دستمزد در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد.

سخندان و همکاران (۱۳۹۹) نابرابری جنسیتی و تأثیر آن بر اقتصاد را بررسی کردند. از نظر توان بدنی، جنس مذکر از همه موجودات زنده قوی‌تر است در مورد سایر توانایی‌ها (هوش و روانی) اختلاف معنا داری وجود ندارد. یافته‌های مطالعه حاکی از آن است که تبعیض جنسیتی و دستمزد اثر منفی دارد و تبعیض جنسیتی در استخدام اثر غیر خطی بر رشد اقتصاد می‌گذارد. نتایج معنی‌داری بین تأثیر مثبت آموزش بر رشد اقتصادی ایران دارد و هر چه میزان نابرابری جنسیتی کم‌شود نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. افزایش نابرابری جنسیتی از طریق مشارکت مردان منجر به افزایش درآمد سرانه می‌شود و برای مؤثر بودن همه نیروی انسانی از جمله زنان به حساسیت نسبت به نابرابری نیاز است. منابع منتشره در سطح جهان و ایران وجود نابرابری‌ها به شکل نا برابری جنسیتی را تأکید می‌کند و بر عواملا اجتماعی به عنوان عامل اصلی پیدایش سایر نابرابری‌ها تأکید می‌کند.

زارع شهنه و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر نابرابری جنسیتی در چارچوب یک الگوی نیوکینزی در ایران پرداختند. یکی از جنبه‌های مرتبط با این بحث، نحوه اثرگذاری سیاست‌های کلان اقتصادی بر میزان مشارکت زنان در بازار کار و شکاف جنسیتی در اشتغال است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی شوک‌ها (شوکی پولی، مالی و نفتی)، موجب افزایش تولید، اشتغال زنان و مردان، و اشتغال کل می‌شوند. این شوک‌ها، اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان افزایش می‌دهند، در نتیجه، نابرابری جنسیتی در بازار کار افزایش می‌یابد. رایشلت^۱ و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر کوید نوزده بر نابرابری جنسیتی در بازار کار و نگرش‌های نقش جنسیتی این‌طور بیان می‌کنند بر طبق یافته‌ها، کوید ۱۳ روابط شغلی زنان را تا حدی بیشتر از مردان تحت تأثیر قرار داده است و این امر که تغییرات زنان در روابط شغلی با نگرش‌های سنتی و نقش جنسیتی مرتبط است، پیامدهای مهمی برای روابط جنسیتی آینده دارد.

لیمو^۲ (۲۰۱۷) موضوعی را با عنوان مدیریت نتایج برابری جنسیتی: توانمندسازی زنان برای مشارکت عادلانه در بخش نفت و گاز مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در حال حاضر در آفریقا، زنان کمی در بخش صنعت نفت و گاز مشغول بکار هستند و به دلیل تعداد کم آنها نسبت به مردان، در تصمیم‌گیری‌ها

¹ Reichelt

² Lyimo

دخالته ندارند. این امر به دلیل اینکه رشته‌های مرتبط با صنعت نفت و گاز مخصوص مردان است دلیل این نابرابری جنسیتی است که در سرتاسر آفریقا حاکم است.

خرا^۱ (۲۰۱۶) در مقاله‌ای تحت عنوان تأثیرات اقتصاد کلان در برابر نابرابری و غیررسمی جنسیتی در هند بیان می‌کند که این پژوهش تعامل اقتصاد کلان و نابرابری جنسیتی در بازار کار را بررسی می‌کند. یافته‌های حاکی از این است که جهت افزایش مشارکت و تولید نیروی کار زنان، عدم ایجاد شغل رسمی کافی به دلیل سختگیری در بازار کار منجر به افزایش بیکاری می‌شود و شکاف‌های جنسیتی در استخدام و دستمزد رسمی را بیشتر می‌کند.

روش تحقیق

مطالعه‌ی حاضر با هدف، بررسی تأثیر درآمد نفتی بر تبعیض جنسیتی در کشورهای نفتی صورت گرفته است. از این رو، در این مطالعه از رهیافت ارائه توسط اونارانا^۲ و همکاران (۲۰۲۲) استفاده می‌شود. براساس رهیات اونارانا و همکاران (۲۰۲۲) ما یک مدل سه بخشی ارائه می‌کنیم: بخش اجتماعی (بهداشت، مراقبت اجتماعی، آموزش، مراقبت از کودکان)(H)، اقتصاد بازار (N)؛ و بخش‌های مراقبتی بدون دستمزد. سه نوع عامل تولید وجود دارد: نیروی کار مردان، نیروی کار زنان و سرمایه. در سمت تقاضا، معادلات رفتاری تعیین‌کننده مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی، درآمد نفتی، صادرات، واردات و مخارج دولت را مدل می‌کنیم. در سمت عرضه، بهره‌وری در سایر بخش‌های اقتصاد در میان مدت به عنوان نتیجه تغییرات دستمزدها، مخارج عمومی و خصوصی و مراقبت‌های بدون دستمزد تغییر می‌کند. ساعات کار بر اساس تولید و بهره‌وری نیروی کار تعیین می‌شود و توزیع اشتغال بین زنان و مردان به تفکیک شغلی بستگی دارد.

در مدل، نرخ دستمزد ساعتی به‌طور برون‌زا توسط قدرت چانه‌زنی و نهادهای بازار کار تعیین می‌شود. شکاف دستمزد جنسیتی به‌طور برون‌زا توسط قدرت چانه‌زنی نسبی زنان، هنجارهای اجتماعی، تفکیک شغلی، نهادهای بازار کار و مجموعه‌ای از ویژگی‌های شخصی (مانند تحصیلات) که تحت تأثیر هنجارهای اجتماعی قرار دارند، تعیین می‌شود.

توزیع درآمد عملکردی به‌طور درون‌زا تعیین می‌شود، زیرا سهم دستمزد مردان و زنان و سهم سود با تغییر دستمزد، تولید، اشتغال و بهره‌وری تغییر می‌کند.

این مدل رفتار جنسیتی و اثرات هنجارهای اجتماعی را که توزیع مراقبت‌های خانگی بدون دستمزد بین مردان و زنان و تفکیک شغل را تعیین می‌کند (به عنوان مثال، همراهی زنان با کار مراقبت با حقوق) یکپارچه می‌کند. تغییر در شکاف دستمزد جنسیتی یا مخارج عمومی در زیرساخت‌های اجتماعی در مقابل فیزیکی، تأثیرات جنسیتی کوتاه‌مدت و میان‌مدت بر اشتغال و درآمد داشته است.

خروجی کل (Y_{it}) مجموع صورتحساب دستمزد مردان و زنان (WB_{it}^{Mit} و WB_{it}^{Fit}) و سود (R_{it}) است.

$$Y_{it} = WB_{it}^M + WB_{it}^F + R_{it} \quad (1)$$

¹ Khera

² Onarana

WBMit و WBFit توسط نرخ دستمزد ساعتی زنان و مردان و ساعات کار در H و N تعیین می‌شوند:

$$WB_{it}^F = w_{it}^{HF} E_{it}^{HF} + w_{it}^{NF} E_{it}^{NF} \quad (2)$$

$$WB_{it}^M = w_{it}^{HM} E_{it}^{HM} + w_{it}^{NM} E_{it}^{NM} \quad (3)$$

برای شناسایی عوامل موثر بر تبعیض جنسیتی به تعیین شکاف نرخ دستمزد ساعتی زنان و مردان نیاز است. از این‌رو تفاضل میان رابطه (۲) و (۳) ($WB_{it}^F - WB_{it}^M = Y_{it}$) میزان تبعیض جنسیتی را نشان می‌دهد.

سپس با استفاده از رابطه زیر به بررسی عوامل موثر بر تبعیض جنسیتی پرداخته می‌شود:

$$Y_{it} = C_{it}^N + C_{it}^H + I_{it} + OIL_{it} + G_{it}^C + G_{it}^H + I_{it}^G + X_{it} - M_{it} \quad (4)$$

در رابطه فوق، C_{it}^H نشان دهنده مخارج اجتماعی خانوار است، C_{it}^N مصرف به N ، I_{it} سرمایه‌گذاری خصوصی است، OIL_{it} درآمد نفتی است، G_{it}^H هزینه‌های دولت در بهداشت، مراقبت‌های اجتماعی، آموزش و مراقبت از کودکان است، G_{it}^C مخارج مصرفی دولت است، I_{it}^G سرمایه‌گذاری زیرساخت فیزیکی عمومی است، X_{it} صادرات و M_{it} واردات است.

لازم به ذکر است که در پژوهش حاضر، به‌منظور تخمین مدل پژوهش، از روش رگرسیون‌های پانل دیتا بهره گرفته شده است. زیرا در این مطالعه مدل مدنظر برای انتخابی از کشورهای نفت‌خیز در بازه زمانی مشخص تخمین زده می‌شود که این کشورها دارای تفاوت‌های اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و غیره هستند؛ لذا برای در نظر گرفتن این تفاوت‌ها از الگوهای رگرسیونی پانل استفاده می‌شود.

یافته‌ها

جدول (۴-۱)، نتایج آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. مطابق جدول (۱)، میانگین متغیرهای تبعیض جنسیتی، مخارج اجتماعی خانوار، مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی، درآمد نفتی، هزینه‌های دولت، مخارج مصرفی دولت، سرمایه‌گذاری زیرساخت فیزیکی عمومی و تراز تجاری به ترتیب برابر با $۳/۶۹ \times ۱۰^{۱۰}$ ، $۲/۲۲ \times ۱۰^{۱۲}$ ، $۱/۱۲ \times ۱۰^{۱۱}$ ، $۲/۴۰ \times ۱۰^۹$ ، $۱/۶۷ \times ۱۰^{۱۲}$ ، $۱/۳۶ \times ۱۰^{۱۰}$ ، ۱۱۸۳۴۲۳ ، $۳/۰۹ \times ۱۰^{۱۱}$ و $۷۶/۷۷$ است.

همچنین نتایج مربوط به چولگی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است. یک توزیع احتمال نامتقارن توسط چولگی مخالف صفر نشان داده می‌شود. بنابراین مطابق جدول (۱)، متغیرهای تحقیق توزیع احتمال نامتقارن دارند. البته تفسیر شهودی چولگی مشکل است. زیرا وجود حجم بیشتری از داده‌ها در یک دم منحنی ممکن است که دال بر عدم تقارن در توزیع احتمال یک متغیر باشد. که به آن دم سنگین^۱ گفته می‌شود. همان‌گونه که در جدول (۱)، مشاهده می‌شود چولگی کلیه متغیرهای تحقیق مثبت می‌باشد. در این راستا، چولگی متغیرهایی که مثبت است، دم سمت چپ کوتاه‌تر از دم سمت راست بوده و منحنی توزیع این متغیرها چوله به راست است.

^۱ Fat Tail

با اینکه داده‌های کمتری در سمت راست وجود داشته و این منحنی به سمت چپ خمیده است اما به دلیل طولانی‌تر بودن دم سمت راست آن؛ این متغیرها چوله به راست نامیده می‌شوند. در حقیقت برای این گروه از متغیرها، میانگین تمایل بیشتری به سمت راست دارد.

جدول (۱)، آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
تبعیض جنسیتی	$3/69 \times 10^{-10}$	$2/74 \times 10^{-8}$	$4/57 \times 10^{-11}$	$13/73$	$3/18$
مخارج اجتماعی خانوار	$2/22 \times 10^{-12}$	$4/06 \times 10^{-9}$	$4/07 \times 10^{-13}$	$20/14$	$4/00$
مصرف	$1/12 \times 10^{-11}$	73404255	$1/11 \times 10^{-12}$	$9/00$	$2/53$
سرمایه‌گذاری خصوصی	$2/40 \times 10^{-9}$	500000	$2/05 \times 10^{-10}$	$8/1$	$2/25$
درآمد نفتی	$1/67 \times 10^{-12}$	$5/17 \times 10^{-9}$	$1/82 \times 10^{-13}$	$10/73$	$2/92$
هزینه‌های دولت	$1/36 \times 10^{-10}$	$0/00$	$2/11 \times 10^{-11}$	$23/87$	$4/06$
مخارج مصرفی دولت	1183423	15880	12167045	$9/59$	$2/65$
سرمایه‌گذاری زیرساخت فیزیکی عمومی	$3/09 \times 10^{-11}$	$2/06 \times 10^{-8}$	$4/20 \times 10^{-12}$	$22/97$	$4/33$
تراز تجاری	$76/77$	$22/10$	$191/87$	$3/06$	700

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

قبل از پرداختن به برآورد الگوی‌های تحقیق، مانایی همه متغیرها بررسی شده است. آزمون مانایی عمدتاً به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب انجام می‌گیرد. در این پژوهش از آزمون مانایی داده‌های پانل لوین، لین و چو استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر داشتن ریشه واحد مشترک (نامانا بودن) است. در این آزمون به آماره t تعدیل شده (t_{θ}^*) نگاه می‌شود؛ چنانچه این آماره معنادار باشد، نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و مانا بودن متغیر مدنظر است. جدول (۲)، نتایج مانایی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۲)، نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون لوین، لین و چو برای کلیه متغیرهای مدنظر قرار گرفته در پژوهش حاضر رد می‌شود؛ این بدان معناست که کلیه متغیرهای پژوهش حاضر مانا هستند.

پیش از تخمین مدل، نیاز است نوع داده‌هایی که در مدل استفاده می‌شود، مشخص گردد. در این راستا از آزمون F لیمر برای تشخیص ترکیبی یا تابلویی بودن متغیرها استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه H_0 یکسان بودن عرض از مبدأها در مقابل فرضیه H_1 ، یعنی ناهمسان‌ی عرض از مبدأها قرار می‌گیرد. در صورتی که در این آزمون نتیجه سطح معناداری کمتر از $0/05$ حاصل گردد، فرضیه H_0 رد می‌شود که به معنای آن است که داده‌ها پانل بوده و استفاده از مدل رگرسیون ترکیب شده، مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. جدول (۳)، نتایج آزمون F لیمر را برای مدل پژوهش نشان می‌دهد. نتایج جدول (۳)، بیان می‌کند که فرض صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها برای مدل پژوهش در سطح 5 درصد رد شده و باید از الگوی داده‌های تابلویی استفاده کرد.

جدول (۲)، نتایج مانایی لوین، لین و چو

متغیر	t_0^*	p-value
تبعیض جنسیتی	-۴/۸۱	۰/۰۰
مخارج اجتماعی خانوار	-۱۰/۹۵	۰/۰۰
مصرف	-۸/۸۲	۰/۰۰
سرمایه گذاری خصوصی	-۲/۳۶	۰/۰۰
درآمد نفتی	-۹/۵۵	۰/۰۰
هزینه های دولت	-۶/۱۹	۰/۰۰
مخارج مصرفی دولت	-۱۰/۵۳	۰/۰۰
سرمایه گذاری زیرساخت فیزیکی عمومی	-۲/۹۵	۰/۰۰
تراز تجاری	-۲۶/۳۸	۰/۰۰

مأخذ: یافته های پژوهشگر

جدول (۳)، نتیجه آزمون F لیمر مدل

تعیین الگو	سطح معناداری
الگوی داده های تابلویی	۰/۰۰

مأخذ: یافته های پژوهشگر

باتوجه به اینکه در مرحله قبل، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر مناسب بودن داده های تلفیقی تأیید نشده است، به منظور تجزیه و تحلیل مدل پژوهش، ابتدا می بایست مشخص شود که برازش مدل مورد نظر به کدام روش ارجح است. بنابراین لازم است که آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت انجام گردد. بر همین اساس، جدول (۴)، نتایج مربوط به آزمون هاسمن را برای مدل پژوهش نشان می دهد. نتایج جدول (۴) بیانگر آن است که در مدل مذکور در پژوهش باید از روش اثرات ثابت استفاده نمود؛ چرا که نتایج حاکی از رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۰/۰۵ بوده است. لذا می توان گفت که میان اجزا اخلاص و متغیرهای توضیحی در مدل همبستگی وجود دارد؛ بنابراین الگوی اثرات ثابت مناسب خواهد بود.

جدول (۴)، نتیجه آزمون هاسمن برای مدل

تعیین الگو	سطح معناداری	کای-دو
الگوی اثرات ثابت	۰/۰۰	۱۰۲۰/۸۸

مأخذ: یافته های پژوهشگر

نتایج تخمین الگوی مدل در جدول (۵)، نشان داده شده است. باتوجه به نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن به منظور برآورد مدل پژوهش از الگوی اثرات ثابت استفاده شده است. همانگونه که مشاهده می شود، با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده (۰/۰۰) محاسبه شده، می توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است. همچنین آماره R-squared برابر با ۹۹/۷۴ درصد بدست آمده است؛ که نشان می دهد که ۹۹/۷۴ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. همچنین یافته های حاصل از تخمین مدل نشان می دهد که متغیر مستقل اصلی پژوهش یعنی درآمد نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر تبعیض جنسیتی دارد. این بدان معناست که با افزایش درآمد نفتی، میزان تبعیض جنسیتی افزایش می یابد. همچنین نتایج جدول زیر نشان می دهد که مخارج اجتماعی خانوار و مصرف تأثیر منفی و معناداری بر تبعیض جنسیتی دارند. در مقابل، مخارج مصرفی دولت تأثیر مثبت و معناداری بر تبعیض جنسیتی دارد.

جدول (۵)، نتایج برآورد مدل پژوهش

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
مخارج اجتماعی خانوار	-۰/۰۰۰۳**	۰/۰۰۰۱	-۲/۰۹	۰/۰۳
مصرف	-۰/۰۰۰۴***	۰/۰۰۱	-۳/۳	۰/۰۰
سرمایه گذاری خصوصی	-۰/۰۱۶	۰/۰۲۳	-۰/۶۹	۰/۴۸
درآمد نفتی	۰/۰۱۳***	۰/۰۰۰۳	۳۵/۹۸	۰/۰۰
هزینه های دولت	۰/۰۰۰۷	۰۰۲۰	۰/۳۴	۰/۷۳
مخارج مصرفی دولت	۲۹۰۹۲/۶***	۵۷۳/۰۹	۵۰/۷۶	۰/۰۰
سرمایه گذاری زیرساخت فیزیکی عمومی	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۸	۰/۶	۰/۵۰
تراز تجاری	-۲۴۰۹۴۵	۱۶۹۷۰۰۴	-۱/۴۱	۰/۱۵
عرض از مبدا	-۱/۹۶×۱۰ ^{۱۰} ***	۵/۶۸×۱۰ ^۸	-۳۴/۴۷	۰/۰۰
R-squared= 99.74 F(Prob) = 5164.58 (0.000)				

(علامت * و *** به ترتیب سطح معناداری را در سطح ۱۰ و ۱ درصد نشان می دهد.)

مأخذ: یافته های پژوهشگر

نتیجه گیری

در مطالعه حاضر جهت دستیابی به اهداف تحقیق یک مدل تحقیق برآورد شده است که نتایج آن با استفاده از الگوی اثرات ثابت و رویکرد و مرحله ای حاکی از آن بوده است که متغیر مستقل اصلی پژوهش یعنی درآمد نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر تبعیض جنسیتی دارد. این بدان معناست که با افزایش درآمد نفتی، میزان تبعیض جنسیتی افزایش می یابد. این موضوع نشان می دهد که در کشورهای نفتی با افزایش درآمد نفتی، میزان تبعیض جنسیتی از طریق افزایش دستمزد مردان نسبت به دستمزد زنان، افزایش می یابد. این یافته همسو با نتایج مطالعه ی

زارع شحنه و همکاران (۱۳۹۹) و لیمو^۱ (۲۰۱۷) است. زیرا آنها نیز در مطالعه‌ی خود نشان دادند که تمامی شوکها (شوک پولی، مالی و نفتی)، موجب افزایش تولید، اشتغال زنان و مردان، و اشتغال کل می‌شوند. این شوکها، اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان افزایش می‌دهند، در نتیجه، نابرابری جنسیتی در بازار کار افزایش می‌یابد.

همچنین نتایج نشان داده است که مخارج اجتماعی خانوار و مصرف تأثیر منفی و معناداری بر تبعیض جنسیتی دارند. این بدان معناست که با افزایش مخارج اجتماعی خانوار و مصرف، میزان تبعیض جنسیتی کاهش می‌یابد. در این راستا در خصوص نقش و اثر مخارج اجتماعی خانوار و مصرف بر نابرابری دستمزد میان مردان و زنان می‌توان گفت که مشاغل متفاوت همواره دستمزدهای متفاوتی دارند؛ مثلاً در اقصی نقاط جهان درآمد معلمان معمولاً کمتر از درآمد مهندسان است. اما چرا زنان و مردان شغل‌هایی متفاوت با یکدیگر انتخاب می‌کنند؟ آیا زنان الگو و سرمشقی برای انتخاب مشاغل پردرآمدتر ندارند؟ آیا برای انتخاب این شغل‌ها با مانعی مواجهند؟ پاسخ هر دو سؤال آخر مثبت است. از طرفی حتی در شغل‌های پردرآمدتر نیز زنان در رتبه‌های پایین‌تر آن شغل به کار گرفته می‌شوند و در مقایسه با مردان شانس کمتری برای تصدی عناوین مدیریتی دارند.

علاوه بر این، سطح درآمد در صنایع و بخش‌های اقتصادی مختلف با یکدیگر یکسان نیست و این اختلاف نیز در شکاف دستمزد بین زنان و مردان نقش دارد. مردان اغلب شانس بیشتری برای استخدام در بخش تولید که سطح درآمد آن بالاتر است، دارند و زنان نیز معمولاً بیش از مردان در بخش آموزش که درآمد آن بسیار کمتر از بخش تولید است، استخدام می‌شوند.

از این رو یکی از راه‌های کاهش اختلاف دستمزد بین زنان و مردان این است که تلاش شود تا تبعیض‌های جنسیتی کنونی برای استخدام در صنایع و بخش‌های مختلف اقتصادی کاهش یابد.

زنان معمولاً بیش از مردان به کارهای پاره‌وقت اشتغال دارند. کار پاره‌وقت در مقایسه با کار تمام‌وقت حتی با فرض یکسان بودن شغل، صنعت و بخش اقتصادی مربوطه، همواره از لحاظ میزان دستمزد، مزایا و پوشش‌های بیمه‌ای در جایگاه پایین‌تری قرار می‌گیرد. بر اساس آمارهای سازمان بین‌المللی کار (وابسته به سازمان ملل متحد) ۵۷ درصد از کل کارکنان پاره‌وقت در جهان را زنان تشکیل می‌دهند و دستمزد یک ساعت کار پاره‌وقت به‌طور متوسط ۱۰ درصد پایین‌تر از دستمزد یک ساعت کار تمام‌وقت از نوع مشابه است.

بنابراین از آنجایی که موارد فوق الذکر در دسته مخارج اجتماعی خانوار و مصرف قرار می‌گیرند، با رخ دادن و بهبود مخارج اجتماعی خانوار و مصرف، تبعیض جنسیتی کاهش می‌یابد.

توجه به این نکته مهم است که بسیاری از این عوامل می‌توانند به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر روی نوع نگاه و طرز تفکر افراد به جنسیت تأثیر بگذارند. به عنوان مثال، این موارد می‌توانند باعث به وجود آمدن تبعیض جنسی اجتماعی و همچنین به وجود آمدن جو فمینیستی در جامعه شود، که خب این برای یک جامعه موفق و سالم مانند سم است. این‌گونه شکاف‌ها می‌توانند نوع نگاه زن و مرد را به هم بد کنند و حتی این مورد می‌تواند در محیط کار نیز اثر منفی بگذارد و راندمان کارمندان را پایین بیاورد.

¹ Lyimo

بنابراین، می‌توان گفت که مجموعه پیچیده‌ای از عوامل محدودکننده باعث شده است که زنان شانس کمتری برای کسب درآمد برابر با مردان داشته باشند. عدم توازن بین دستمزد زنان و مردان مسئله‌ای نیست که منحصر به یک یا چند کشور خاص باشد؛ به‌رغم تصویب قوانین جدید و پیشرفت‌هایی که در زمینه حمایت از حقوق اقتصادی زنان در دنیا رخ داده است، هنوز هم در جای جای دنیا بین دستمزد مردان و زنان شکاف قابل‌توجهی دیده می‌شود. بنابراین با توجه به نتایج حاصله این مطالعه به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که در راستای تکمیل این مطالعه، علاوه بر تأثیر درآمدهای نفتی، سهم سنت‌های مذهبی بر تبعیض جنسیتی را به صورت همزمان مورد بررسی قرار دهند.

فهرست منابع

- باستانی، سوسن، موسوی، مرضیه، حسین پور، فاطمه (۱۳۹۴) جنسیت و توسعه در کشورهای اسلامی نفتی و بدون نفت. برنامه ریزی رفاه و توسعه اجتماعی، ۶(۲۳)، ۱۲۳-۱۵۰
- پسران رزاق، سعید، نوایخش، مهرداد، اسماعیلی، رضا (۱۳۹۹) تحلیل تطبیقی تمرکز بر ابعاد اجتماعی کیفیت زندگی در مقایسه با ابعاد اقتصادی و مالی در برنامه‌های توسعه در ایران. اقتصاد مالی، ۱۴(۵۲)، ۱۷۵-۱۹۶
- زارع شحنه، محمد مهدی، نصراللهی، زهرا، پارسا، حجت (۱۳۹۹) تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر نابرابری جنسیتی در چارچوب یک الگوی نیوکینزی در ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۱(۴۱).
- زبیدی، حیدر، امامی، کریم، محمدی، تیمور، غفاری، فرهاد (۱۴۰۰) شکاف جنسیتی دستمزد و پویایی‌های آن در بازار کار ایران. فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۸(۳)، ۸۵-۱۱۲
- سخندان، سمانه و احمدی، پریناز و رفیعی، سارا و عبادی، زهرا (۱۳۹۹) نابرابری جنسیتی و تأثیر آن بر اقتصاد، همایش ملی زنان و حیات اجتماعی
- سرگل زایی، علی، صالح نیا، نرگس، همایونی فر، مسعود، ذبیحی، سیدمحمدقائم (۱۴۰۲) آیا نااطمینانی قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل مویک. اقتصاد مالی، ۱۷(۶۵)، ۲۵-۵۰
- شعبان نیا منصور، مهدی، حسین آبادی، مهدیه (۱۴۰۰) منع تبعیض جنسیتی اشتغال زنان در حقوق ایران (مطالعه موردی زنان منطقه ۱۴ تهران). مجله پژوهش‌های سیاسی و بین‌المللی، ۱۲(۴۸)، ۳۷۱-۳۸۸
- مدیری، حمید رضا، دامن کشیده، مرجان (۱۴۰۲) شوک نامتقارن قیمت نفت، درآمدهای مالیاتی، نفرین منابع، بازار سهام و سیکل‌های تجاری در اقتصادهای صادرکننده نفتی. اقتصاد مالی، ۱۷(۶۴).
- Amaeshi, K., Adi, B., Ogbachie, C., and Amao, O. (2006). Corporate social responsibility in Nigeria: Western mimicry or indigenous influences? Journal of Corporate citizenship, 24, 83-99.
- Bandiera, O. and A. Natraj (2013). Does gender inequality hinder development and economic growth? Evidence and policy implications. The World Bank Research Observer 28(1), 2.
- Burgess, Z. & Tharenou, P. (2002). Women Board Directors: Characteristics of the Few. Journal of Business Ethics volume 37, pages39-49.

- Cliffe, P.T. and Akinrotimi, O. A. (2015). Role of women in fishery activities in some coastal communities of River State, Nigeria. *International Journal of Agricultural Research*, 10:24-32.
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: Survey and consolidation. *Oxford Economic Papers* 36(3), 359–380.
- Corden, W. M. and J. P. Neary (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal* 92(368), 825–848.
- Dooley, T.P. (2020). Searching for social equity among public administration mission statements. *Teaching Public Administration*, 38(2), 113-125.
- Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature* 50(4), 1051–1079
- Groh, M. and C. Rothschild (2012). Oil, Islam, women, and geography: A comment on Ross (2008). *Quarterly Journal of Political Science* 7(1), 69–87.
- Harlow, S.D. (2004). Epidemiology of menstrual disorders in developing countries: a systematic review. *BJOG*. 2004 Jan;111(1):6-16.
- Hornsby, Michael. 2005. 'Néo breton and questions of authenticity', *Estudios de Sociolingüística* 6(2):191--218.
- Inglehart, R. and P. Norris (2003). *Rising tide: Gender equality and cultural change around the world*. Cambridge University Press
- Jeeva, J.C. (2017). Sustainable livelihood options for women in the coastal ecosystem: A participatory assessment. *Current Science*, 113(11): 2183-2186
- Jos, P.H. (2016). Advancing social equity: Proceduralism in the new governance. *Administration & Society*, 48(6), 760-780.
- Kang, A. (2009). Studying oil, Islam, and women as if political institutions mattered. *Politics & Gender* 5(4), 560–568.
- Khera, P. (2016). "Macroeconomic Impacts of Gender Inequality and Informality in India". International Monetary Fund, WP/16/16, 1-65.
- Lee, Y. (2019). Gender equity and trust in government: Evidence from South Korea. *Sexuality, Gender & Policy*, 2(2), 132-142.
- Lee, Y. (2021). Government for leaving no one behind: social equity in public administration and trust in government. *SAGE Open*, July-September: 1-11.
- Lyimo, J. (2017). *Managing for Gender Equality Results: Empowerment of Women for Equitable Participation in the Oil and Gas Sector*, Sep. 2017.
- Mathews, E., Bechtel, J., Briton, E., Marrison, K. and McClenem, C. (2012). *A Gender Perspective on securing Livelihoods and Nutrition in Fish-dependent Coastal Communities*, Bronx, NY: Wildlife Conservation Society.
- McCandless, S. and Ronquillo, J.C. (2020). Social equity in professional codes of ethics. *Public Integrity*, 22(5), 470-484.
- Mehlum, H., K. Moene, and R. Torvik (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal* 116(508), 1–20
- Moise, G.M. (2020). Corruption in the oil sector: A systematic review and critique of the literature. *The Extractive Industries and Society*, 7(1): 217-236.
- Onarana, O. Oyvat, C. Fotopoulou, E. 2022. A Macroeconomic Analysis of the Effects of Gender Inequality, Wages, and Public Social Infrastructure: The Case of the UK. *Feminist Economics* , Volume 28, 2022
- Reichelt, M. Makovia, K. Sargsyan, A. (2020). The impact of COVID-19 on gender inequality in the labor market and gender-role attitudes. *European Societies*, Volume 23
- Ross, M. L. (2008, 002). Oil, Islam, and women. *American Political Science Review* 102(1), 107–123.
- Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse? *Annual Review of Political Science* 18(1), 239–259.

- Sachs, J. D. and A. M. Warner (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review* 45(46), 827 – 838. 15th Annual Congress of the European Economic Association.
- Sharabi, H. (1992). *Neopatriarchy: A theory of distorted change in Arab society*. Oxford University Press'
- Stacey, N., Gibson, E., Loneragan, R. R., Warren, C., Wirya, B., Adhuri, D. and Fitriana, R. (2019). Enhancing coastal livelihoods in Indonesia: An evaluation of recent initiatives on gender, women and sustainable livelihoods in small-scale fisheries. *Maritime Studies*, 18:359-371.
- van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing? *Journal of Economic Literature* 49(2), 366–420
- WINGFIELD, H. (2009). RACIALIZING THE GLASS ESCALATOR: Reconsidering Men's Experiences with Women's Work. *Gender and Society*, Vol. 23, No. 1 (February 2009), pp. 5-26

**The effect of oil income on gender discrimination
(Case study: oil countries)**

Sahar Araghizadeh¹
Alireza Daghighi Asli²

Received: 08/ January/2025 Accepted: 28/ February/2025

Abstract

Gender gaps in workplaces are influenced by many factors, including long-term structural barriers, socio-economic and technological developments, as well as economic shocks. Therefore, without studying and investigating the factors affecting gender discrimination, it will be impossible to advance different investment policies regarding the fight against gender discrimination. In this regard, in a study, Ross reports a negative correlation between oil production and women's representation in the workforce and politics across countries. Therefore, following Ross's study, this article examines and estimates the relationship between oil income and gender discrimination. In this regard, we confirm that oil income reduces the presence of women. Therefore, in this study, in order to achieve the objectives of the research, a research model has been estimated, the results of which, using the fixed effects model, have indicated that the main independent variable of the research, i.e. oil income, has a positive and significant effect on gender discrimination.

Keywords: gender, discrimination, oil

JEL Classification: J16, J14, M21

¹ Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

sahar.araghizadeh@gmail.com

² * Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran. Iran (Responsible author). daghighiasli@gmail.com



شناخت عوامل تأثیرگذار بر بازده موردانتظار و ریسک صکوک در بازار سرمایه ایران (مورد مطالعه: اوراق بر مبنای دارایی و اوراق بر مبنای بدهی)

زینب آهنگر^۱

نوروز نورالهزاده^۲

رویا دارابی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۰

چکیده

صکوک از ابزارهای مهم تامین مالی در کشورهای اسلامی است. مقاله حاضر ضمن بررسی ریسک‌های مرتبط با صکوک، به بررسی رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار در صکوک و میزان تغییر رفتار ریسک شرکت‌های منتشر کننده صکوک می‌پردازد. رفتارهای انتقال ریسک ناشران صکوک از طریق اندازه‌گیری ریسک‌های عملیاتی در صورت انتشار و عدم انتشار با استفاده از اندازه‌گیری نوسان سود عملیاتی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد، انتشار اوراق باعث تشویق رفتارهای انتقال ریسک ناشی از افزایش ریسک عملیاتی ناشران نمی‌شود و به ثبات مالی کمک می‌نماید. همچنین عوامل مؤثر بر بازده مورد انتظار صکوک به دو دسته عوامل ساختاری شامل نرخ کوپن، دوره سررسید اوراق و دیرش اوراق و عوامل کلان اقتصادی شامل نرخ تورم، شبه پول و نرخ ارز تقسیم شده اند و مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد شده است. نتایج نشان‌دهنده تأثیرگذاری عوامل ساختاری و عوامل کلان اقتصادی بر بازدهی صکوک است. جامعه آماری پژوهش اوراق بر مبنای دارایی و اوراق بر مبنای بدهی در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: صکوک، ریسک، بازدهی، GMM، انتقال ریسک.

طبقه‌بندی JEL: G11، G12، G13، G23.

^۱ گروه مهندسی مالی و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران nd_ahangar@yahoo.com

^۲ گروه مهندس مالی و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) nour547@yahoo.com

^۳ گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران royadarabi110@yahoo.com

۱- مقدمه

صکوک از ابزارهای نوین تأمین مالی در جهان اسلام است که توان رقابت با نظام‌های مالی متعارف را دارد و می‌تواند جایگزین اوراق بهادار ربوی به ویژه اوراق قرضه باشد (دیان رحماوتی^۱ و همکاران، ۲۰۲۱، ص ۳). سازمان حسابداری و حسابرسی سازمان‌های مالی اسلامی^۲ چهارده نوع صکوک را معرفی نموده است. به زعم این سازمان، صکوک گواهی‌های با ارزش اسمی مشابه است که پس از اتمام فرآیند پذیره‌نویسی و پرداخت مبلغ اسمی توسط خریدار به ناشر و دارنده‌ی آن، ذینفع صاحب یک یا تعدادی از دارایی‌ها، منفعت حاصل از دارایی‌ها و یا مالک یک طرح یا پروژه سرمایه‌گذاری ویژه‌ای می‌گردد (حمیمی و همکاران، ۱۳۹۹، ص ۱۰۵). صکوک به طور عمده برای تأمین مالی دولت، سازمان‌های وابسته به آن و بنگاه‌های اقتصادی منتشر می‌شوند، صکوک بر مبنای قراردادهای اسلامی طراحی شده و جایگزین مناسبی برای اوراق قرضه که اوراق بهاداری ربوی هستند، می‌باشد (طالبی و رحیمی، ۱۳۹۱، ص ۹۰).

در طراحی ابزارهای مالی مهم‌ترین بُعد ریسک و بازده است. اوراق تأمین مالی به صورت ذاتی دارای ریسک‌هایی می‌باشند و بدون شناخت این ریسک‌ها نمی‌توان آن‌ها را مدیریت نمود و بازده را افزایش داد. صکوک نیز از این امر مبری نبوده و باید عوامل مؤثر بر ریسک و بازده صکوک در بازارهای مختلف از جمله بازار سرمایه مورد بررسی قرار گیرد. اولین قدم در مدیریت ریسک، شناخت آن‌هاست، در قدم بعدی نیازمند تنزل و یا حذف ریسک‌های مورد نظر است تا بتوان سرمایه‌گذاران را به خرید صکوک تشویق در نتیجه زمینه‌های گسترش و رونق بازار و اقتصاد کشور را فراهم نمود. از مزایای استفاده از صکوک این است که یک ابزار بدهی اسلامی بر مبنای پشتمانی دارایی‌های واقعی منتشر می‌گردد.

ارزش صکوک تحت تأثیر عوامل مختلفی از قبیل نوع قرارداد، نرخ بازده، ریسک صکوک، نرخ تورم و... می‌تواند نوسان داشته باشد و ممکن است قیمت معاملاتی صکوک پایین‌تر یا بالاتر از قیمت اسمی اولیه آن‌ها باشد؛ در نتیجه بازده برای صاحبان صکوک عبارت‌اند از: سهم از اجاره بهای ماهیانه به اضافه مابه‌التفاوت قیمت خرید با قیمت فروش که می‌تواند مثبت و یا منفی باشد (دیان رحماوتی و همکاران، ۲۰۲۱، ص ۵).

پس از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸، محققان در سراسر جهان تلاش کرده‌اند تا علت بحران مالی جهانی را شناسایی کنند و اگرچه مقصر اصلی بحران بدهی، فعالیت‌های اهرمی بود، اما ویژگی تغییر ریسک تأمین مالی مبتنی بر بدهی به عنوان علت نهایی ورشکستگی تعداد فزاینده‌ای از سرمایه‌ها و در نتیجه عامل سقوط اقتصادی شناخته شده است (کمیل و دیگران^۳، ۲۰۱۰). تکرار بحران مالی باعث شده است که تلاش‌های نظارتی برای اصلاح سیستم‌های مالی با هدف کاهش شکنندگی آن‌ها تقویت شود. برخی از این تلاش‌ها به دنبال مخالفت یا کنترل فعالیت‌های مبتنی بر بدهی بود، در حالی که توصیه می‌کردند معاملات بر اساس سیستم تقسیم ریسک تأمین مالی حقوق صاحبان سهام انجام شود ("بیانیه کوالالامپور"^۴، ۲۰۱۲).

¹ Rahmawati, D

² Accounting and Auditing Organization for Islamic Financial Institutions (www.AAOIFI.com)

³ Kamil

⁴ Kuala Lumpur Declaration

پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸/۲۰۰۷، صکوک به عنوان یک ابزار تأمین مالی مورد استقبال بی‌نظیری از سوی بازار قرار می‌گیرد، منطق صکوک ایجاد حداقل ریسک برای سرمایه‌گذاران است. با توجه به آنکه انتشار صکوک بر مبنای یک دارایی واقعی صورت می‌گیرد امکان آنکه ناشران، دارایی را مجدداً برای تأمین مالی بکار ببرند وجود ندارد، حال آنکه در تأمین مالی از طریق بدهی ممکن است سهامداران اقدام به تأمین مالی مکرر و افزایش اهرم مالی نمایند، لذا با افزایش ریسک باعث فروپاشی گسترده اقتصادی می‌گردند. در صورتی که صکوک از نظر ساختاری ابزاری شبیه بدهی جهت تأمین مالی باشد و باعث تغییر ریسک از ناشران به سرمایه‌گذاران شود، در این صورت به اندازه بدهی ممکن است موجب ایجاد بحران مالی شود (میرآخور و عبدالقادر^۱، ۲۰۱۸، ص ۶۸۸). از سوی دیگر بازار بدهی توسعه‌یافته ضمن افزایش کارایی اقتصادی، آسیب‌پذیری کشورها به بحران‌های مالی را کاهش داده یا موجب تخفیف در اثرات این نوع بحران‌ها می‌شود (احمدی، عادل و شادمهری، ۱۳۹۷، ص ۲۴۰).

انتقال ریسک، اولین بار در سال ۱۹۷۶ توسط جنسن و مک‌لینگ^۲ مطرح شد. در سال‌های منتهی به بحران مالی جهانی ۲۰۰۸/۲۰۰۷، صاحبان سهام با افزایش سطح بدهی ریسک خود را به وام‌دهندگان منتقل نمودند تا بتوانند ثروت خود را با هزینه وام‌دهندگان افزایش دهند (برانرمر و اوهمکا، ۲۰۱۲، ص ۸۶).^۳ هنگامی که صاحبان سهام تصمیم می‌گیرند در فعالیت‌های مبتنی بر بدهی شرکت کنند در تاریخ سررسید بدهی، صاحبان سهام دو گزینه دارند: در صورتی که ارزش دارایی‌ها بیشتر از ارزش بازخرید بدهی باشد بازخرید کنند یا در صورتی که ارزش دارایی‌ها کمتر از ارزش بازخرید بدهی باشد، دارایی‌ها را بازخرید نکنند. در وضعیت اخیر، دارندگان بدهی، دارایی‌ها و در نتیجه شرکت را در اختیار می‌گیرند که نشان‌دهنده مسئولیت محدود صاحبان سهام در قبال بدهی است و از سوی دیگر باید تمام شرایط نامطلوب را در قبال بدهی متحمل شود (فنگ، ۲۰۰۴، ص ۹).^۴ بنابراین اگر صاحبان سهام تصمیمات خطرناک بیشتری جهت افزایش اهرم بگیرند، ریسک تغییر می‌کند و تغییر ریسک، بدهی را به گزینه‌ای مطلوب برای صاحبان سهام تبدیل می‌کند، که به‌خوبی می‌دانند که علی‌رغم ریسک کم، سود زیادی را به دست می‌آورند (لارسن^۵، ۲۰۰۶).

محققان و اقتصاددانان با بررسی تأثیر مخرب انتقال ریسک بر چرخه اقتصادی، متفق القول هستند که انتقال ریسک را می‌توان با ویژگی تقسیم ریسک تأمین مالی مبتنی بر حقوق صاحبان سهام کنترل کرد ("بیانیه کوآلایمپور"، ۲۰۱۲). تقسیم ریسک یک ویژگی برگرفته از قرآن است (سوره بقره: آیه ۲۷۵)، که دستور می‌دهد معاملات بر مبنای مشارکت در جلوگیری از انتقال ریسک انجام شود (میرآخور، ۲۰۱۱).^۶ به اشتراک گذاری ریسک امکان تغییر ریسک را از طریق الزامات مبنی بر معاملات بر مبنای دارایی‌ها و محدودیت مالکیت، افزایش می‌دهد. ویژگی مالکیت اجازه نمی‌دهد دارایی‌ها چندین بار معامله شوند، بنابراین از سرمایه‌گذاران در صورت عدم پرداخت یا انحلال محافظت می‌کند. علاوه بر این، تأمین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام مستلزم این است که بازده

¹ Mirakhor, A., & Abdul Kader Malim, N

² Jensen, M. C., & Meckling, W. H

³ Markus K. Brunnermeier & Martin Oehmke

⁴ Fang and Zhong

⁵ Larsen

⁶ Mirakhor

اصلی بر اساس دارایی‌های واقعی باشد نه به عنوان ضمانت ضمنی مطالبه، مانند تأمین مالی بدهی. این دو ویژگی، همراه با پیشگیری از ربا (بهره یا ربا)، غرر (ریسک) و قمار، با هدف ایجاد یک سیستم مالی پایدار و عادلانه است که اساس خود را در فعالیت‌های اقتصادی واقعی می‌یابد (میرآخور، ۲۰۱۱).

فعالیت‌های تغییر ریسک در حال حاضر بر سیستم‌های مالی متداول مسلط است، تقسیم ریسک در قالب حقوق صاحبان سهام مدت‌ها است که سنگ بنای بازار سرمایه با بورس‌های سهام پر جنب و جوش است. توسعه به سمت یک سیستم مالی مبتنی بر حقوق صاحبان سهام که در آن تقسیم ریسک صورت می‌گیرد، وابستگی بیش از حد به بودجه را کاهش می‌دهد. بنابراین از بدهی و سفته بازی بیش از حد و در نتیجه شکنندگی سیستم مالی جلوگیری می‌شود. در امور مالی اسلامی، این امر بیشتر با اصول شرعی تقویت می‌شود که با توجه به آثار زیانبار آن بر جامعه، از بدهی بیش از حد جلوگیری می‌کند (عزیز، ۲۰۱۳)^۱. لذا این مقاله با توجه به ساختار تأمین مالی صکوک مبتنی بر قوانین شریعت به بررسی انتقال ریسک به سرمایه‌گذاران می‌پردازد.

با توجه به بررسی مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش تاکنون تحقیق که به شناسایی عوامل کلیدی ریسک و بازده صکوک بازار سرمایه شامل ریسک‌های عوامل کلان اقتصادی شامل ریسک نرخ تورم و ریسک نرخ ارز و ریسک نقدینگی و بررسی ریسک‌های مرتبط با ساختار شامل ریسک سررسید، ریسک نرخ کوپن، ریسک نرخ سود و همچنین اندازه‌گیری میزان تغییر ریسک ناشران صکوک از طریق اندازه‌گیری ریسک‌های عملیاتی شرکت در صورت انتشار و عدم انتشار با استفاده از اندازه‌گیری نوسان سود عملیاتی پرداخته باشد، صورت نگرفته است که این امر جنبه جدید بودن مقاله حاضر را نشان می‌دهد. همچنین جنبه نوآوری پژوهش حاضر استفاده از مدل بازده انتظاری جهت اندازه‌گیری ریسک و بازده صکوک شامل ریسک‌های ناشی از عوامل کلان اقتصادی و ریسک‌های ناشی از عوامل ساختاری صکوک و همچنین شناسایی رفتارهای انتقال ریسک از صاحبان سهام شرکت‌ها به دارندگان اوراق ناشی از تأمین مالی ناشران از طریق انتشار صکوک است. موارد مذکور ضرورت و اهمیت تحقیق را نشان می‌دهد.

هدف از انجام مقاله حاضر، شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده صکوک (شامل صکوک بر مبنای دارایی و صکوک بر مبنای بدهی) در بازار سرمایه ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۰ می‌باشد. فرضیات پژوهش به شرح زیر است:

- ریسک عملیاتی شرکت‌ها با تأمین مالی از طریق صکوک بر مبنای دارایی کاهش می‌یابد.
- ریسک عملیاتی شرکت‌ها با تأمین مالی از طریق صکوک بر مبنای بدهی کاهش می‌یابد.
- نرخ تورم اثر مثبت و معنادار با بازدهی صکوک دارد.
- نرخ ارز اثر با وقفه، مثبت و معنادار با بازدهی صکوک دارد.
- تغییرات شبه پول اثر منفی و معنادار با بازدهی صکوک داد.
- دوره عمر رابطه مثبت و معنادار با بازدهی صکوک دارد.

¹ Aziz, Z. A

- نرخ کوپن رابطه مثبت و معنادار با بازدهی صکوک دارد.
- دیرش رابطه منفی و معنادار با بازدهی صکوک دارد.

در این مطالعه ابتدا انواع صکوک دسته‌بندی و سپس ضمن بررسی ریسک در شریعت اسلام، انواع ریسک‌هایی که برای صکوک مترتب است، عوامل مهم اثرگذار بر نرخ بازده مورد انتظار صکوک و اثر هر یک از عوامل شناسایی شده بر بازده صکوک بررسی شده است. سپس به منظور بررسی رفتارهای انتقال ریسک ناشران اوراق، میزان تغییر در ریسک عملیاتی ناشی از انتشار اوراق بهادار اسلامی اندازه‌گیری شده است.

۲. مروری بر مبانی نظری

طبقه‌بندی صکوک مبتنی بر شریعت

ابزارهای مالی اسلامی (صکوک)، اوراق بهادار با ارزش مالی یکسان و قابل معامله در بازارهای مالی هستند که بر پایه‌ی یکی از قراردادهای مورد تأیید اسلام طراحی شده‌اند و دارندگان به صورت مشاع مالک یک یا مجموعه‌ای از دارایی‌ها و منافع حاصل از آن‌ها می‌باشند (حمیسی و همکاران، ۱۳۹۹، ص ۱۰۷). با توجه به آنکه صکوک بر اساس شریعت و قراردادهای اسلامی طراحی می‌شود ساختار مالی اوراق نیز متناسب با نوع قرارداد و طراحی مبتنی بر شریعت متفاوت خواهد بود. در دسته بندی اوراق بهادار اسلامی بر اساس ساختار مالی، صکوک به ۵ دسته شامل صکوک بر مبنای دارایی^۱، صکوک بر بنای بدهی^۲، صکوک بر مبنای حق مالکیت^۳، صکوک بر مبنای نمایندگی^۴ و صکوک ترکیبی^۵ تقسیم می‌شوند (فاووزی و همکاران، ۲۰۱۵).^۶ در این رویکرد، دسته بندی انواع صکوک موجود بر مبنای ساختارهای اشاره شده به صورت زیر می‌باشد:

- (۱) صکوک بر مبنای دارایی: صکوک اجاره، صکوک منفعت؛
- (۲) صکوک بر مبنای بدهی: صکوک استصناع، صکوک سلف، صکوک مرابحه؛
- (۳) صکوک بر مبنای حق مالکیت: صکوک مشارکت، صکوک مضاربه، صکوک مزارعه، صکوک مساقات؛ صکوک بر مبنای نمایندگی: صکوک وکالت؛
- (۴) صکوک ترکیبی: ترکیبی از دو یا چند ساختار فوق.

ریسک در تئوری‌های تأمین مالی اسلامی

در اقتصاد اسلامی، ریسک یکی از مهم‌ترین عوامل کسب سود همانند خون در کالبد سیستم‌های اقتصاد اسلامی است. ریسک پایه اصلی کسب منفعت در معاملات است، به طوری که تمام طرف‌های سرمایه‌گذاری هم در سود و

¹ Asset Based

² EquityBased

³ EquityBased

⁴ Agency Based

⁵ Hybrid Based

⁶ Fauzi F, Locke S, Basyith A, Idris M

هم در زیان شرکای تجاری دخیل هستند. ساختار اقتصاد اسلامی بر مبنای تسهیم سود/زیان بین شرکای سرمایه‌گذاری است و لذا تسهیم ریسک یکی از اجزای اصلی معامله است و رفتار هر یک از شرکای معامله را تعیین می‌نماید و منعکس‌کننده تئوری تسهیم سود و زیان و توزیع ریسک به عنوان یکی از ابعاد مهم مدیریت ریسک در تأمین مالی اسلامی است. اسلام اجازه کاستن از ریسک را از طریق طراحی ابزارهای مالی اسلامی می‌دهد و از آنجایی که تأمین مالی اسلامی بر مبنای معاملات واقعی انجام می‌شود، ریسک در آن ابعاد گوناگونی دارد، حال آنکه قرضه بر مبنای بدهی است (السویدان و داینز، ۲۰۱۷، ص ۳۹۰).^۱ در ابزارهای مالی اسلامی تحت عنوان صکوک، منتشرکننده و سرمایه‌گذار هر دو در ریسک‌های آن سهیم هستند. برای منتشرکنندگان اوراق شامل شرکت‌ها، سازمانهای دولتی، شرکت‌های چند ملیتی و موسسات توسعه‌ای، انتشار صکوک به تأمین مالی برای پروژه‌های زیربنایی بزرگ و توسعه کسب و کار کمک می‌نماید و از دید سرمایه‌گذاران (خریداران) نیز، صکوک ریسک‌های سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد (طالبی و رحیمی، ۱۳۹۱، ص ۹۲).

تأمین مالی گسترده از طریق بدهی و افزایش اهرم مالی موجب انتقال ریسک به سرمایه‌گذاران می‌شود حال آنکه مهم‌ترین تفاوت صکوک با تأمین مالی از طریق بدهی، انتشار صکوک بر مبنای یک دارایی پایه است به صورتی که امکان تأمین مالی مجدد بر روی یک دارایی خاص از سهامداران یا ناشران را سلب می‌نماید. لذا در تأمین مالی از طریق بدهی به علت امکان افزایش اهرم مالی، ریسک افزایش اهرم به سرمایه‌گذاران منتقل می‌شود. با توجه به آنکه انتشار صکوک بر مبنای یک دارایی پایه بدون امکان تأمین مالی مجدد است انتقال ریسک در آن کمتر از بدهی اتفاق می‌افتد (فاووزی و همکاران، ۲۰۱۵).

بسیاری از محققان وجود تغییر ریسک در عملکرد تأمین مالی مبتنی بر بدهی را بررسی و شناسایی کرده اند، اندران و کاپلان (۱۹۹۸)،^۲ فانگ و ژانگ (۲۰۰۴)^۳ و لارسن (۲۰۰۶)،^۴ براون، گوتزمن و پارک (۲۰۰۱)،^۵ باشاک، پاولووا و شاپیرو (۲۰۰۷)،^۶ متوجه رفتارهای خطرناک صاحبان سهام در تأمین مالی شرکت‌ها و در نتیجه تغییر ریسک در بخش مالی شدند. علاوه بر این، بسیاری از محققان دیگر ویژگی‌هایی را شناسایی کرده اند که ممکن است صاحبان سهام را به انتقال ریسک ترغیب کند. در مقایسه اندازه شرکت و رفتار تغییر یا انتقال ریسک توسط صاحبان سهام شرکت‌ها، لی (۲۰۱۲)^۷ در مطالعه‌ای تغییر ریسک را با توجه به مدت سررسید بدهی بررسی نموده است (میرآخور و عبدالقادر، ۲۰۱۸، ص ۷)، ؛ داگلاس (۲۰۰۹)^۸ در نظر گرفتن تغییر ریسک با توجه به شرایط مالی شرکت‌ها، در مقایسه تغییر ریسک با ریسک نکول، میزان اهرم و اندازه شرکت مقایسه کردند (فنگ و زانگ، ۲۰۰۴، ص ۱۲).

1 Alswardan, Daynes

2 Kaplan

3 Fang and Zhong

4 Larsen

5 Brown, Goetzman and Park

6 Basak, Pavlova and Shapiro

7 Li

8 Douglas

نتایج بررسی‌های انجام شده در خصوص رفتارهای تغییر ریسک از صاحبان سهام به دارندگان قرضه در مطالعات قبلی نشان می‌دهد در مواردی که تأمین مالی شرکت از طریق بدهی انجام و موجب افزایش اهرم شود ریسک عملیاتی شرکت به صورت معناداری افزایش می‌یابد و در صورتی که تأمین مالی از طریق قرضه قابل تبدیل به سهام باشد این ریسک با شدت کمتری افزایش می‌یابد (دنیلوا، سرکار و هانگ، ۲۰۱۳، ص ۴۵۰).^۱ همچنین در مطالعه دیگری توسط میرآخور و عبدالقادر (۲۰۱۸)، به بررسی و مقایسه ریسک انتقالی در دو دسته قرضه و صکوک پرداخته شده است. این مطالعه نشان می‌دهد در تأمین مالی از طریق قرضه بر مبنای بدهی ریسک عملیاتی شرکت به صورت قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد و در تأمین مالی از طریق قرضه قابل تبدیل به سهام ریسک عملیاتی کاهش می‌یابد، همچنین با بسط مطالعه برای صکوک، این نتیجه حاصل شده است که در صکوک بر مبنای بدهی پس از تأمین مالی، ریسک عملیاتی افزایش و در صکوک بر مبنای دارایی پس از تأمین مالی میزان ریسک عملیاتی تغییر محسوسی حاصل نمی‌شود.

در ارزش‌گذاری اوراق تأمین مالی، مبنای ارزش‌گذاری، جریان نقد حاصل از جریان سرمایه‌گذاری است. با توجه به آنکه اوراق مالی اسلامی مبتنی بر یک دارایی پایه منتشر می‌شوند و تغییر ارزش دارایی پایه شامل افزایش ارزش دارایی پایه و یا کاهش ارزش دارایی پایه (که ممکن است به واسطه نقصان در دارایی حاصل شود)، در جریان‌های نقد اثرگذار است. از آنجا که منشاء جریان نقد حاصل از اوراق مالی اسلامی، شامل جریان نقد حاصل از بازده دارایی پایه و همچنین جریان نقد حاصل از تغییر ارزش دارایی پایه است، بنابراین اوراق مالی اسلامی از محل دو دسته جریان نقد حاصل از جریان درآمد سرمایه‌گذاری و تغییرات ناشی از تغییر ارزش دارایی پایه متاثر می‌شوند. لذا با توجه به اینکه اوراق طراحی شده بر مبنای ادبیات مالی اسلامی مبتنی بر کدام نوع از عقود اسلامی طراحی شده‌اند، ریسک‌ها و جریان‌های نقد متفاوتی دارند در نتیجه اوراق مالی اسلامی ریسک‌های متفاوتی را نسبت به یکدیگر و نسبت به اوراق مالی غیر اسلامی دارند. بر اساس گزارش سازمان AAOIFI^۲، استانداردهای سرمایه‌گذاری صکوک، ۱۴ نوع مختلف از صکوک بر اساس شریعت اسلامی وجود دارد که ساختار هر یک بر اساس شکل خاصی از اوراق بهادارسازی طراحی شده است و ساختار مختلف هر یک به ما در پاسخ به این سوال که چگونه ریسک‌های صکوک را شناسایی کنیم، تخمین بزنیم، اندازه بگیریم و آن را مدیریت نماییم، کمک می‌نماید. طاریق و دار (۲۰۰۷)^۳ ساختار ریسک هر یک از انواع صکوک را شناسایی نمودند و ۸ فاکتور ریسک صکوک را ارائه نمودند. ریسک اعتباری، ریسک نرخ سود، ریسک نرخ ارز، ریسک قیمت، ریسک نقدینگی، ریسک تجاری، ریسک تطبیق با قوانین شریعت (ریسک شریعت) و ریسک محدودیت‌های ساختاری. استاندارد IFSB^۴ در سال ۲۰۰۵ به ریسک‌های ساختاری صکوک بر مبنای ریسک‌هایی که متوجه دارنده صکوک است اشاره می‌کند. این استاندارد ۵ ریسک را برای دارنده صکوک شناسایی نموده است که عبارتند از ریسک ارائه دهنده خدمت، ریسک

¹ Danielova, Sarkar and Hong

² Accounting and Auditing Organization for Islamic Financial Institutions(AAOIFI)

³ Tariq, A. & Dar

⁴ Islamic Financial Services Board (IFSB)

بانی، ریسک ناشی، ^۱spv و سرمایه گذار. در ادامه برخی از انواع ریسک‌هایی که صکوک با آن مواجه هستند را بررسی می‌نماییم:

ریسک نرخ سود^۲: ریسک نرخ سود در صکوک همانند ریسک نرخ بهره در قرضه است و موارد مورد اشاره در خصوص عوامل ساختاری اثرگذار بر بازدهی اوراق قرضه در خصوص صکوک نیز صدق می‌کند (احمد و همکاران، ۲۰۱۹، ص ۱۱۲۰). لذا کاهش ارزش اوراق در نتیجه افزایش نرخ سود بدون ریسک بازار را ریسک نرخ سود گویند (شریعت پناهی و همکاران، ۱۳۹۸، ص ۳۷۷).

ریسک اعتباری^۳: ریسک اعتباری به واسطه قصور یا دیر کرد در پرداخت‌های مرتبط با اوراق حاصل می‌شود. در مقایسه با اوراق قرضه، در صورت قصور و یا نکول صکوک، دارنده اوراق اجازه مراجعه به دارایی پایه (به طور محدود) و احیا اصل سرمایه‌گذاری را دارد (حمیسی و دیگران، ۱۳۹۹، ص ۱۰۲).

ریسک نرخ ارز^۴: ریسک نرخ ارز در خصوص اوراقی مطرح است که دارایی‌های پشتوانه بر مبنای یک ارز و با ارز دیگری منتشر شده باشند، لذا تغییرات نرخ ارز می‌تواند ارزش دارایی را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر تغییرات نرخ ارز به عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی می‌تواند بازدهی را تحت تأثیر قرار دهد (السعيد، ۲۰۱۲، ص ۷۰)^۵. ریسک نرخ تورم^۶: تورم عبارت است از وضعیتی در اقتصاد که در آن سطح عمومی قیمت‌ها به طور معنادار و اغلب به صورت غیرقابل برگشت افزایش می‌یابد (تفضلی، ۱۳۷۸، ص ۵۵۳). با افزایش تورم، دارندگان صکوک چون عمدتاً سود ثابتی دریافت می‌نمایند، قدرت خریدشان کاهش یافته و در حقیقت سود دارندگان صکوک کاهش می‌یابد. در واقع، افزایش تورم بازده واقعی سرمایه گذاران را کاهش می‌دهد و میزان سود یا زیان سرمایه گذاران، بستگی به انتظار و پیش‌بینی آنان از سطح تورم در آینده خواهد داشت.

ریسک شریعت^۷: ریسک شریعت ریسکی است که به علت قصور در تطبیق قرارداد با شریعت اسلام حاصل می‌شود و ریسک ناشی از نکول در ابزارهای تامین مالی اسلامی بر مبنای شریعت اسلامی یا قراردادهای اسلامی است که منشاء آن ممکن است ریسک‌های معمول تامین مالی و یا ناشی از قراردادهای اسلامی باشد. این شامل ریسکی است که در ابزارها و قراردادهای مالی وجود دارد و به عنوان عدم تطبیق با شریعت اسلام شناسایی می‌شود. تحقیقات اخیر روی ریسک شریعت در اوراق اسلامی تمرکز کرده‌اند، روزلی و سانوسی (۱۹۹۹)^۸، الامینی (۲۰۰۸)^۹، مک میلن (۲۰۱۶)^{۱۰} چگونگی اندازه‌گیری ریسک شریعت را تفسیر نموده‌اند. باید در نظر داشت که ریسک شریعت در دو سطح، مطرح است؛ سطح اول مربوط به نوع عقد و ماهیت قرارداد ابزار مالی اسلامی است و سطح دوم مربوط

1 Special Purpose vehicle

2 Interest rate risk

3 Credit risk

4 Foreign exchange risk

5 Alsaeed, K

6 Inflation rate risk

7 Shariah risk

8 Rosly and Sanusi

9 Al-Amine

10 McMillen

به نوع طراحی هر ابزار مالی اسلامی؛ که ممکن است در طراحی ابزار، موازین اسلامی رعایت نشده باشد. ریسک شریعت در کشورهایی که از مالی اسلامی و مالی متعارف به طور همزمان استفاده می‌کنند، بیشتر از سایر کشورهای اسلامی وجود دارد. به همین دلیل سلف طبق فقه امامیه بیشترین ابهام شرعی را دارد و اوراق اجاره و مضاربه، دارای کمترین ریسک شریعت هستند (موسویان و همکاران، ۱۳۹۲، ص ۲۰۸).

ریسک نقدینگی^۱: یا ریسک نقد شوندگی است. در صورت عدم توسعه بازارهای مالی و مبادلات در بازار ثانویه، دارنده مجبور است تا سررسید، آن را نزد خود نگه دارد (السعید، ۲۰۱۲، ص ۷۰). اما توسعه بازارهای ثانویه و مبادلات صکوک در بازار ثانویه این ریسک را تا حد قابل توجهی کاهش می‌دهد به صورتی که در بازارهای ثانویه مالی اسلامی، دارنده می‌تواند با مبادله در بازار این ریسک را تا حد قابل توجهی کاهش دهد. همچنین براساس تئوری پرتفوی پولی، تغییر در عرضه پول تعادل وضعیت پولی را تغییر می‌دهد و به سبب آن تأثیر متاخری بر روی بازده مورد انتظار سرمایه گذار دارد.

ریسک دارایی‌های پایه: صکوک عمدتاً بر مبنای یک دارایی مشهود بر پایه قوانین شریعت منتشر می‌شوند و این دارایی‌ها باید درآمد قابل دستیابی داشته باشند. در صورتی که تمام یا بخشی از دارایی از بین برود و یا دچار کاهش ارزش شود، همچنین در صورتی که ارزش دارایی پایه متناسب با صکوک منتشر شده نباشد، ریسک دارایی‌های پایه حاصل می‌شود. جدول ۱ به بررسی ماتریس عوامل ریسک صکوک پرداخته است.

جدول ۱: ماتریس عوامل ریسک صکوک

عامل ریسک	صکوک بر مبنای دارایی		صکوک بر مبنای بدهی		صکوک بر مبنای حق مالکیت		صکوک بر مبنای نمایندگی	
	قابل اطلاق	سطح ریسک	قابل اطلاق	سطح ریسک	قابل اطلاق	سطح ریسک	قابل اطلاق	سطح ریسک
ریسک اعتباری	بله	بالا	بله	بالا	بله	کم	بله	کم
ریسک نرخ سود	بله	بالا	بله	بالا	بله	کم	بله	کم
ریسک قیمت	بله	بالا	بله	بالا	بله	کم	بله	متوسط
ریسک نقدینگی	بله	بالا	بله	بالا	بله	متوسط	بله	متوسط
ریسک دارایی‌های پایه	بله	بالا	بله	بالا	بله	متوسط	بله	متوسط
ریسک نرخ ارز در صورت ثابت بودن همه شرایط، ریسک نرخ ارز برای تمام انواع صکوک یکسان است. صکوک با دوره عمر کوتاه تر کمتر با ریسک نرخ ارز مواجه هستند و ترکیب دارایی‌های پایه صکوک در ریسک نرخ ارز موثر است.								

منبع: (السویدان و داینز، ۲۰۱۷، ص ۳۹۲)

پیشینه پژوهش

در سطح بازارهای مالی بین‌المللی (خصوصاً مالزی) مطالعات زیادی در خصوص صکوک انجام شده است که در این قسمت به مهم‌ترین پژوهش‌های صورت گرفته در این خصوص اشاره می‌شود.

¹ Liquidity risk

احمد، اسلام و امران (۲۰۱۹)، در پژوهشی به بررسی مشروعیت ساختار صکوک از دیدگاه شرعی، پرداختند. هدف از این مقاله بررسی و تشخیص افشاگری در مورد هویت مشروعیت ساختار صکوک در قوانین شریعت است. این مطالعه همچنین به بررسی نقش هیئت نظارت بر شریعت در افشای مشروعیت در قوانین شریعت پرداخته است. با استفاده از آمار توصیفی، وجود و میزان وجود افشای مشروعیت در مورد صکوک در مؤسسات مالی اسلامی در مالزی قطعی شد. در این تحقیق مشخص شد که شواهد تجربی وجود دارد که تأثیر هیئت نظارت بر شریعت را بر افشای هویت مشروعیت در قوانین شریعت نشان می‌دهد.

احمد و همکاران (۲۰۱۹)، به تجزیه و تحلیل کیفی در تعیین مشروعیت صکوک، پرداختند. این مقاله با هدف بررسی تأثیر عوامل تعیین‌کننده (قیمت‌گذاری، نوع ساختار، حساسی شریعت، ریسک شریعت و مستندات شریعت) و مشروعیت صکوک در میان نهادهای مالی اسلامی، با استفاده از رویکرد کیفی انجام شده است. این مقاله در ادامه به توضیح اهمیت عوامل تعیین‌کننده بر مشروعیت، ارزیابی رابطه بین ویژگی‌های صکوک و مشروعیت صکوک و بررسی اثر تعدیل‌کننده هیئت نظارت بر شریعت پرداخته است. یافته‌ها نشان داد که عوامل تعیین‌کننده تأثیر قابل توجهی بر مشروعیت صکوک دارند. به این معنی که بین تعیین‌کننده‌ها و مشروعیت صکوک رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این، این مطالعه نشان‌دهنده شواهد تجربی اثر تعدیل‌کننده هیئت نظارت بر شریعت، بر رابطه بین عوامل تعیین‌کننده و مشروعیت صکوک است.

میرآخور و عبدالقادر (۲۰۱۸)، به بررسی رفتارهای انتقال ریسک در اوراق قرضه و اوراق صکوک پرداختند. برای این منظور ریسک عملیاتی شرکت‌های منتشرکننده اوراق را قبل و بعد از انتشار اوراق مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد رفتارهای انتقال ریسک با تامین مالی از طریق اوراق قرضه و صکوک مبتنی بر بدهی، ریسک عملیاتی را افزایش می‌دهد و تامین مالی مبتنی بر سهام و انتشار صکوک مبتنی بر دارایی ریسک را کاهش می‌دهد. السویدن، داینز (۲۰۱۷)، به دسته‌بندی انواع ریسک‌های صکوک می‌پردازند و نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد ریسک‌های صکوک مستقیماً به ساختار صکوک وابسته است.

عبدالرفا (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه بین ریسک و بازده صکوک در شاخص قیمت صکوک داوجونز از طریق تحلیل رگرسیون پرداخته است. نتایج نشان دهنده اثر بسیار زیاد ریسک بازار، ریسک اعتباری، ریسک عملیاتی و ریسک نقدینگی روی بازدهی صکوک است.

حمیسی و همکاران (۱۳۹۹)، به واکاوی جریان‌های خیار در صکوک اجاره پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که امکان اجرایی شدن خیار عیب، تدلیس، غبن، شرط، اشتراط، رؤیت، تبعض صفقه، تعذر تسلیم و تفلیس در روابط فی مابین برخی از ارکان انواع صکوک اجاره وجود دارد.

شریعت‌پناهی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار صکوک منفعت، پرداختند. در مقاله مذکور الگوی تخمین نرخ بازده مورد انتظار منفعت با توجه به ریسک‌های این اوراق بررسی شده است. جامعه آماری تحقیق، صکوک منتشر شده که دارای ساختار مالی مبتنی بر دارایی، یعنی اجاره و منفعت در بازار ابزارهای نوین مالی فرابورس است را شامل می‌گردید. نتایج نشان داد که دیرش به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده نرخ بازده مورد انتظار توسط مدل طراحی شده است.

نظر پور و میر حسینی (۱۳۹۷) به بررسی پوشش ریسک انتشار صکوک استصناع در مدل‌های عملیاتی صکوک استصناع موازی و صکوک استصناع غیر مستقیم پرداخته است.

نظرپور و صدراپی (۱۳۹۶)، در تحقیقی به شناسایی و رتبه‌بندی ریسک‌های اسناد خزانه اسلامی در بازار صکوک بهادار ایران پرداخته و نتایج نشان می‌دهد از منظر خبرگان ریسک‌های نرخ سود بانکی، نقد شوندگی، اعتباری و تورم بیشترین اولویت را دارند.

نظر پور و حبیبیان (۱۳۹۳)، اولویت بندی ریسک صکوک مرابحه از طریق نظرسنجی توسط خبرگان مالی و مقایسه آن با دیگر ابزارهای بازار سرمایه را انجام داده و نتایج نشان می‌دهد ریسک تورم در میان تمامی ریسک‌های بازار اولیه و ثانویه دارای اهمیت بیشتری است و ریسک‌های سیاسی، نرخ بازده، ریسک بازار، نوسانات نرخ ارز در جایگاه بعدی قرار دارند و ریسک‌های بازار ثانویه از اهمیت بیشتری نسبت به ریسک‌های بازار اولیه برخوردار هستند. موسویان، وثوق، فرهادیان آرانی (۱۳۹۲)، ضمن شناخت و رتبه‌بندی ریسک‌های ابزارهای مالی اسلامی (صکوک) به این نتیجه دست یافتند که مهم‌ترین ریسک‌های مشترک صکوک عبارتند از: ریسک‌های بازار، تورم، نقد شوندگی، عملیاتی، شریعت، عدم جمع آوری وجوه به میزان کافی.

با توجه به بررسی مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش تاکنون تحقیق که به شناسایی عوامل کلیدی ریسک و بازده صکوک بازار سرمایه شامل ریسک‌های عوامل کلان اقتصادی شامل ریسک نرخ تورم و ریسک نرخ ارز و ریسک نقدینگی و بررسی ریسک‌های مرتبط با ساختار شامل ریسک سررسید، ریسک نرخ کوپن، ریسک نرخ سود و همچنین اندازه‌گیری میزان تغییر ریسک ناشران صکوک از طریق اندازه‌گیری ریسک‌های عملیاتی شرکت در صورت انتشار و عدم انتشار با استفاده از اندازه‌گیری نوسان سود عملیاتی پرداخته باشد، صورت نگرفته است.

۳- روش انجام پژوهش

روش این تحقیق جهت بررسی رابطه ریسک و بازده صکوک، روش گشتاورهای تعمیم یافته ۱ است. در معادلاتی که در تخمین آنها اثرات وجود وقفه متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی سنجیده می‌شود، از تخمین زن گشتاور تعمیم یافته استفاده می‌شود. برای تخمین مدل در این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین زننده GMM به معنای بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرانو و باند (۱۹۹۱) آزمون شود. اولی آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آماره M2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی موید فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده GMM سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. روش گشتاورها روش تخمینی است که در آن پارامترهای مجهول باید بوسیله انطباق گشتاورهای جامعه که توابعی

1 Generalized Method of Moment

2 Arellano & Bond

از پارامترهای مجهول هستند، با گشتاورهای نمونه‌ای مناسب تخمین زده شوند. در ابتدا لازم است شرایط گشتاوری را به نحو مطلوبی تعریف نماییم:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta x_t + \mu_t + \varepsilon_t$$

x_t بردار متغیر مستقل، y_t بردار متغیر وابسته، μ_t عامل خطا مربوط به مقاطع، ε_t عامل خطا است. این روش اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد. هنگامیکه در مدل، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود دیگر، برآوردگرهای OLS سازگار نیست (بالتاجی، ۱۹۹۵) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای یا گشتاورهای تعمیم یافته (آرلانو و باند، ۱۹۹۱) متوسل شد. به گفته ماتیس و سوستر (۱۹۹۵) برآورد ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنادار نباشد. بنابراین روش GMM توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. این تخمین زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱). تفاضل مرتبه اول این تصریح به صورت زیر است:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha(y_{t-1} - y_{t-2}) + \beta(x_t - x_{t-1}) + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل گیری می‌شود تا به این ترتیب به توان اثرات مقاطع یا μ_t را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقیمانده در مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس - کواریانس استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد میکند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (بالتاجی، ۲۰۰۵).

بسیاری از روابط اقتصادی پویا می‌باشند. این روابط پویا با حضور متغیر وابسته وقفه دار در بین متغیرهای توضیحی مشخص می‌شوند زیرا بیانگر تأثیرگذاری عامل زمان می‌باشند. روش گشتاورهای تعمیم یافته از جمله روش های اقتصادسنجی مناسبی است که با استفاده از متغیرهای ابزاری، درونزایی بین متغیرهای وابسته و توضیحی را برطرف می‌سازد. وجود متغیر وابسته با وقفه در میان متغیرهای توضیحی در سمت راست معادله که با جزء خطا همبسته است، سبب نقض یکی از فروض کلاسیکها در تخمین رگرسیون مبنی بر عدم همابستگی بین متغیر مستقل و پسماندها می‌شود. به منظور رفع این مشکل از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌شود. از مزایای این روش حل مشکل درون زا بودن متغیرها است. از دیگر مزیت‌های روش تخمین (GMM) آن است که تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلاخل ندارند از جمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی می‌توانند متغیر ابزاری باشند (گرین، ۲۰۰۸)^۱. در این روش آماره J، درستی انتخاب متغیرهای ابزاری را آزمون می‌نماید. لذا به کار بردن روش GMM سبب تخمین های دقیق‌تر با کارایی بالاتر و همخطی کمتر خواهد شد. با توجه به وجود متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله در مدل این تحقیق، مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد شده است.

1 Greene, W.H.

با توجه به ماهیت پژوهش، در بخش بررسی ریسک و بازده، داده‌ها به صورت روزانه جمع‌آوری گردیده و با استفاده از آمار استنباطی به بررسی ارتباط بین متغیرها از طریق آزمون GMM پرداخته شده است. برای جمع‌آوری مبنای نظری و ادبیات موضوع پژوهش از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است و از طریق مطالعه کتاب‌ها و نشریات مربوطه و مراجعه به سایت‌های تخصصی، اطلاعات لازم جمع‌آوری شده است و داده‌ها جهت برآورد مدل، سری زمانی و ماهیانه است.

جهت اندازه‌گیری رفتار انتقال ریسک از آزمون t مقایسات زوجی^۱، رویکرد میرآخور و عبدالقادر (۲۰۱۸) استفاده شده است. آزمون t مقایسات زوجی برای مقایسه آزمون یک متغیر در دو بازه زمانی بکار می‌رود. این آزمون توانایی این امر را دارد که درباره تفاوت بین دو سری با توجه به واریانس و حجم نمونه آنها اظهار نظر نماید. آماره این آزمون مبتنی بر متغیر d_i است که از اختلاف زوجها بدست می‌آید. آزمون t مقایسات زوجی به شرح زیر است:

$$t = \frac{d_i}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}}$$

$$d_i = x_i - y_i$$

$$s_d = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (d_i - \bar{d})^2}$$

پیش فرضهای آزمون t مقایسات زوجی به شرح زیر است:

- توزیع داده‌ها باید نرمال باشند،
- داده‌ها باید در مقیاس فاصله‌ای یا نسبی باشند،
- دو نمره بدست آمده باید از یک جامعه هدف در دو دوره متفاوت باشد.

فرض صفر در آزمون t مقایسات زوجی، برابری میانگین نمونه‌ها (در دو دوره/ شرایط متفاوت) است.

$$H_0: \mu_0 = \mu_1$$

$$H_1: \mu_0 \neq \mu_1$$

بنابراین، با توجه به آنکه تغییرات ریسک عملیاتی قبل از انتشار اوراق صکوک و پس از انتشار اوراق صکوک برای شرکت‌های منتشرکننده اوراق صکوک بر مبنای دارایی و بر مبنای بدهی مورد بررسی قرار می‌گیرد، از آزمون t مقایسات زوجی استفاده شده است.

۴- مدل‌ها و یافته‌های پژوهش

اندازه‌گیری رفتار انتقال ریسک

در این مقاله برای بررسی تغییر ریسک (انتقال ریسک از صاحبان سهام به دارندگان صکوک) از رویکرد میرآخور و عبدالقادر (۲۰۱۸) که برگرفته از رویکرد (Danielova, Sarkar & Hong, 2013) است، استفاده شده است. به همین منظور میزان تغییرات ریسک عملیاتی شرکت‌های منتشرکننده اوراق قبل و بعد از صدور اندازه‌گیری

¹ Paired t test

می‌شود. از $EBITDA^1$ استفاده و نسبت درآمدهای عملیاتی به دارایی‌ها برای شرکت‌های منتشر کننده برای دوره ۳ تا ۵ سال قبل از انتشار اوراق و برای دوره ۳ تا ۵ سال پس از انتشار اوراق بر اساس گزارش‌های رسمی منتشره از سوی ناشران، محاسبه می‌شود.

سپس پراکندگی نسبت $EBITDA$ برای هر یک از شرکت‌های منتشر کننده اوراق در حالت قبل از انتشار اوراق و پس از انتشار اوراق محاسبه شده است. نسبت مورد اشاره برای دو دسته اوراق مورد بررسی شامل "شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای دارایی" مشتمل بر ۴۰ شرکت و "شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای بدهی" مشتمل بر ۱۸ شرکت محاسبه شده است. دوره زمانی استخراج اطلاعات شرکت‌های منتشر کننده اوراق از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ می‌باشد.

با توجه به آنکه تعداد نمونه در شرکت‌ها منتشر کننده اوراق بر مبنای بدهی کمتر از ۳۰ است، آزمون جاک بارا برای بررسی توزیع نمونه در حالت قبل از انتشار اوراق و پس از انتشار اوراق استفاده شده است.

جدول ۲: نتایج بررسی آماری

علامت اختصاری متغیر	پراکندگی نسبت $EBITDA$ شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای بدهی	
	Pre-CV	Post-CV
آماره جاک بارا	۳.۹۹۵۹۴۱	۲.۳۰۱۹۳۶
سطح معنی داری	۰.۱۳۵۶۱۰	۰.۳۱۶۳۳۰
نتیجه	نرمال	نرمال

Pre-CV: پراکندگی نسبت $EBITDA$ در حالت قبل از انتشار صکوک جهت تأمین مالی

Post-CV: پراکندگی نسبت $EBITDA$ در حالت پس از انتشار صکوک جهت تأمین مالی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به توزیع نرمال پراکندگی‌های نمونه در حالت قبل از انتشار و پس از انتشار اوراق برای شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای بدهی همچنین با توجه به آنکه تعداد نمونه برای شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای دارایی بیش از ۳۰ است، از آزمون t مقایسه زوجی برای بررسی میانگین نمونه در هر دو حالت مورد اشاره برای بررسی فرضیه صفر استفاده شده است.

$$H_0: \mu_0 = \mu_1$$

$$H_1: \mu_0 \neq \mu_1$$

نتایج محاسبات انجام شده به شرح جدول (۲)، است:

¹ Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization

جدول ۳: نتایج بررسی رفتار انتقال ریسک

خلاصه نتایج آماره t (t-test)					
	تعداد	Pre-CV	Post-CV	Diffrence	t-stat
شرکت های منتشر کننده بر مبنای دارایی	۴۰	۰/۰۴۰۵۳	۰/۴۰۷۲۰	۰/۰۰۰۱۹۴	-۰/۰۱۳۰۴
شرکت های منتشر کننده بر مبنای بدهی	۱۸	۰/۰۳۱۹۱	۰/۰۳۴۵۴	۰/۰۰۰۲۶۳	-۰/۲۵۴۶

Pre-CV: پراکندگی نسبت EBITDA در حالت قبل از انتشار صکوک جهت تأمین مالی

Post-CV: پراکندگی نسبت EBITDA در حالت پس از انتشار صکوک جهت تأمین مالی

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می‌دهد برای شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای دارایی که شامل انتشار عمدتاً اوراق اجاره و منفعت می‌باشند، در صورت انتشار اوراق پراکندگی EBITDA در صورت انتشار اوراق میزان اندکی افزایش داشته است. اما نتایج آزمون آماره t نیز بیانگر عدم رد فرضیه H_0 است. لذا انتشار اوراق موجب افزایش ریسک عملیاتی شرکت‌های ناشر نشده و کنترل ریسک عملیاتی از طریق تأمین مالی بر مبنای اوراق بهادار اسلامی باعث عدم ظهور رفتارهای انتقال ریسک شده است. بنابراین تأمین مالی از این روش، ریسک انتقالی تأمین مالی از صاحبان سهام به دارندگان اوراق را کنترل نموده و در راستای ثبات مالی اقتصاد است.

همچنین برای شرکت‌های منتشر کننده اوراق بر مبنای بدهی که شامل انتشار عمدتاً صکوک مرابحه و استصناع می‌باشد، پراکندگی EBITDA در صورت انتشار و عدم انتشار اوراق به میزان اندکی افزایش داشته است که این افزایش بیشتر از مقدار مشابه در اوراق بر مبنای دارایی است و نشان‌دهنده آن است که تأمین مالی از طریق صکوک بر مبنای بدهی ریسک‌های عملیاتی شرکت را بیشتر از تأمین مالی از طریق صکوک بر مبنای دارایی افزایش می‌دهد. اما نتایج آزمون آماره t همچنان بیانگر عدم رد فرضیه H_0 است. لذا انتشار اوراق بر مبنای بدهی برای شرکت‌های ناشر این اوراق در ایران موجب افزایش ریسک عملیاتی شرکت‌های ناشر نشده و رفتارهای انتقال ریسک در این روش تأمین مالی، اتفاق نیافتاده است. در نتیجه تأمین مالی از این روش ریسک انتقالی تأمین مالی از صاحبان سهام به دارندگان اوراق را کنترل نموده و در راستای ثبات مالی اقتصاد است.

بنابراین بررسی انجام شده موید آن است که تأمین مالی از طریق صکوک نسبت به بدهی موجب کنترل ریسک‌های عملیاتی شرکت و در راستای ثبات مالی و جلوگیری از بروز بحران‌های مالی می‌باشد.

عوامل تعیین کننده نرخ بازده مورد انتظار صکوک

در این مطالعه از مدل بازده انتظاری که برای ارزیابی ریسک و بازده صکوک مورد استفاده قرار می‌گیرد، استفاده شده است. بازده مورد انتظار با توجه به ریسک‌های شناسایی شده در این تحقیق از مدل زیر حاصل می‌شود:

$$E(R_A) = C + \beta_1 F_1 + \beta_2 F_2 + \dots + \beta_n F_n + \varepsilon$$

$E(R_A)$: نرخ بازده مورد انتظار A ؛ C : جمله ثابت؛ F_n : n امین فاکتور ریسک؛ β_n : ضریب ریسک n ام ε : جمله خطا.

مدل بازده انتظاری (ER model) چارچوب ریاضی مشابه با مدل APT یا مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ دارد، عوامل ریسک موثر در مدل APT عوامل ریسک اقتصادی هستند مانند نرخ بهره، قیمت نفت و ... که ارزش سبد دارایی مورد بررسی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و معمولاً بین ۳ تا ۷ متغیر اثرگذار وجود دارد. اما در مدل ER دو دسته ریسک وجود دارد. دسته اول مانند مدل APT ریسک‌های متأثر از عوامل اقتصادی است و دسته دوم شامل ریسک‌های ناشی از عوامل مالی و ساختاری می‌شود (السویدان و داینز، ۲۰۱۷، ص ۳۸۹). در این مطالعه به منظور بررسی ریسک‌های مترتب بر صکوک به بررسی ریسک‌های مرتبط با بازار و ساختار کلان اقتصادی و ریسک‌های مرتبط با ساختار اوراق با استفاده از مدل بازده انتظاری پرداخته می‌شود.

در واقع مزیت اصلی استفاده از عامل‌های کلان اقتصادی ارائه تفسیرهای اقتصادی جهت ارائه اطلاعات بیشتر در ارتباط با رفتار قیمت دارایی نسبت به رویدادهای کلان اقتصادی است. با توجه به اینکه مدل فوق یک مدل چند عاملی است، فرض اساسی در مدل‌های چند عاملی این است که کل اقتصاد، تقریباً تمامی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و اینکه دارایی‌های مشابه، بازده‌های مشابه نشان می‌دهند، بنابراین از آنجاکه هدف تئوری قیمت‌گذاری دارایی، کشف قیمت، ارزش یا بازدهی برای مالکیت مجموعه‌ای از عایدات آتی یک دارایی است، قیمت دارایی براساس اینکه جریان نقد آتی آن به چه میزان در معرض منابع اصلی ریسک قرار دارد، ارزیابی می‌گردد. به منظور بررسی ریسک بازار شامل ریسک‌های عوامل کلان اقتصادی، ریسک نرخ تورم و ریسک نرخ ارز و ریسک نقدینگی و به منظور بررسی ریسک‌های مرتبط با ساختار اوراق ریسک سررسید، ریسک نرخ کوپن، ریسک نرخ سود مورد بررسی قرار گرفته است.

ریسک نرخ تورم: با افزایش نرخ تورم، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد. بنابراین نرخ تنزیل جریانهای نقدی و هزینه فرصتهای از دست رفته پول نیز افزایش می‌یابد. لذا تغییرات پیش بینی نشده نرخ تورم بر بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار اثر می‌گذارد. در این تحقیق از شاخص نرخ تورم (تغییرات ماهیانه نرخ تورم) به عنوان عامل تعیین کننده ریسک تورم استفاده شده است.

ریسک نرخ ارز: نرخ ارز به عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی اثرگذار در بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران است. با افزایش نرخ ارز، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد. از میزان تغییرات ماهیانه نرخ ارز به عنوان شاخص جهت اندازه‌گیری ریسک نرخ ارز استفاده شده است.

ریسک نقدینگی: از نرخ رشد شبه پول به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی اوراق استفاده شده است.

با توجه به بر اساس مطالعات قبلی انجام شده (سیال و همکاران (۲۰۲۲)^۱، نجفی مقدم و همکاران (۱۴۰۱)، دادار (۱۳۹۹)، دهقان خاوری (۱۳۹۸))، تأثیر بازدهی دوره‌های قبل بر بازدهی اوراق بهادار بررسی شده‌اند. لذا در این مطالعه نیز اثرگذاری بازدهی دوره‌های قبل در مدل مورد بررسی قرار گرفته است. نرخ بازده تا سررسید (YTM): نرخ است که ارزش فعلی پرداخت‌های اوراق را با قیمت آن مساوی می‌کند. این نرخ غالباً به عنوان معیاری از میانگین نرخ بازده تفسیر می‌شود که در صورت خریداری قرضه و نگهداری آن تا سررسید به دست می‌آید. اوراق با سررسید متفاوت بازده تا سررسید متفاوت دارند و عمدتاً در اوراق با نرخ کوپن برابر، اوراق بلندمدت بازده نسبتاً بالاتری نسبت به اوراق کوتاه‌مدت دارند.

نرخ کوپن: رابطه مستقیم با قیمت اوراق دارد و اوراق با نرخ کوپن بالاتر قیمت بالاتری دارند. نرخ سود: تغییرات قیمت اوراق به تغییرات نرخ سود در بازار جنبه مهمی برای سرمایه‌گذاران دارد. رابطه معکوس بین قیمت و بازده وجود دارد. با افزایش نرخ سود قیمت اوراق کاهش و با کاهش نرخ سود قیمت افزایش می‌یابد و افزایش بازده تا سررسید در مقایسه با کاهش بازده تا سررسید به همان میزان منجر به تغییر قیمتی کوچکتری می‌شود. همچنین با افزایش سررسید حساسیت قیمت به تغییرات در بازده‌ها با نرخ کاهشی، افزایش می‌یابد به عبارت دیگر ریسک نرخ سود افزایش کمتری نسبت به افزایش سررسید دارد. حساسیت اوراق به نرخ سود با دیرش اندازه‌گیری می‌شود.

اولین بار مکالی (۱۹۳۸)، مفهوم دیرش را به عنوان میانگین فواصل زمانی دریافت جریان‌های نقدی قرضه معرفی نمود. سپس هیکس (۱۹۳۹)، نشان داد که اساساً دیرش، معیاری از کشش قرضه نسبت به نرخ بهره است، زیرا قیمت قرضه رابطه‌ای معکوس با بازده تا سررسید، به عنوان معیاری از ریسک دارد. از دیرش به عنوان یک عامل حساسیت یا کشش‌پذیری ارزش دارایی یا بدهی در ازای تغییرات نرخ سود استفاده می‌شود. به عبارتی می‌توان گفت دیرش بیانگر درصد تغییر قیمت یا ارزش فعلی اوراق بهادار مالی در ازای تغییر در نرخ سود است که معیاری برای ارزیابی ریسک ارزش اوراق بهادار با درآمد ثابت محسوب می‌شود. به عبارت دیگر هر چه ارزش عددی دیرش بیشتر باشد حساسیت قیمت نسبت به تغییرات نرخ سود بیشتر خواهد بود. در این تحقیق از معیار دیرش به عنوان عامل تعیین‌کننده ریسک نرخ سود استفاده شده است. نحوه محاسبه دیرش به صورت زیر است که در آن Duration دیرش، P قیمت، YTM نرخ بازده تا سررسید و Δ تغییرات آنها است:

$$Duration = - \frac{\frac{P_2 - P_1}{P_1}}{\frac{\Delta P\%}{\Delta\%(1+YTM)}} = \frac{\frac{P_2 - P_1}{P_1}}{\frac{YTM_2 - YTM_1}{1 + YTM_1}}$$

از میانگین دیرش به عنوان شاخص اندازه‌گیری ریسک نرخ سود استفاده شده است. ریسک سررسید: از میانگین نرخ بازده تا سررسید به عنوان شاخصی جهت اندازه‌گیری ریسک سررسید استفاده شده است.

ریسک نرخ کوپن: از میانگین نرخ کوپن به منظور بررسی ریسک نرخ کوپن استفاده شده است.

¹ Sial, Muhammad Safdar

با توجه به ریسک‌های شناسایی شده و عوامل تعیین کننده هر یک از آن‌ها، مدل عاملی متناظر با نرخ بازده مورد انتظار صکوک به شرح زیر می‌باشد:

$$Y_t = C + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 DDCPI_t + \beta_3 DEX_t + \beta_4 MS_t + \beta_5 CRATE_t + \beta_6 CRATE_t + \beta_7 YTM_t + \beta_8 DURY_t + \varepsilon_t$$

Y: میانگین موزون نرخ بازده موثر کل،

C: جمله ثابت،

β_i : ریسک عامل i ام،

DDCPI: تغییرات ماهیانه نرخ تورم،

DEX: درصد تغییرات ماهیانه نرخ رشد ارز،

MS: نرخ رشد ماهیانه شبه پول،

CRATE: میانگین موزون نرخ کوپن موثر کل،

YTM: میانگین موزون نرخ بازده تا سررسید کل،

DURY: میانگین دیرش کل،

ε : جمله خط.

نتایج بررسی مدل ریسک و بازده

بررسی روند ده ساله انتشار صکوک در ایران نشان می‌دهد تعداد اوراق منتشره در ۵ سال اخیر نسبت به سال‌های ابتدایی انتشار، افزایش قابل توجهی یافته است که نشان دهنده رواج بیشتر استفاده از این نوع تامین مالی در اقتصاد ایران است که در بازار سرمایه مبادله می‌شوند. همچنین افزایش تعداد اوراق منتشره نشان دهنده افزایش عمق بیشتر بازار در سال‌های نزدیک‌تر به مقطع فعلی است.

جامعه آماری پژوهش جهت برآورد مدل ریسک و بازده، صکوک منتشره و مبادله شده شامل صکوک بر مبنای دارایی (شامل صکوک اجاره و صکوک منفعت) و صکوک بر مبنای بدهی (شامل صکوک استصناع و صکوک مرابحه) در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ و داده‌ها به صورت سری زمانی و ماهیانه می‌باشد.

نحوه محاسبه هر یک از متغیرهای مورد استفاده در این بخش از مدل به شرح زیر است:

اطلاعات صکوک منتشره از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ استخراج و اطلاعات پایه هریک از صکوک شامل نرخ بازده کوپن، فواصل پرداخت کوپن، دوره عمر و دوره زمانی صکوک معامله شده، قیمت صکوک در هر روز معاملاتی، میزان صکوک منتشره، میزان صکوک مبادله شده، ارزش صکوک منتشره و مبادله شده در هر روز معاملاتی جمع‌آوری شده و میانگین ماهیانه آن استخراج شده است.

نرخ بازده موثر کوپن: با توجه به آنکه تعداد دفعات پرداخت کوپن در سال برای اوراق مختلف متفاوت است، به منظور همگن سازی دوره‌های پرداخت کوپن و قابلیت مقایسه ماهیانه آن برای تمامی اوراق، نرخ کوپن موثر سالیانه محاسبه و مبلغ موثر ماهیانه کوپن هر یک از اوراق محاسبه شده است.

نرخ بازده سرمایه‌ای: درصد تغییرات میانگین قیمت ماهیانه اوراق معادل نرخ بازده سرمایه‌ای اوراق برای هر ماه است.

نرخ بازده موثر کل: نرخ بازده موثر برای هر یک از اوراق در هر ماه معاملاتی برابر حاصل جمع نرخ بازده موثر کوپن و نرخ بازده سرمایه‌ای است.

نرخ بازده تا سررسید: برای هر یک از اوراق در هر ماه نرخ بازده تا سررسید محاسبه شده است.

دیرش: دیرش هر یک از اوراق در هر ماه محاسبه شده است.

در گام بعد با توجه به اهمیت میزان هر یک از اوراق منتشره و ارزش اوراق مبادله شده در بازار، به منظور محاسبه میانگین کل موزون در هر ماه معاملاتی، برای هر یک از متغیرهای فوق در هر ماه متناسب با سهم از ارزش معاملاتی ورقه معامله شده نسبت به کل ارزش معاملاتی اوراق مبادله شده در بازار میانگین موزون بدست آمده است.

داده‌های شاخصهای اقتصاد کلان شامل تغییرات ماهیانه نرخ تورم، درصد تغییرات ماهیانه نرخ رشد ارز، نرخ رشد ماهیانه شبه پول در هر ماه استخراج شده است.

آمار توصیفی به منظور تحلیل توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش با استفاده از شاخص‌های مرکزی و پراکندگی، متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج بررسی توصیفی انجام شده نشان می‌دهد نمودار توزیع کلیه متغیرهای مدل نرمال هستند.

جدول ۴: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

علامت اختصاری متغیر	Y	DEX	DDCPI	MS	CRATE	YTM	DURY
میانگین	۰/۰۱۷۳۵	۰/۰۰۳۵۷	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۱۹۲۳	۰/۰۱۵۹۲	۰/۲۰۵۳۲	۱/۵۹۱۲
میانه	۰/۰۱۷۴۵	۰/۰۰۴۲۰	-۰/۰۰۰۶۵	۰/۰۲۰۲۳	۰/۰۱۶۸۰	۰/۲۰۷۱۰	۱/۵۹۰۷
بیشینه	۰/۰۱۸۷۵	۰/۱۷۱۴۴	۰/۰۲۰۶۰	۰/۰۳۳۰۰	۰/۰۲۷۳۸	۰/۲۳۰۵۵	۲/۰۰۵۷
کمینه	۰/۰۱۴۵۶	-۰/۱۵۷۴	-۰/۰۲۱۳	۰/۰۰۶۰۹	۰/۰۰۶۵۴	۰/۱۸۱۲۴	۱/۲۴۳۴
انحراف معیار	۰/۰۰۰۸۱	۰/۰۵۸۸۱	۰/۰۰۸۲۹	۰/۰۰۵۶۰	۰/۰۰۶۳۵	۰/۰۱۲۴	۰/۱۷۱۹
چولگی	-۱/۳۳۴۷	-۰/۱۳۰۳	-۰/۰۱۴۹	-۰/۲۸۰۴	۰/۱۱۹۰۲	-۰/۶۲۴۲	۰/۱۳۲۷
کشیدگی	۵/۳۶۲۷۲	۴/۶۶۷۸۱	۳/۰۵۱۹۹	۲/۸۱۲۹	۲/۲۵۴۷۰	۲/۷۷۴۳	۲/۲۵۲۶
آماره جاکر برا	۵/۳۴۶۸۰	۴/۶۷۸۸۰	۰/۵۴۱۸۰	۰/۹۳۷۳۰	۱/۱۵۴۱۰	۳/۰۳۴۰۰	۳/۱۹۸۶
سطح معنا داری	۰/۰۶۹۰۰	۰/۰۹۶۰۰	۰/۷۶۲۶۰	۰/۶۲۵۸۰	۰/۵۶۱۵۰	۰/۲۱۹۲۰	۰/۲۰۲۰۰
نتیجه	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آزمون مانایی متغیرها

در این پژوهش به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های $KPSS^1$ و فیلپس-پرون^۲ و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. در آزمون $KPSS$ فرضیه صفر (H_0) عدم وجود ریشه واحد و فرض یک (H_1) وجود ریشه واحد است و در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلپس-پرون فرضیه صفر (H_0) وجود ریشه واحد و فرض یک (H_1) عدم وجود ریشه واحد را بررسی می‌کند.

جدول ۵: آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

علامت اختصاری متغیر	Y	DEX	DDCPI	MS	CRATE	YTM	DURY
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-۲/۳۷۵	-۱۰/۵۱۰***	-۱۲/۵۰۱***	-۶/۷۹۷***	-۸/۶۵۷***	-۴/۶۵۳***	-۲/۸۸۵**
Phillips-Perron test statistic	-۴/۵۳۲***	-۲۰/۳۱۸***	-۲۲/۰۹۸***	-۶/۹۷۵***	-۷/۷۳۳***	-۴/۱۲۲***	-۳/۰۱۰***
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.465**	0.108***	0.0880***	0.450**	0.217***	0.332***	0.242***

*** و ** به ترتیب در سطح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ معنادار می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد مورد استفاده در این رساله نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای تحقیق ۳ در سطح ۹۵ درصد مانا می‌باشند.

درجه همبستگی متغیرها

نتایج برآورد مدل با استفاده از روش GMM جهت بررسی ریسک هر یک از متغیرهای مستقل بر بازدهی صکوک به شرح زیر است

¹ Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

² Phillips-Perron

^۳ . به استثناء آزمون دیکی فولر متغیر میانگین موزون نرخ بازده موثر کل.

جدول ۶: درجه همبستگی متغیرهای پژوهش

	DEX	DDCPI	DURY	MS	Y	YTM	CRATE
DEX	۱/۰۰۰۰						
DDCPI	۰/۳۶۵۷	۱/۰۰۰۰					
DURY	۰/۰۰۲۶	-۰/۰۰۱۱	۱/۰۰۰۰				
MS	-۰/۲۷۳۹	-۰/۰۱۴۹	-۰/۲۰۶۱	۱/۰۰۰۰			
Y	-۰/۲۰۳۰	۰/۰۶۴۳	-۰/۴۵۶۲	۰/۲۹۹۱	۱/۰۰۰۰		
YTM	-۰/۲۰۱۵	-۰/۰۲۴۰	-۰/۲۴۷۳	۰/۳۶۰۵	۰/۶۳۱۳	۱/۰۰۰۰	
CRATE	-۰/۲۳۲۶	-۰/۰۷۴۸	-۰/۰۸۲۹	۰/۲۵۹۸	۰/۳۷۳۲	۰/۱۸۷۰	۱/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل پژوهش

نوع متغیر	نماد	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
متغیر وابسته	Y			
متغیرهای مستقل	C	0.007324	4.107426	0.0001
	Y(-1)	0.29204	4.042574	0.0002
	Y(-2)	0.082191	1.138455	0.2603
	DDCPI	0.031619	4.198493	0.0001
	MS	-0.049867	-2.663772	0.0103
	DEX(-1)	0.003824	2.823883	0.0068
	CRATE	0.028228	3.224255	0.0022
	YTM	0.034526	8.054513	0.00۰۰
	DURY	-0.001917	-4.847817	0.00۰۰
R-squared		0.583609	Adjusted R-squared	
Durbin-Watson stat		۱.۹۶۱۵۰۷		
J-statistic	12.03967	Prob(J-statistic)		0.797729

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد شاخص‌های ریسک شناسایی شده تا ۵۸٪ بازدهی موثر اوراق را تفسیر می‌نمایند و با توجه به نتایج تخمین مدل ملاحظه می‌شود تمام متغیرهای مدل معنادار هستند. همچنین با توجه به اینکه سطح معناداری آماره سارجنت (J-statistic) بیشتر از ۵٪ است، لذا نتیجه می‌گیریم ابزارهای بکار رفته در مدل از اعتبار لازم برخوردار است.

توزیع جملات خطا با استفاده از آماره جاراک بارا بررسی و به شرح جدول ذیل است:

جدول ۸: نتایج بررسی توزیع جملات خطا

آماره جاراک بارا	۳.۱۹۱۳۷۱
سطح معنا داری	۰.۲۰۲۷۶۹
نتیجه	نرمال

منبع: یافته‌های پژوهشگر

علی‌رغم آنکه تمام متغیرهای مدل در سطح مانا هستند، آزمون انگل (Engel) برای بررسی هم‌انباشتگی در مدل انجام شده است و نتایج آزمون انگل نشان می‌دهد پسماندها در سطح مانا هستند لذا وجود یک بردارد همگرا در بلندمدت تأیید می‌شود و مدل از یک رابطه بلندمدت تبعیت می‌کند و رابطه در بلندمدت دارای اعتبار است.

جدول ۹: آزمون هم‌انباشتگی

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.270268	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

همچنین آزمون VIF^1 برای بررسی همخطی بین متغیرها انجام شد. با توجه به اینکه مقادیر VIF برای تمام متغیرها کوچکتر از ۱۰ می‌باشد، لذا همخطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد.

جدول ۱۰: بررسی همخطی بین متغیرها

نماد	ضریب	Uncentered VIF	Centered VIF
C	8.13E-06	1419.276	NA
Y(-1)	0.011734	624.3924	2.066713
DDCPI	5.78E-05	1.793417	1.708246
MS	0.000114	8.786358	1.283126
DEX	2.07E-06	1.628253	1.628068
CRATE	0.000181	11.96863	2.398792
YTM	6.03E-05	442.3977	1.750493
DURY	1.81E-07	78.83604	1.562244

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

¹ Variance Inflation Factors

بر اساس نتایج برآورد مدل:

تأثیر بازدهی دوره قبل اوراق بر بازدهی صکوک معنا دار و مثبت است و حداکثر تعداد وقفه‌های معنادار بازدهی تا یک وقفه است و نشان می‌دهد بازدهی اوراق به عنوان شاخصی از مجموع عوامل کلان شامل ریسک بازار و سایر ریسکهای کلان اقتصادی به صورت مستقیم بر بازدهی اوراق اثر گذار است.

ریسک نرخ تورم: تأثیر ریسک نرخ تورم بر بازدهی صکوک مثبت و معنا دار است. مطابق انتظار با افزایش سطح قیمتها انتظار برای افزایش بازدهی صکوک افزایش می‌یابد. از مهمترین دلایل آن، انتظار می‌رود با توجه به رابطه بین نرخ سود در بازار و تورم، با افزایش نرخ سود در بازار و کاهش تورم (و یا در مقابل با کاهش نرخ سود خصوصا در بازار بانکی و افزایش تورم) قیمت اوراق در بازارهای مالی کاهش (و یا افزایش) یابد.

ریسک نقدینگی: با توجه به اینکه فاکتور ریسک نقدینگی نرخ رشد شبه پول است، شبه پول شامل سپرده‌های غیر دیداری (عمدتا سپرده‌های کوتاه مدت و بلندمدت) می‌باشد. افزایش نرخ رشد نقدینگی متأثر از افزایش سپرده‌های مدت دار بانکی موجب کاهش نقدینگی در دسترس جهت افزایش معاملات صکوک در بازارهای مالی خواهد شد لذا تأثیر این شاخص ریسک بر بازدهی منفی است.

ریسک نرخ ارز: تغییرات نرخ ارز بر بازدهی اوراق با یک دوره وقفه معنادار و علامت آن مثبت و مطابق انتظار است. در بررسی علل موضوع، با توجه به آنکه نرخ ارز با وقفه بر سطح عمومی قیمتها اثر گذار است لذا انتظار می‌رود تغییرات نرخ ارز با وقفه بر انتظار بر بازدهی دارایی‌ها اثر گذار باشد افزایش نرخ ارز با یک دوره بر بازدهی اوراق اثر گذار باشد. با افزایش نرخ ارز پس از یک دوره انتظار برای افزایش بازدهی صکوک افزایش می‌یابد.

ریسک نرخ کوپن: این پارامتر ریسک به عنوان یکی از پارامترهای ساختاری صکوک، علامت آن مطابق انتظار و معنادار است. لذا نشان می‌دهد بازدهی اوراق با نرخ کوپن آن رابطه مثبت و معناداری دارد.

ریسک سررسید: این پارامتر ریسک نیز جزء پارامترهای ساختاری صکوک است و علامت آن مطابق انتظار و معنادار است که موید آن است که اوراق با سررسید بلندمدت‌تر بازدهی بیشتری دارند. مقایسه میزان تأثیرگذاری این پارامتر ریسک نسبت به سایر پارامترها نشان دهنده اثر قابل توجه دوره عمر نسبت به سایر پارامترهای ریسک در بازدهی اوراق است.

ریسک نرخ سود با دیرش اندازه گیری می‌شود و این پارامتر ساختاری ریسک، اثر معنادار و منفی بر بازدهی صکوک دارد و موید رابطه معکوس بین دیرش و بازدهی صکوک است.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در این مطالعه ابتدا اثرگذاری تأمین مالی صکوک در ساختار مالی شرکت‌های ناش بررسی و میزان بروز رفتارهای انتقال ریسک از صاحبان سهام شرکت‌های ناشر به دارندگان اوراق از طریق اندازه‌گیری تغییرات در ریسک عملیاتی شرکت‌های ناشر برای هر دو دسته اوراق بر مبنای دارایی و اوراق بر مبنای بدهی مورد بررسی قرار گرفته است. ریسک عملیاتی از طریق اندازه‌گیری تغییرات EBITDA برای شرکت‌های ناشر در صورت انتشار و عدم انتشار اوراق اندازه‌گیری شده است و نتایج نشان می‌دهد اگرچه میزان افزایش ریسک عملیاتی برای شرکت‌هایی که از

طریق انتشار اوراق بر مبنای بدهی تأمین مالی نموده‌اند نسبت به شرکت‌هایی که از طریق انتشار اوراق بر مبنای دارایی تأمین مالی نموده‌اند، بیشتر است اما افزایش ریسک عملیاتی در حالت انتشار و عدم انتشار هر دو نوع اوراق معنادار نمی‌باشد؛ لذا تأمین مالی از طریق هر دو دسته از صکوک بر مبنای دارایی و صکوک بر مبنای بدهی در جهت کنترل ریسک عملیاتی و کنترل رفتارهای انتقال ریسک شرکت‌های ناشر است. لذا انتشار و تأمین مالی از طریق صکوک در راستای ثبات مالی و جلوگیری از بروز بحران‌های مالی است.

سپس ضمن بررسی و دسته‌بندی صکوک، عوامل اثرگذار بر بازدهی مورد انتظار صکوک مورد بررسی قرار گرفت. ریسک‌های مترتب بر بازدهی صکوک به دو دسته ریسک عوامل ساختاری و ریسک عوامل کلان اقتصادی دسته‌بندی شدند. به منظور سنجش ریسک عوامل کلان اقتصادی، ریسک تورم، نرخ ارز و نقدینگی و به منظور اندازه‌گیری ریسک عوامل ساختاری صکوک ریسک‌های نرخ کوپن، دوره سررسید و دیرش سنجیده شده است. مدل برای صکوک بر اساس ساختار مالی برای دو گروه صکوک بر مبنای دارایی و بر مبنای بدهی، منتشره و معامله شده در بازار سرمایه و برای دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ در مقاطع ماهیانه مورد بررسی قرار گرفته است. مدل پژوهش با استفاده از مدل بازده انتظار و به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد تأثیر بازدهی دوره قبل اوراق بر بازدهی صکوک معنا دار و مثبت است، همچنین هر دو دسته عوامل ساختاری و اقتصاد کلان بر بازدهی صکوک در بازار سرمایه ایران موثر هستند. در بین عوامل ساختاری، دوره عمر بیشترین اثرگذاری را در بازدهی موثر اوراق دارد. همچنین در خصوص شاخص‌های کلان اقتصادی تغییرات نرخ تورم، شبه پول و نرخ ارز بر بازدهی اوراق تأثیر گذار است و در بین عوامل کلان اقتصادی، تغییرات شبه پول بیشترین تأثیر را بر بازدهی اوراق دارد. با توجه به آنکه شبه پول متشکل از سپرده‌های مدت‌دار بانکی است، افزایش تقاضا برای سپرده‌های مدت‌دار بانکی سبب کاهش نقدینگی در دسترس جهت معاملات اوراق در بازار سرمایه خواهد شد در نتیجه به سبب کاهش نقدینگی در دسترس، کاهش تقاضا برای اوراق و در نتیجه کاهش قیمت اوراق مورد انتظار است.

فهرست منابع

- احمدی، سیدمحمد رضا؛ محمدحسین مهدوی عادل، محمدحسین؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ اوراق بدهی، ابزاری برای تأمین مالی پروژه‌های صنعت نفت (با تأکید بر اسناد خزانه اسلامی)، فصلنامه اقتصاد مالی، ش ۵۴، ۱۳۹۷، صص: ۲۱۳ - ۲۴۰.
- بادی، کین، کارکوس؛ مدیریت سرمایه‌گذاری؛ سید مجید شریعت پناهی، روح‌اله فرهادی، محمدایمنی فر؛ تهران: شرکت اطلاع رسانی و خدمات بورس، انتشارات بورس، ۱۳۹۳.
- تفضلی، فریدون، ۱۳۷۸، اقتصاد کلان، تهران: نشر نی.
- حمیسی، علیرضا و همکاران؛ «واکاوی جریان خیارات در صکوک اجاره»؛ فصلنامه پژوهش‌های فقه و حقوق اسلامی، س ۱۷، ش ۶۲، ۱۳۹۹، صص: ۱۸۸-۹۹.

- دادار، ام‌البنین؛ جعفری، سیده محبوبه؛ «بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و سهام‌شمار آزاد بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، س ۹، ش ۳۴، تابستان ۱۳۹۹، صص: ۳۱۷-۳۳۱.
- دهقان خاوری، سعید؛ میرجلیلی، سیدحسین، «تعامل ریسک سیستماتیک با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه اقتصاد مالی، س ۱۳، ش ۹۴، زمستان ۱۳۹۸، صص: ۷۱۷-۷۵۲.
- شریعت‌پناهی، مجید و همکاران؛ «رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار صکوک منفعت»؛ تحقیقات مالی اسلامی، س ۹، ش ۱، ۱۳۹۸، صص: ۳۹۸-۳۶۷.
- طالبی، محمد و محمد رحیمی؛ «شناسایی، طبقه‌بندی و اولویت‌بندی ریسک‌های مربوط به بهادار اجاره (صکوک اجاره)»؛ دو فصلنامه علمی پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران، س ۹، ش ۱۸، ۱۳۹۱، صص: ۱۰۳-۷۷.
- موسویان، سید عباس، وثوق، بلال و علی فرهادان آرانی؛ «شناخت و رتبه‌بندی ریسک‌های ابزارهای مالی اسلامی (صکوک)»؛ اندیشه مدیریت راهبردی، س ۷، ش ۱، ۱۳۹۲، صص: ۲۱۲-۱۸۷.
- نجفی مقدم، علی؛ پهلوان، ساره؛ امام وردی، قدرت اله؛ دارابی، رویا؛ «بررسی تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی سیاسی و بین الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش ARDL»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، س ۱۱، ش ۴۱، بهار ۱۴۰۱، صص: ۳۰۳-۳۳۲.
- نظر پور، محمدنقی و همکاران؛ «اولویت‌بندی ریسک صکوک مباحه از طریق نظرسنجی توسط خبرگان مالی و مقایسه آن با دیگر ابزارهای بازار سرمایه»؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، س ۱۹، ش ۵۹، ۱۳۹۳، صص: ۱۸۱-۱۵۴.
- نظر پور، محمد نقی و محمدحسین صدراپی؛ «شناسایی و رتبه‌بندی ریسک‌های اسناد خزانه اسلامی در بازار بهادار ایران»؛ دو فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات مالی اسلامی، س ۶، ش ۲، ۱۳۹۶، صص: ۱۶۶-۱۳۳.
- نظرپور، محمد و همکاران؛ «بررسی پوشش ریسک انتشار استصناع در مدل‌های عملیاتی استصناع موازی، مدل بورس و استصناع غیر مستقیم»؛ دو فصلنامه علمی پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران، ش ۲۹، ۱۳۹۷، صص: ۶۷-۳۹.
- A Ahmed, E.R., Islam, M.A., Alabdullah, T.T.Y., & Amran, A.B; "A qualitative analysis on the determinants of legitimacy of sukuk"; Journal of Islamic Accounting and Business Research, 10 (3), 2019.
- Alsaeed, K.; "Sukuk issuance in Saudi Arabia: recent trends and positive expectations"; Doctoral thesis, Durham University, 2012.
- Aziz, Z. A., 2013. "Financial Stability, Economic Growth and Development". Islamic Brunnermeier, Markus K, and Martin Oehmke. (2012) "Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk". Handbook of the Economics of Finance.
- Danielova, A. N., Sarkar, S. & Hong, G., 2013. Empirical Evidence on Corporate RiskShifting, The Financial Review 48(2013), 443-460
- Danielova, A.N., Sarkar, S. & Hong, H;. "Empirical Evidence on Corporate Risk-Shifting"; The Financial Review, 48, 2013.

- Fang, M., & Zhong, R., 2004. Default Risk, Firm's Characteristics, and Risk-shifting (Yale ICF Working Paper No. 04-21). Yale International Center For Finance. Retrieved march 22, 2014, from <http://ssrn.com/abstract=550069>.
- Fauzi F, Locke S, Basyith A, Idris M (2015). The impact of Islamic debt on company value. In H A El-Karanshawy et al. (Eds.), *Islamic banking and finance – Essays on corporate finance, efficiency and product development*. V (3). Doha, Qatar: Bloomsbury Qatar Foundation.
- Kamil et al.(2010). The subprime mortgages crisis and Islamic securitization. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, Vol. 3 No. 4.
- Kuala Lumpur Declaration. 2012. ISRA-IRTI-Durham University, Kuala Lumpur. Retrieved from <https://www.google.com.my/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=0CBsQFjAAahUKEwimtYOluMLIAhWBCo4KHZSJD1Q&url=http%3A%2F%2Fwww.assaif.org%2Fcontent%2Fdownload%2F29881%2F154535%2Fversion%2F1%2Ffile%2FKL%2BDeclaration.pdf&usg=AFQjCNGOdK7EhhUaPO-wjKH-eorU2N9EQ&bvm=bv.104819420,d.c2E>
- Lebbe, A. & Rauf, A;. “Relationship between Risk and Return in Sukuk Market: Evidence from Bahrain, UAE and Malaysia”; *Asian Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology*, No.1 (5), 2016.
- Mirakhor, A., 2011. *Epistemological Foundation of Finance; Islamic and Conventional*. Foundations of Islamic Finance Conference Series.
- Mirakhor, A., & Abdul Kader Malim, N. (2018). Empirical evidence of risk shifting in bonds and debt-based sukuk: The case of Malaysian.
- Rahmawati, D., Qudus, S.N. & Pertiwi, D;. “Analysis of the Impact of using Syariah Bonds (Sukuk) and Conventional Bonds on Stock Returns for Investors in Indonesia: Study of Manufacturing Companies Listed on the IDX in the year 2015-2017”; *Journal of Physics: Conference Series*, 2021.
- Sial, Muhammad Safdar, Jacob Cherian, Abdelrhman Meero, Asma Salman, Abdul Aziz Abdul Rahman, Sarminah Samad, and Constantin Viorel Negrut. 2022. Determining Financial Uncertainty through the Dynamics of Sukuk Bonds and Prices in Emerging Market Indices. *Risks* 10: 61.
- Tariq, A. & Dar, H;. “Risks of Sukuk structures: Implications for resources mobilization”; *Thunderbird International Business Review*, No.49 (2), 2007.
- Waleed Alswaidan , M. & Arief Daynes, P.P;. “Understanding and evaluation of risk in Sukuk structures”; *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, No.8 (4), 2017.

**Identifying factors affecting the expected return and risk of
Sukuk in the capital market of Iran
(Case Study: assets-based securities and debt-based securities)**

Zeynab Ahangar¹
Nowrouz Nourollah Zadeh²
Roya Darabi³

Received: 09/ January/2025 Accepted: 01/ March /2025

Abstract

Sukuk is one of the important financing instruments in Islamic countries. The present article examines the risks associated with sukuk, examines the relationship between risk and expected returns on sukuk and the extent to which risk shifting behavior changes in companies that finance through sukuk.. Investigating the risk shifting behaviors of Sukuk issuers by measuring operational risks in case of issuance and non-issuance by measuring operating profit volatility. The results show that the issuance of bonds does not encourage risk shifting behaviors due to increased operational risk of publishers and contributes to financial stability.. Also, the factors affecting the expected return of Sukuk are divided into two categories of structural factors including coupon rate, bond maturity and duration and macroeconomic factors including inflation, quasi-currency and exchange rate using the generalized torque method (GMM).) The model is estimated. The results show the impact of structural factors and macroeconomic factors on the yield of Sukuk. The statistical population of the study is securities based on assets and securities based on debt in the period 1390 to 1398.

Keywords: Sukuk, Risk, Return, GMM, Risk Shifting.

1Department of Financial Engineering and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran nd_ahangar@yahoo.com

2 Department of Financial Engineering and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding author) nour547@yahoo.com

3 Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran royadarabi110@yahoo.com



شناسایی مولفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان در حوزه مدیریت دانش در صنعت بانکداری (مطالعه موردی : بانک ملت)

فرشته افتخارنژاد^۱

مجید جهانگیرفرد^۲

علی مهدی زاده اشرفی^۳

تورج مجیبی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۱

چکیده

در سال های اخیر مقوله طراحی الگوی جبران خدمات مدیران و کارکنان سازمان ها، یکی از مباحث حساس، پیچیده و چالش برانگیز در حوزه ی مدیریت منابع انسانی در صنعت بانکداری می باشد. مدیران بانک ها می توانند از طراحی مناسب نظام جبران خدمات و پاداش کارکنان با تاکید بر مولفه های مدیریت دانش استفاده کنند . در پژوهش حاضر با استفاده از ادبیات نظری مؤلفه های موضوع استخراج گردید و در بخش بعد از طریق روش دلفی و مصاحبه با ۱۵ نفر از خبرگان مدیریت منابع انسانی در بانک ملت با استفاده از پرسشنامه نیمه ساختار یافته ، مؤلفه ها و شاخص های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش تعیین گردید . سپس مؤلفه ها و شاخص ها رتبه بندی شدند. یافته های پژوهش حکایت از این دارد برای طراحی الگوی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری باید ۵ مؤلفه کلیدی با ۵ شاخص در زمینه ساختاری ، ۵ شاخص در زمینه ارزشی و ۳ شاخص در زمینه رفتاری را به کار گرفت.

کلمات کلیدی: بانکداری ، جبران خدمت کارکنان، پاداش، مدیریت دانش، نوآوری.

طبقه بندی موضوعی: G11

۱ گروه مدیریت، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران eftekhar.hrm@gmail.com

۲ گروه مدیریت، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول) dr.jahangirfard@gmail.com

۳ گروه مدیریت، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران، mehdizadeh297@yahoo.com

۴ گروه مدیریت، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران toragmojibi@yahoo.com

۱- مقدمه

امروزه بانک‌ها نقش قابل ملاحظه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری دارند. چون رشد اقتصادی و افزایش رفاه و بهبود زندگی در هر کشوری به میزان سرمایه‌گذاری‌ها بستگی دارد که در حقیقت از طریق جمع‌آوری سپرده‌ها و پس‌اندازها توسط سیستم بانکی صورت می‌پذیرد (دل گادیو^۱، ۲۰۲۱). شناسایی نیازها و خواسته های کارکنان و مشتریان همواره در برگیرنده مجموعه‌ای از زوایای پنهان بوده که متناسب با فرهنگ و شرایط هر کشور پیچیدگی های خاصی را در خود پرورش داده است، در این میان مدیریت دانش ابزار سودمندی برای سازمان هاست تا سرمایه خود را توسعه دهند و عملکرد مطلوب را بیشینه کنند (سرخوندی^۲، ۱۳۹۷). آنچه در اقتصاد جدید قابل توجه است این است که ساختار آن متکی به دانش و آگاهی است (دهقاقی^۳، ۱۳۸۷). در سال‌های اخیر، صنعت بانکداری شاهد رقابت شدید و توأم با تحولات، فرصت‌ها و تهدیدهای زیادی بوده است. به موازات این تحولات، میزان انتظارات مشتریان از شبکه بانکی رشد داشته است، آن چنان که همه مشتریان خواهان دریافت خدمات متنوع و با کیفیت بالا، هستند (قلی پور، ۱۴۰۰).

همچنین شاهد تغییرات متعدد و شکل‌گیری روندهای مهمی در فضای صنعت بانکداری کشور بوده‌ایم. فناوری مالی یکی از مواردی است که با ورود به حوزه بانکداری، بانکداری و خدمات آن را با تغییرات اساسی مواجه خواهد ساخت. فین‌تک‌ها با نوآوری‌های مالی گسترده باعث ایجاد مدل‌های کسب‌وکار جدید، کاربردها، فرایندها و محصولات جدیدی می‌شود که روی بازارهای مالی و صنعت خدمات مالی تاثیر قابل ملاحظه‌ای دارد (مومیوند، ۱۴۰۱). در این راستا، مدیریت دانش در محیط تجاری بسیار رقابتی، نامطمئن و به سرعت در حال تغییر امروزی امری حیاتی شده و اگر سازمانی بخواهد مزیت رقابتی داشته باشد توجه به مدیریت دانش ضرورت دارد (موستیکا^۳ و همکاران، ۲۰۲۰). نیروی انسانی به عنوان ارزشمندترین دارایی برای کسب مزیت رقابتی تلقی می‌شوند. با این حال سخت‌ترین دارایی برای مدیریت در سازمان‌ها نیز به شمار می‌روند. بنابراین، مدیریت موثر نیروی انسانی مستلزم استفاده همزمان از سیستم‌های منابع انسانی در درون سازمان‌ها می‌باشد. ساختارهای جبرانی (تشویقی) باعث ایجاد انگیزه عملکردی و سهولت بخشیدن به استخدام و ابقاء کارکنان و مدیران ماهر می‌شود. از لحاظ تئوریک انگیزه‌ها می‌توانند باعث افزایش پاداش مورد انتظار شوند و ثابا تفاوت ارزش بین عملکرد موفق و ناموفق را افزایش دهند که این دو مورد اشاره به همان پاداش دارد. پاداش می‌تواند به عنوان محرک قوی برای ایجاد انگیزه در مدیران و کارکنان مطرح شود (احمدی و جلالیان، ۱۳۹۸).

موفقیت یک سازمان بستگی به کارکنان آن دارد، رقابت پذیری و بقای سازمان بستگی به داشتن افراد مناسب، در شغل‌های مناسب و در زمان مناسب دارد. همه سازمان‌ها به عامل نیروی انسانی به عنوان یک عامل کلیدی توجه می‌نمایند، مدیران سازمان تلاش می‌کنند که در کارکنان خود چنان انگیزه‌ای به وجود آورند تا ضمن ایجاد احساس سربلندی و خشنودی در کارکنان، سازمان نیز بتواند از نهایت توان، مهارت، دانش و تخصص افراد

¹ Del Gaudio² Sarkhundi³ Mustika

برای دستیابی به هدف‌های خود بهره مند گردد. کارکنان دانش محور، افرادی خودانگیخته، فعال، توفیق گرا، یادگیرنده و یاد دهنده هستند که فعالیت و ماندگاری هر یک از این افراد برای سازمان مهم است. بنابراین نگهداشت کارکنان اشاره به حفظ کارکنان یک سازمان دارد که می‌تواند با آرایه حقوق، دستمزد خوب، پاداش و جبران خدمات صورت پذیرد (سبک رو، ۱۳۹۵).

بر اساس مبانی نظری و نتایج بررسی مطالعات تجربی، مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل در بانک‌ها شامل سرمایه انسانی، فن‌آوری اطلاعات (بانکداری الکترونیک)، مقیاس فعالیت بانک‌ها، درجه انجماد دارایی‌های مالی، نسبت مصارف به منابع و وضعیت رونق یا رکود اقتصادی کشور می‌باشد (دژسند و همکاران، ۱۳۹۸).

در این ارتباط، منابع انسانی در صنعت بانکداری با توجه به پویایی و تغییرهای مستمر محیط نمی‌تواند یک پدیده ساکن و ثابت باشد، لذا نگاه به محیط کسب و کار و شناسایی ارزش‌های مورد انتظار ذینفعان و جهت‌گیری در راستای آن‌ها می‌تواند در اقدام‌ها و فعالیت‌های حوزه منابع انسانی موثر واقع شود و به افزایش بهره‌وری و اثربخشی سازمانی بیانجامد (میراحمدی، ۱۳۹۹). همچنین باید توجه نمود مولفه سرمایه انسانی با ارزش افزوده اقتصادی، سود هر سهم، بازده دارایی‌ها و بازده سالانه سهام شرکت های بورس اوراق بهادار تهران، رابطه مثبت و معناداری دارد (انواری رستمی، ۱۳۹۲). از سوی دیگر کاهش ریسک‌های منابع انسانی مبنای موفقیت بانک‌های دولتی می‌باشند. مدیران و کارکنان با تکیه بر کاهش ریسک‌های رشد و ادامه حیات سازمان را تضمین می‌نمایند. شناسایی ریسک‌های منابع انسانی و تلاش در جهت کاهش ریسک‌های غیر کارکردی باعث دستیابی به بهبود عملکرد می‌شود (اسدی و همکاران، ۱۳۹۹).

در حالی که نویسندگان در گذشته یکپارچه‌سازی مدیریت منابع انسانی و دیدگاه دانش را به عنوان یک مساله حیاتی با پتانسیل قابل توجه شناسایی کرده‌اند، هنوز هم این امر در صنعت بانکداری در بخش دولتی توسعه نیافته است. این کمبود تحقیقات نیاز به مطالعات بیشتر در رابطه استراتژی جبران خدمت و پاداش نیروی انسانی صنعت بانکداری با زمینه‌های مدیریت دانش را نشان می‌دهد. با توجه به توضیحات یادشده، پرسش اصلی پژوهش این است که در طراحی الگوی استراتژی جبران خدمت و پاداش نیروی انسانی مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری در بخش دولتی می‌بایست به کدام مؤلفه‌ها و شاخص‌ها پرداخت؟ به عبارتی در این مطالعه، پژوهشگر بدنبال شناسایی و تبیین مؤلفه‌ها و شاخص‌های مدیریت دانش در حوزه استراتژی جبران خدمت و پاداش نیروی انسانی می‌باشد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

جبران خدمت و پاداش

هر سازمان نظام یافته بر اساس مأموریت خود دارای اهداف بلند مدت و کوتاه مدت است و برای رسیدن به این اهداف، باید استراتژی‌هایی تدوین، اجرا و ارزیابی نماید. مسلماً نظام جبران خدمات کارکنان نیز از این قاعده مستثنا نمی‌باشد و سازمان‌ها برای تحقق اهداف نظام جبران خدمات در بلند مدت لازم است استراتژی خود را بر

مبنای مدیریت استراتژیک، تدوین و اجرا نمایند. یک استراتژی باید قادر به تحقق اهداف سازمان در مسیر رشد و تعالی و خلاقیت و نوآوری باشد. استراتژی های مدیریت منابع انسانی نیز باید در استای اهداف سازمان تدوین گردد. استراتژی جبران خدمات کارکنان به عنوان برنامه های بلند مدت باید در مسیر تحقق اهداف سازمان تدوین و اجرا گردد (انصاری، ۱۳۹۳).

استراتژی جبران خدمات نشان دهنده سوگیری و مسیری است که نیازهای کسب و کار و افراد را با سیاست ها و اقدامات پرداخت سازمان هماهنگ می سازد. چنین استراتژی، چارچوبی برای توسعه و پیاده سازی سیاست ها، اقدامات و فرآیندهای جبران خدمات ایجاد می کند تا بدین ترتیب اطمینان حاصل شود که به افراد در ازای انجام آنچه که احتمال تحقق اهداف سازمان را افزایش می دهد، پرداخت می شود. استراتژی های جبران خدمات متنوع اند و بنابراین ساختار استراتژی جبران خدماتی که سازمان های مختلف استفاده می کنند با هم تفاوت دارند. اجرای استراتژی جبران خدمات عبارت است از کلیه درآمدهایی که به صورت پول، کالاهای مستقیم یا غیرمستقیم دریافتی کارکنان در ازای خدمات ارائه شده به شرکت می باشد. جبران خدمت را می توان به دو دسته تقسیم کرد: جبران خدمت مستقیم در قالب حقوق، دستمزد و پرداخت های تشویقی، در حالی که جبران خدمت غیرمستقیم می تواند به صورت رفاه کارکنان باشد. به گفته داس و همکاران، (۲۰۱۶) سطح عادلانه جبران خدمت به ادراکی اشاره دارد که کارکنان در مورد عدالت در شیوه های شرکت دارند که شامل جبران خدمت داخلی، جبران خدمت خارجی و کمک هزینه است. جبران خدمت می تواند معانی مختلفی بین افراد مختلف داشته باشد. برای حفظ سبک زندگی شایسته کارکنان، پاداش اولیه ضروری است. با این حال، جبران خدمت همچنین می تواند معیار واقعی ارزش فردی را برای یک سازمان فراهم کند (سیاح و سیلابان^۱، ۲۰۱۸).

مدیران می توانند به منظور نظارت و تأثیرگذاری بر رفتار افراد سازمان و افزایش بهره وری فردی و سازمانی، از طراحی مناسب نظام جبرانی خدمات استفاده کنند. نظام جبران خدمات مناسب می تواند به جذب و حفظ و پرورش نیروی انسانی منجر گردد. برای این منظور نظام جبران خدمات باید انگیزه آور باشد. به طور کلی هر جا سخنی از تناسب نظام جبران خدمات مطرح می گردد، بحث مسائل مربوط به انگیزه پیش می آید، لذا با توجه به نقش و تأثیر نظام مذکور در تغییر رفتار و انگیزه افراد سازمان و افزایش بهره وری، لازم است مدیران توجه لازم را برای طراحی مناسب آن داشته باشند. نیروی انسانی، مهمترین عامل برای موفقیت در هر سازمان است و به شکل فزاینده ای به عنوان ارزشمندترین دارایی برای کسب مزیت رقابتی به حساب می آیند و سخت ترین دارایی برای مدیریت در سازمان به شمار می روند؛ بنابراین، مدیریت مؤثر نیروی انسانی مستلزم استفاده همزمان از سیستم های منابع انسانی در درون سازمان ها می باشد. ساختارهای جبرانی (تشویقی) باعث ایجاد انگیزه عملکردی و سهولت بخشیدن به استخدام و بقاء کارکنان و مدیران ماهر می شود و ضمن اینکه جبران خدمات کارکنان در هر سازمانی جزء ابزارها و وسایل مؤثر مدیریت منابع انسانی می باشد، با اعمال مدیریت صحیح این ابزار نه تنها هدف ها و مأموریت های سازمان با کارایی مطلوب و خوبی تحقق پیدا می کنند، بلکه منافع واقعی کارکنان و سازمان ها

¹ Silaban

نیز تأمین می شود. جبران خدمات مهم ترین جزء در روابط استخدامی و یکی از سنگین ترین هزینه های هر سازمان است. جبران خدمات مفهوم گسترده ای است که فرایند طراحی نظام های حقوق و دستمزد، نظام های پاداش، طبقه بندی و ارزشیابی مشاغل و همچنین تنظیم جداول حقوق و دستمزد را پوشش می دهد (عباسی و باباجانی، ۱۳۹۸).

قربانی و همکاران، مؤلفه های جبران خدمات بر بهره‌وری اعضای هیأت علمی در دانشگاه های جامع دولتی ایران را شناسایی نمودند. نتایج تحقیق نشان می دهد که جبران خدمات اعضای هیأت علمی از ۲۷ مؤلفه تشکیل شده است که امنیت شغلی، حقوق و مزایا، ارتقا، استقلال شغلی، سطح و ساختار پرداخت، شرایط کاری مناسب در دانشکده، کیفیت مدیریت و سرپرستی از مهم ترین مؤلفه های سیستم جبران خدمات اعضای هیأت علمی می باشند (قربانی و همکاران، ۱۴۰۰).

جعفری نیا و همکاران به شناسایی ابعاد و مولفه های جبران خدمات استراتژیک در سطح مدیران ارشد سازمان تأمین اجتماعی پرداختند. آن ها ۶ تم اصلی، مبنای اصلی پرداخت، انگیزاننده های کوتاه مدت، انگیزاننده های بلند مدت، مزایای مدیریتی، دریافت غیر پایه ای و احترامات سازمانی و همچنین ۵۴ تم فرعی بر مبنای تم های اصلی را شناسایی نمودند (جعفری نیا و همکاران، ۱۳۹۹).

بذرافشان و همکاران با هدف طراحی و تبیین الگوی جبران خدمات و پاداش کارکنان و مدیران در بخش دولتی با توجه به قوانین و مقررات موثر و چشم انداز ۱۴۰۴، سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران منطقه جنوب شرق کشور را مورد بررسی قرار دادند. حاصل مطالعه بخش کیفی مدلی شامل ۲ مؤلفه اصلی (برون سازمانی و درون سازمانی)، ۱۰ بعد (عوامل محیطی، عوامل فرهنگی اجتماعی، عوامل مالی مستقیم، عوامل مالی غیر مستقیم، عوامل غیر مالی شغلی، عوامل غیر مالی محیط کار، عوامل سازمانی، عوامل فردی، اسناد بالادستی و چشم انداز سازمان) و ۷۲ عامل بود (بذرافشان و همکاران، ۱۳۹۹).

قربان نژاد و همکاران طی پژوهشی به بررسی آسیب شناسی نظام جبران خدمات در ناجا پرداختند. نتایج بدست آمده نشان داد که در حوزه های حقوق و دستمزد و پاداش در نظام جبران خدمت ناجا آسیب قابل توجهی وجود ندارد و کارکنان از وضعیت پرداخت و پاداش رضایت متوسط دارند. اما در حوزه های خدمات رفاهی و بهداشت و سلامت نظام جبران خدمت در ناجا آسیب پذیری وجود دارد و کارکنان از وضعیت این شاخص ها در سازمان ناراضی می باشند (قربان نژاد و همکاران، ۱۳۹۸).

علی پور و همکاران، مؤلفه های دستاورد کل (جبران خدمات) در نیروی انتظامی جمهوری اسلامی (ناجا) را شناسایی نمودند. نتایج کلی تحقیق حاکی از اهمیت وجود هر دو مفهوم پاداش مالی و غیرمالی در نظام جبران خدمات کارکنان نیروی انتظامی است که در مدل های اقتصادی-انسانی جبران خدمات و از جمله در مدل دستاورد کل مورد تأکید قرار دارند. لذا با توجه به شرایط اقتصادی و کمبود بودجه و اعتبارات در اعطای پاداش های مادی، لازم است مدیران نیروی انتظامی بیش از پیش به ارزش گذاری پاداش های غیرمالی برای برانگیختن کارکنان در سازمان بپردازند (علی پور و همکاران، ۱۳۹۸).

آیباهی اصفهانی تأثیر سیستم جبران خدمات مبتنی بر عملکرد و بازاریابی داخلی بر انعطاف پذیری منابع انسانی را بررسی نمود. یافته های پژوهش نشان داد که سیستم جبران خدمات مبتنی بر عملکرد و بازاریابی داخلی بر انعطاف پذیری منابع انسانی تأثیر مثبت دارند، ولی نقش تعدیل کنندگی بازاریابی داخلی در این رابطه تأیید نشد. بنابر این می توان نتیجه گیری نمود که هتل ها می توانند با قرار دادن عملکرد مدیران به عنوان مبنای جبران خدمات و بکارگیری بازاریابی داخلی زمینه مناسبی را برای ارتقای انعطاف پذیری منابع انسانی فراهم سازند (آیباهی اصفهانی، ۱۳۹۸).

حمیدی زاده طی مطالعه ای تأثیر طرح جبران خدمات انگیزه محور بر عملکرد مدیریتی با تبیین نقش متغیرهای تعدیل کننده عدم تقارن اطلاعاتی و تعهد سازمانی را بررسی نمود. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر مثبت متغیر جبران خدمات انگیزه محور بر عملکرد مدیریتی است. نتایج پژوهش همچنین بیانگر تأثیر مثبت متغیرهای جبران خدمات انگیزه محور بر عملکرد مدیریتی با لحاظ نمودن نقش تعدیل کنندگی تعهد سازمانی می باشد. هم چنین نتایج پژوهش تأثیر منفی جبران خدمات انگیزه محور بر عدم تقارن اطلاعاتی و هم چنین عدم تقارن اطلاعاتی بر عملکرد مدیریتی را بیان می کند. (حمیدی زاده، ۱۳۹۸)

با توجه به بررسی ها و مطالعات انجام شده، استراتژی جبران خدمت و پاداش منابع انسانی مطابق با جدول ۱، شامل مراحل ذیل می باشد:

جدول ۱- مؤلفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش منابع انسانی

زیر مؤلفه های جبران خدمت	استوارت ^۱ ۱۳۹۶	قلی پور ۱۳۹۶	جهانگیر فرد ۱۳۹۵	ابطحی ۱۳۸۹	نو و دیگران ۲۰۰۸	آرسترازی ۲۰۱۴
بررسی محیط و مدل تجاری و راهبردهای کلان سازمان	✓	✓	✓	✓		✓
شناخت ارزش های سازمان و فلسفه رهبری	✓			✓		✓
تعریف گروه های پرسنلی از لحاظ وظیفه	✓	✓	✓	✓	✓	
تعیین سیاستها و برنامه پرداخت و پاداش	✓	✓	✓	✓	✓	✓
پرداخت به اندازه میزان مشارکت			✓			✓

(منبع: یافته های پژوهشگر)

¹ Stewart

مدیریت دانش

وجود استراتژی روشن و تعریف شده مدیریت دانش نمی تواند باعث ایجاد ارزش سازمانی برای کارکنان شود و آنان را بر این ارزش ها متمرکز کند؛ بنابراین مدیران می بایست به عنوان مدل ساز فرهنگی کارکنان استراتژی-های مدیریت دانش را همراستا با استراتژی سازمان تعریف و اهداف را به منظور اجرای موفق مدیریت دانش مورد بازبینی قرار دهند. از آنجاکه ساختارهای سنتی عموماً وظیفه گرا هستند که می تواند مانعی برای مدیریت دانش باشد، تغییر به سمت ساختارهای جدید که کمتر سلسله مراتبی هستند می تواند به عنوان یک استراتژی در نظر گرفته شود (موسوی زاده، ۱۳۹۸).

مدیریت دانش یک نظام در حال تکامل است. سرنکو پنج مرحله تکامل را شناسایی کرد. تمرکز و روش های نظم مدیریت دانش عبارتند از: ۱۹۹۶ - ۲۰۰۱ (شروع)، ۲۰۰۲ - ۲۰۰۶ (توسعه اولیه)، ۲۰۰۷ - ۲۰۱۲ (سخت گیری و تحکیم)، ۲۰۱۳ - ۲۰۱۶ (پیشرفت روش شناسی) و ۲۰۱۷ - ۲۰۱۹ (مرحله بلوغ) (سرنکو^۱، ۲۰۲۱). راجان و همکارانش در سال ۱۹۹۹ پرسشنامه ای را تهیه کردند که میزان استفاده از دانش را در سازمان نشان می دهد و به کمک آن می توان میزان موفقیت مدیریت دانش را در سازمان ها سنجید. آن ها مدیریت دانش را سه بعد ساختاری، ارزشی و رفتاری مورد سنجش قرار دادند. (الوانی، ۱۳۸۲)

مدیریت دانش و مدیریت منابع انسانی

گوپ^۲ و همکاران (۲۰۱۸) بیان می کنند که مدیریت منابع انسانی و مدیریت دانش دو محرک ارزشمند و وابسته به هم هستند. یکی از راهبردهای ارتقای کیفیت منابع انسانی، ترویج اشتراک دانش بین کارکنان است. علاوه بر منابع انسانی، دانش نیز استراتژیک ترین منبع و مزیت رقابتی برای سازمان ها محسوب می شود و مدیریت دانش برای موفقیت یک گروه یا سازمان بسیار مهم و حیاتی تلقی می شود (یائو^۳ و همکاران، ۲۰۱۹). برای یک شرکت مهم است که دارایی های منابع انسانی ای داشته باشد که در مواجهه با رقابت شدید بین شرکت های که فناوری مهندسی برای ماشین های کارآمد را ارائه می کنند، بسیار رقابتی باشد. مشخص است که اشتراک دانش یکی از کلیدهای شرکت ها برای بقا در این رقابت است. اشتراک دانش سازمانی متشکل از داده ها و اطلاعاتی است که توسط افراد و کسب و کارها از طریق قوانین و مقررات شرکت مدیریت و ایجاد می شود (رامادیان^۴ و همکاران، ۲۰۲۰).

در پژوهشی فرآیندهای مدیریت دانش (کسب دانش، اشتراک دانش، ایجاد دانش و حفظ دانش) و رویکردهای مدیریت دانش (شبکه های اجتماعی، تدوین و شخصی سازی) بر رضایت شغلی و چگونگی افزایش کار کارکنان است مورد بررسی قرار گرفت. تجزیه و تحلیل نشان داد که فرآیندها و رویکردهای مدیریت دانش بر رضایت شغلی و عملکرد کاری تأثیر مثبت و معناداری دارد. رویکردهای اشتراک دانش، حفظ دانش، کدگذاری و شخصی سازی

¹ Serenko

² Gope

³ Yao

⁴ Ramadian

تأثیر بسزایی بر رضایت شغلی دارند و کسب دانش، ایجاد دانش و رویکرد شبکه اجتماعی تأثیر معناداری بر رضایت شغلی ندارند. آن ها توصیه نمودند که فعالیت های مدیریت دانش را در سازمان خود اجرا کنند تا عملکرد کارکنان دانش و رفاه کارکنان در محل کار را بهبود بخشند (الیوبی^۱ و همکاران، ۲۰۱۸).

باسکورو^۲، ویداجاجا و سودارمادجی (۲۰۲۰) به تحلیل رابطه رهبری تحول آفرین، پاداش و مدیریت دانش بر عملکرد کارکنان از طریق انگیزه کاری در شرکت های مشاوره مهندسی در منطقه پایتخت جاکارتا پرداختند. نتایج نشان داد رهبری تحول آفرین تأثیر معنی داری بر انگیزه کاری و عملکرد کارکنان داشت. پاداش تأثیر معنی داری بر عملکرد کارکنان از طریق انگیزه کاری داشت و در نهایت مدیریت دانش تأثیر قابل توجهی بر عملکرد کارکنان از طریق انگیزه کاری داشت.

کسب و کارهای موفق، برای ارتقای عملکرد کلی سازمان، نیازمند شیوه های مدیریت منابع انسانی با عملکرد بالا و ظرفیت مدیریت دانش مؤثر هستند. رشد سریع شرکت های محلی و چند ملیتی که در صنایع دانش بر فعالیت می کنند، رقابت جهانی در بازار کار و همچنین برای اقتصادهای در حال توسعه را افزایش داده است. بنابراین جذب سرمایه انسانی ارزشمند، حفظ استعدادها و مدیریت مؤثر دانش برای ارائه آخرین فناوری ها و راه حل ها و خدمات نوآورانه، بزرگ ترین چالش در صنعت مدرن فناوری اطلاعات است. طی مطالعه ای تأثیر شیوه های مدیریت منابع انسانی با عملکرد بالا بر ظرفیت مدیریت دانش از طریق تجزیه و تحلیل چهار شرکت فعال در بخش فناوری اطلاعات هند مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس مطالعات موجود در این زمینه، پنج شیوه مدیریت منابع انسانی با عملکرد بالایی کلیدی (یعنی استخدام و انتخاب، آموزش و توسعه، پاداش و جبران خدمات، حفظ کارکنان و توسعه شغلی) و همچنین دو فرآیند کلیدی حمایت کننده از ظرفیت مدیریت دانش (یعنی کسب دانش و اشتراک دانش) وجود دارد (گوپ^۳، ایلپا و پسینت، ۲۰۱۸).

عوامل متعددی بر تسهیم دانش تأثیر می گذارند، از جمله اجرای استراتژی جبران، تعهد عاطفی و قراردادهای روان شناختی. پژوهشی با هدف تحلیل تأثیر اجرای استراتژی جبران بر تسهیم دانش به صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق تعهد عاطفی و قراردادهای روان شناختی را انجام داد. بر اساس تجزیه و تحلیل و بحثی که در این تحقیق انجام شده است، نتیجه ای که می توان گرفت این است که اجرای استراتژی جبران تأثیر مثبت و ناچیز بر اشتراک دانش در دارد و اجرای استراتژی جبران خسارت تأثیر مثبت قابل توجهی بر تعهد عاطفی دارد. تعهد عاطفی تأثیر مثبت قابل توجهی بر اشتراک دانش دارد. تعهد عاطفی به طور کامل رابطه بین اجرای استراتژی جبران خسارت و به اشتراک گذاری دانش در را واسطه گری می کند. اجرای استراتژی جبران خسارت تأثیر مثبت قابل توجهی بر قرارداد روانی دارد. قرارداد روان شناختی تأثیر مثبت قابل توجهی بر اشتراک دانش دارد. قرارداد روان شناختی رابطه بین اجرای استراتژی جبران خسارت و اشتراک دانش در را به طور کامل واسطه گری می کند. (رامادیان و همکاران، ۲۰۲۰).

¹ Alyoubi

² Baskoro, Widjaja, and Sudarmadji

³ Gope, Elia and Passiante

نتایج تحقیقات انجام شده نشان می دهد که توانمندسازهای مدیریت دانش تأثیر قابل توجهی بر فرآیندهای مدیریت دانش دارند. نتایج همچنین نشان می دهد که فرآیندهای مدیریت دانش بر عملکرد سازمانی به طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق نوآوری و سرمایه فکری تأثیر می گذارد.

توسعه استراتژیک منابع انسانی بر مدیریت استراتژیک آموزش، کارراهه و فعالیتهای پرورش متخصصان و مدیران به منظور دستیابی به اهداف سازمان، استفاده بهینه از دانش و مهارتهای فردی کارکنان و تحقق یادگیری بلندمدت کارکنان در مورد استراتژیهای کسب و کار و شرکت تمرکز دارد (هایت^۱، ۲۰۱۱).

اگرچه اهمیت مدیریت دانش در سازمانها به طور فزایندهای شناخته شده، اما یک چارچوب واحدی وجود ندارد که بتواند سازمانها را در اجرای یک فرایند مدیریت دانش به روشی رسمی راهنمایی کند. هر چارچوب مدیریت دانش که توسط یک سازمان خاص اتخاذ شده باشد تنها در صورت متناسب بودن با آن سازمان می تواند موفقیت آمیز باشد در غیر این صورت باید توسط کاربران اصلاح گردد و توسعه یابد (پانچولی و پانچولی^۲، ۲۰۱۴، ۱۱۴)

جبران خدمت و پاداش کارکنان و مدیریت دانش

دانش و مدیریت دانش پایه اساسی هر سازمانی است که در اقتصاد مبتنی بر دانش فعالیت می کند. مسائل مربوط به عملکرد دانش به طور گسترده در سالهای گذشته از دیدگاه های مختلف مورد بحث قرار گرفته است: ایجاد، اکتساب، انتقال/به اشتراک گذاری، استفاده، از دست دادن، و غیره. لیکن، فرآیند دانش و ابتکارات مدیریت دانش اغلب با شکست مواجه می شوند. برای الهام بخشیدن به توسعه مداوم دانش، شرکت ها در حال توسعه برنامه های تشویقی مختلف هستند. معمولاً پاداشها به عنوان ابزاری برای تشویق گسترش دانش در بین سازمان ها عمل می کنند از آنجایی که دانش توسط انسان ایجاد، کسب، به اشتراک گذاشته و از دست می رود، افراد می توانند با ایجاد محیط مناسب و با تأثیرگذاری بر کارکنان به منظور دستیابی به معادله تعادل، آن را در درون سازمان مدیریت کنند. سیستم پاداش نشان دهنده انگیزه اصلی عملکرد کارکنان است. انتخاب مدلی که هم سهم کارمند در توسعه دانش را در نظر بگیرد و هم جبران مناسبی را برای چنین اقداماتی ایجاد کند بسیار دشوار است. (خازینوا^۳، ۲۰۲۲).

مارتچیو^۴ (۲۰۱۵) مدیریت جبران خدمات استراتژیک را این گونه تعریف می نماید که طراحی و اجرای سیستم جبران خدماتی که هم انگیزه نیروی انسانی و هم استراتژی کسب و کار را با هم تقویت نماید. مدیریت جبران خدمات استراتژیک نوعی رویکرد، در زمینه توسعه و اجرای بلندمدت استراتژیهای جبران خدمات بوده و در ضمن شامل رهنمودهایی است که این استراتژیها را از ابتدا پایه ریزی می کنند.

¹ Hite

² Pancholi&Pancholi

³ Khazieva

⁴ Martocchio

تحقیقات نشان می دهد که هر چهار فرآیند مدیریت دانش (ایجاد دانش، جذب و ذخیره سازی دانش، اشتراک دانش و کاربرد و استفاده از دانش) تأثیر مثبت و معناداری بر عملکرد عملیاتی، کیفیت و نوآوری بخش عمومی در امارات دارد (احبابی^۱، ۲۰۱۸).

مدیریت دانش به صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق اقدامات راهبردی منابع انسانی بر عملکرد سازمانی تأثیر دارد. ارزیابی عملکرد و جبران خدمت زمینه لازم جهت تقویت رفتار کارکنان و ترغیب آنها به همراهی با اهداف سازمان را فراهم می نماید (رجبی فرجاد و مطیعان نجار، ۱۳۹۷).

احد زاده و همکاران الگوی جبران خدمات کارکنان دولت و مقایسه تطبیقی آن در امور چهارگانه فعالیت دستگاه های اجرایی براساس قانون مدیریت خدمات کشوری شامل امور حاکمیتی، امور اجتماعی، فرهنگی و خدماتی، امور زیربنایی و امور اقتصادی را طراحی نمودند. نتایج بررسی های انجام شده نشان داد که جبران خدمات، ۶ بعد اصلی شامل: حق شاغل، حق شغل، فوق العاده خاص، پاداش عملکرد، جایزه و رفاه می باشد (احد زاده، ۱۴۰۰).

ایمانی و همکاران بر مبنای پارادایم تفسیری و مبتنی بر روش مدل سازی ساختاری تفسیری مدل نظام جبران خدمات کارکنان در راستای ارتقای سلامت نظام اداری را ارائه نمودند. یافته ها نشان داد نظام جبران خدمات کارکنان در صورتی به ارتقای سلامت اداری منجر خواهد شد که از هفت مولفه کنترل داخلی، رویه های عادلانه، پرداخت مبتنی بر عملکرد، رویه های قانونی، رویه های شفاف، رویه های مستند و پرداخت انگیزاننده برخوردار باشد. طبق یافته ها، چهار مولفه در ناحیه پیوندی قرار گرفته اند که عبارت اند از «کنترل های داخلی»، «رویه های مستند»، «رویه های شفاف» و «رویه های عادلانه». این مولفه ها پویا محسوب می شوند؛ بدان معنا که هر تغییری در آنها می تواند کل سیستم را تحت تاثیر قرار دهد. مولفه هایی که در ناحیه مستقل قرار گرفته اند، شامل دو مولفه «رویه های قانونی» و «پرداخت مبتنی بر عملکرد» می شود که قدرت نفوذ و هدایت زیاد این دو مولفه در مدل را نشان می دهد. همچنین مولفه «پرداخت انگیزاننده» در ناحیه وابستگی قرار گرفته است که از میزان وابستگی زیاد این مولفه به سایر مولفه ها حکایت می کند. لذا نظام جبران خدمات در راستای ارتقای سلامت نظام اداری، بایستی از رویه های شفاف و مستند برخوردار باشد و عدالت محوری را در اولویت قرار دهد. همچنین اثربخشی نظام جبران خدمت در راستای ارتقای سلامت اداری در گرو تبعیت رویه ها از قوانین و مقررات، استقرار کنترل های داخلی، پرداخت های انگیزاننده و مبتنی بر عملکرد است (ایمانی و همکاران، ۱۳۹۹).

فانی و دانایی فرد پس از بررسی وضع موجود جبران خدمات نسبت به آرایه یک مدل نظام جبران خدمات در سازمان های دانش بنیان فناوری محور اقدام نمودند. آن ها عنوان نمودند تمامی مولفه های شانزده گانه جبران خدمات که ذیل پنج بعد حقوق و دستمزد، مزایا، تعادل کار زندگی، عملکرد و شناخت و فرصت های مسیر شغلی و پیشرفت قرار دارند، پایین تر از حد متوسط ارزیابی شده اند و در نهایت پنج مضمون فراگیر تحت عنوان «عوامل مداخله گر درون سازمانی»، «عوامل مداخله گر برون سازمانی»، «جبران خدمات در سازمان دانشی»، «پیامدهای فردی» و «پیامدهای سازمانی» جهت طراحی مدل نظام جبران خدمات احصا شدند (فانی و دانایی فرد، ۱۳۹۹).

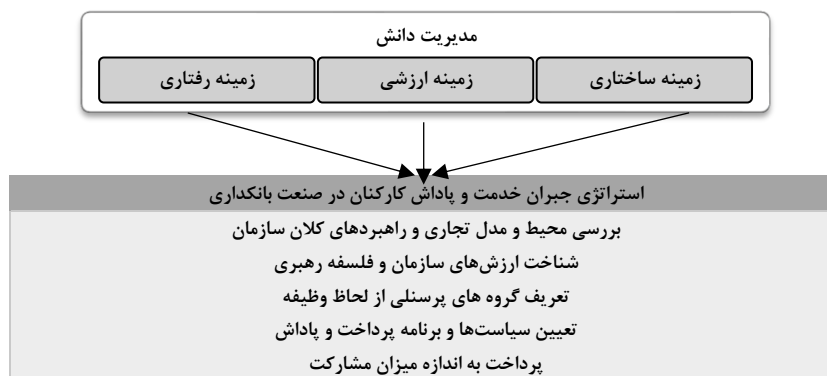
¹ Al Ahabbi

۳- مدل مفهومی پژوهش

این گونه به نظر می رسد که سازمان ها با بیشتر اهمیت دادن به دانایی خود نسبت به دیگر منابع و دارایی های سنتی، به اقتصاد دانش محور روی آورده اند. در این میان بانک ها که نقش بسیار مهمی در اقتصاد هر کشوری دارند توجه خاصی به مدیریت دانش نشان داده اند و برای پاسخگویی بهتر به تغییرات محیط کسب و کار، به ضرورت استفاده از تجربه و دارایی های معنوی خود پی برده اند. کاربرد مدیریت دانش در صنعت بانکداری با صنایع دیگر تفاوتی ندارد اما افزایش پیچیدگی محیط بانکی اجرای آن را دشوارتر می نماید (محمد اسماعیل ، ۱۴۰۰).

بانک ها با توجه به تغییرات شگرف در حوزه بانکداری و بروز تحولات دیجیتال نیازمند کارکنان دانش محور می باشند و می بایست استراتژی جبران خدمات و پاداش خود را در راستای چشم انداز و مأموریت خود به نوعی تنظیم نمایند تا کارکنان آن ها بتوانند پاسخگوی نیازهای متغیر محیطی و درون سازمانی باشند.

پس از مطالعه مدل های استراتژی جبران خدمت و پاداش و مدیریت دانش و با توجه به موارد ذکر شده مدل مفهومی پژوهش به شرح شکل یک در نظر گرفته شد .



شکل ۱- مدل مفهومی پژوهش

منبع: یافته های پژوهشگر

۴- روش شناسی

متغیرهای پژوهش

پرسش اصلی پژوهش این است که در طراحی الگوی استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان در صنعت بانکداری در بخش دولتی می بایست به کدام مؤلفه ها و شاخص ها پرداخت؟

به عبارتی در این مطالعه، پژوهشگر به دنبال شناسایی و تبیین مؤلفه ها و شاخص های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش می باشد. براین اساس متغیرهای پژوهش شامل استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان

و مدیریت دانش می باشد که متغیر مدیریت دانش براساس پرسشنامه استاندارد الگوی ارزیابی مدیریت دانش راجان مورد بررسی قرار می گیرد.

جامعه آماری پژوهش

جامعه آماری تحقیق شامل خبرگان فعال در حوزه منابع انسانی و مدیران ارشد و میانی حوزه های منابع انسانی ، آموزش و طرح و برنامه بانک ملت می باشد. از روش نمونه گیری گلوله برفی برای تعیین تعداد خبرگان استفاده شد. بدین صورت که در ابتدا ۸ نفر به عنوان خبرگان اولیه (خبرگان شناخته شده و معروف در امرحوزه نیروی انسانی) مشخص شدند.

شاخص انتخاب این افراد الف) داشتن سابقه علمی و پژوهشی، ب) سابقه اجرایی ج) دارای تجربه کاری بالای ۱۵ سال، د) داشتن فعالیت در زمینه حوزه های منابع انسانی (مخصوصاً حوزه استراتژی های منابع انسانی و طرح و برنامه) بوده است و در طول مصاحبه، افراد جدیدی از طریق خبرگان فوق معرفی و شناسایی شدند که در مجموع ۱۵ نفر به عنوان خبرگان تحقیق حاضر مشخص شدند.

روش تحقیق

از نظر هدف و جهت گیری پژوهش تحقیق حاضر از نوع بنیادی و کاربردی است. در ابتدا ، با استفاده از منابع اطلاعاتی مختلف شامل ادبیات نظری موضوع ، مقالات مرتبط و با اتکاء به مدل های مدیریت منابع انسانی و مدیریت دانش ، مؤلفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان و مدیریت دانش استخراج گردید. در بخش بعد از طریق روش دلفی ، مصاحبه با ۱۵ نفر از خبرگان مدیریت منابع انسانی در بانک ملت و با استفاده از پرسشنامه نیمه ساختار یافته مؤلفه ها و شاخص های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش تعیین گردید. در بخش کمی، پس از طراحی پرسشنامه مقایسات زوجی ، نظرات خبرگان منابع انسانی جمع آوری و با استفاده از نرم افزار Expert Choice مؤلفه ها و شاخص ها وزن دهی و رتبه بندی شدند.

۵- یافته های پژوهش

بنابراین برای پاسخ به سوال تحقیق ، ابتدا مؤلفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان در صنعت بانکداری و مؤلفه های مدیریت دانش براساس الگوی ارزیابی راجان در سه دور دلفی استخراج و سپس مؤلفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری با شاخص های مربوطه استخراج گردید. برای شروع دور اول پرسشنامه ها و همچنین در بقیه مراحل (دور دوم و سوم) پرسشنامه ها به طور مستقیم در بین خبرگان توزیع شده است. طبق جدول ۱ میزان پاسخگویی پاسخ دهندگان (۱۵ نفر خبره) با میانگین بالای ۹۵٪ بوده است.

جدول ۱- میزان پاسخ دهی خبرگان

گروه	خبرگان	میزان پاسخ دهی
دور اول	۱۴	٪۹۵
دور دوم	۱۵	٪۱۰۰
دور سوم	۱۵	٪۱۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

استراتژی جبران خدمت و پاداش

پرسشنامه دور اول دلفی با توجه به ابعاد و شاخص های ذکر شده طراحی گردید و همانطور که اشاره شد این پرسشنامه در مدل اولیه ۵ مولفه برای استراتژی جبران خدمت و پاداش طراحی گردید. علاوه بر این در پرسشنامه طراحی شده دور اول از خبرگان خواسته شده بود که مولفه های دیگری که از دیدگاه آن ها در خصوص طراحی الگوی استراتژی جبران خدمت و پاداش وجود دارند ذکر نمایند. در مجموع ۱۵ پرسشنامه برای پاسخگویان ارسال و برای تحلیل گردآوری گردید. برای این حالت در تجزیه و تحلیل داده ها از میانگین نظرات استفاده شد. بعد از آن، تابع مثلثاتی مربوط به هر عامل تاثیر گذار را از پرسشنامه کارشناس و بر اساس فرمول های زیر به دست آورده شده است:

$$\begin{aligned}\tilde{A} &= (L_A, M_A, U_A) \\ L_A &= \min (X_{Ai}), 1 = 1, 2, 3, \dots, n \\ M_A &= (X_{A1} * X_{A2} * \dots * X_{An})^{1/n} \\ U_A &= \max (X_{Ai}), i=1, 2, 3, \dots, n\end{aligned}$$

بر اساس این تابع مثلثاتی، $\tilde{A}$ مقدار اهمیت عامل تاثیر گذار U_A, M_A, L_A, A به ترتیب حد پایینی، میانگین هندسی و حد بالایی مقادیر گروه تصمیم گیری برای عامل تاثیر گذار A هستند، X_{Ai} مقدار تصمیم گیرنده i ام برای عامل تاثیر گذار A است.

اگر میانگین های هندسی تابع مثلثاتی برای هر عامل تاثیر گذار، تابع عضویت M_A را تشکیل دهد، نشان دهنده درک مشترک گروه تصمیم گیری برای این عامل است.

برای غربال کردن عوامل نامناسب، مقدار آستانه S^1 انتخاب شده و بر طبق روابط زیر ایجاد می شود:

$$(1) M_A \geq S: \text{عامل تاثیر گذار } A \text{ پذیرفته می شود.}$$

$$(2) M_A < S: \text{عامل تاثیر گذار } A \text{ حذف می شود.}$$

البته باید در نظر گرفت که مقدار آستانه با استنباط ذهنی تصمیم گیرنده معین می شود و مستقیماً بر روی تعداد عواملی که غربال می شوند، تاثیر خواهد گذاشت (هیچ راه ساده یا قانون کلی برای تعیین مقدار آستانه وجود ندارد). در این پژوهش، بر طبق نظر چن و وانگ (۲۰۱۰)، عدد ۳ را به عنوان مقدار S در نظر گرفته شده است که بر طبق آن عواملی که دارای میانگین هندسی پایین تر از ۳ هستند، حذف خواهند شد. نتایج میانگین هندسی در جدول ۲ آورده شده است.

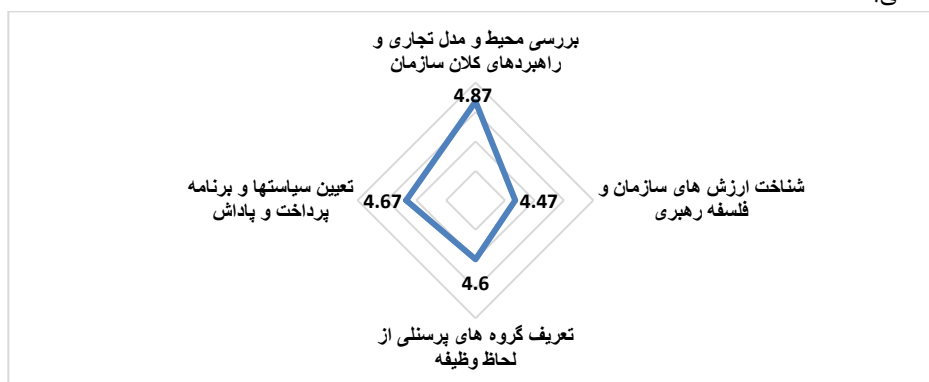
جدول ۲- نتایج حاصل از تحلیل پرسشنامه دور اول دلفی استراتژی جبران خدمت و پاداش نیروی انسانی

مؤلفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش نیروی انسانی مبتنی بر دانش	میانگین	تائید / رد
بررسی محیط و مدل تجاری و راهبردهای کلان سازمان	۳.۵۷	تائید
شناخت ارزش های سازمان و فلسفه رهبری	۴.۳۶	تائید
تعریف گروه های پرسنلی از لحاظ وظیفه	۴.۰۷	تائید
تعیین سیاستها و برنامه پرداخت و پاداش	۴.۷۱	تائید
پرداخت به اندازه میزان مشارکت	۲.۷۱	رد

منبع: یافته های پژوهشگر

پرسشنامه دور دوم دلفی با توجه به نتایج به دست آمده از پرسشنامه دور اول طراحی گردید با توجه به قواعد بیان شده دلفی، شاخص های ارزیابی شده در نهایت مشخص گردید که از ۵ مؤلفه ارائه شده در دور اول چهار مؤلفه میانگین لازم را برای حضور دور دوم دلفی به دست آوردند. و شاخص پرداخت به اندازه میزان مشارکت حذف شد. در دور دوم دلفی نیز برای تحلیل داده ها از روش های آمار توصیفی استفاده گردید و چهار شاخص ارائه شده مورد تائید قرار گرفتند. در دور سوم دلفی باهدف دریافت نظرات خبرگان بر مبنای تحلیل پرسشنامه دور دوم، پرسشنامه توزیع و از ۱۵ پرسشنامه، ۱۵ پرسشنامه دریافت گردید. در این مرحله نیز با توجه به اینکه هیچگونه شاخص جدیدی از سوی خبرگان اضافه نشد و همانطور که گفته شد اگر خبرگان به عاملی امتیاز ۳ و بیشتر داده باشند اجماع حاصل شده است. با توجه به پاسخ های خبرگان به شاخص ها همه شاخص ها به میزان بالایی مورد اجماع خبرگان قرار گرفت.

براین اساس ۴ مؤلفه کلیدی استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری مطابق نمودار یک می باشند.



نمودار ۱- استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری

منبع: یافته های پژوهشگر

مدیریت دانش

براساس الگوی ارزیابی مدیریت دانش راجان، پرسشنامه مربوطه با ۳۸ گویه تنظیم و به خبرگان ارائه شد که در سه مرحله دلفی، مدیریت دانش با سه مؤلفه کلیدی ۱- ساختاری ۲- ارزشی و ۳- رفتاری و ۳۸ شاخص مورد تأیید خبرگان قرار گرفت.

استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری:

در گام بعد با توجه به مؤلفه های استراتژی جبران خدمت و پاداش و مدیریت دانش در صنعت بانکداری، پرسشنامه نهایی تنظیم گردید و در میان خبرگان توزیع گردید و اگر خبرگان به عاملی عاملی امتیاز ۳ و بیشتر داده باشند مؤلفه مزبور مورد اجماع قرار گرفته است.

در این مرحله پس از شناسایی مؤلفه ها، با استفاده از روش AHP و نرم افزار Expert Choice نسبت به وزن دهی و رتبه بندی مؤلفه ها اقدام شد.

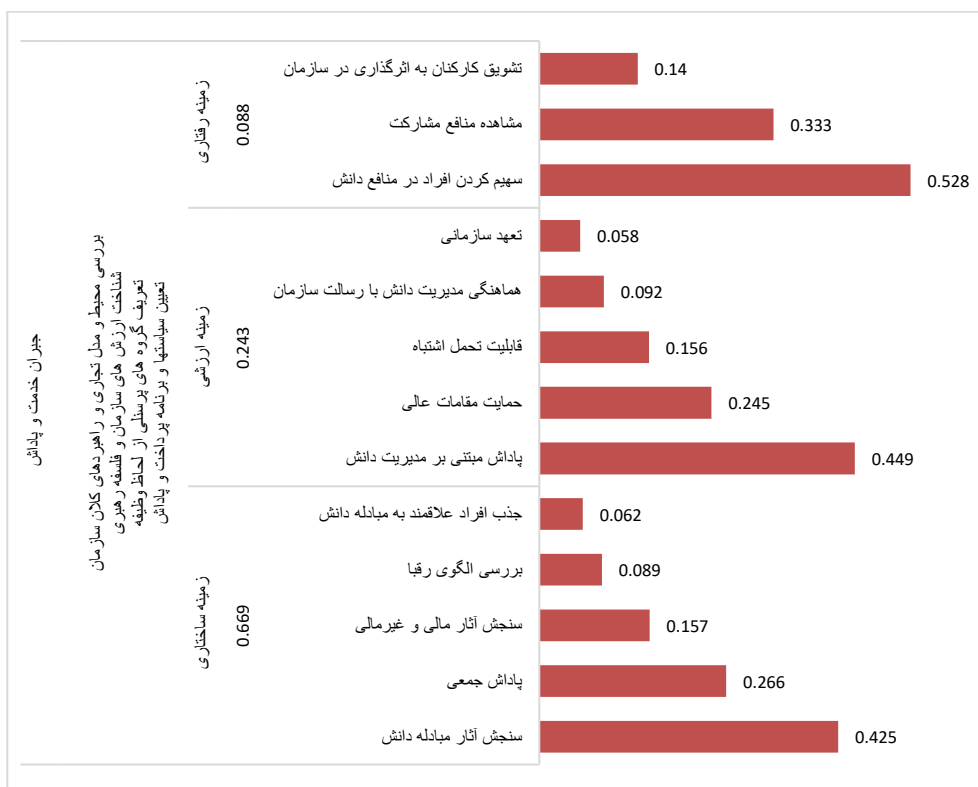
با توجه به نتایج حاصل از تحلیل یافته ها، مؤلفه ها و شاخص های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری در بخش دولتی به شرح جدول شماره ۳ می باشد.

جدول ۳- مؤلفه ها و شاخص های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری

استراتژی	مؤلفه	وزن مؤلفه	شاخص	رتبه	وزن شاخص
جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش بررسی محیط و مدل تجاری و راهبردهای کلان سازمان	زمینه ساختاری	۰.۶۶۹	سنجش آثار مبادله دانش	۱	۰.۴۲۵
			پاداش جمعی	۲	۰.۲۶۶
			سنجش آثار مالی و غیرمالی	۳	۰.۱۵۷
			بررسی الگوی رقبا	۴	۰.۰۸۹
			جذب افراد علاقمند به مبادله دانش	۵	۰.۰۶۲
شناخت ارزش های سازمان و فلسفه رهبری تعریف گروه های پرسنلی از لحاظ وظیفه	زمینه ارزشی	۰.۲۴۳	پاداش مبتنی بر مدیریت دانش	۱	۰.۴۴۹
			حمایت مقامات عالی	۲	۰.۲۴۵
			قابلیت تحمل اشتباه	۳	۰.۱۵۶
			هماهنگی مدیریت دانش با رسالت سازمان	۴	۰.۰۹۲
			تعهد سازمانی	۵	۰.۰۵۸
تعیین سیاستها و برنامه پرداخت و پاداش	زمینه رفتاری	۰.۰۸۸	سهیم کردن افراد در منافع دانش	۱	۰.۵۲۸
			مشاهده منافع مشارکت	۲	۰.۳۳۳
			تشویق کارکنان به اثرگذاری در سازمان	۳	۰.۱۴

منبع: یافته های پژوهشگر

براین اساس، نتایج حاصله را می توان به شرح نمودار شماره ۲ مشاهده نمود.



نمودار ۲- الگوی استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری در بخش دولتی
منبع: یافته های پژوهشگر

۶- نتیجه گیری و بحث

هدف این مقاله شناسایی و تبیین مؤلفه ها و شاخص های استراتژی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری بوده است. در مدل ها و رویکردهای نوین علم مدیریت و توسعه، صاحب نظران و پژوهشگران، پیدا کردن حوزه ای که در آن مدیریت دانش و مدیریت منابع انسانی با هم اشتراک ندارند، بسیار مشکل است. برای انجام پژوهش با توجه به ماهیت و هدف پژوهش از رویکرد کیفی بهره گرفته شد و پدیده محوری مورد مطالعه "ابعاد، مؤلفه ها و شاخص های" استراتژی های جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش بود. برای انجام مصاحبه ها، از جامعه آماری خبرگان فعال در حوزه منابع انسانی و مدیران ارشد و میانی حوزه های منابع

انسانی، آموزش و طرح و برنامه بانک ملت ۱۵ نفر به شیوه نمونه گیری گلوله برفی انتخاب و با روش مصاحبه و مطالعات کتابخانه ای داده ها و اطلاعات مورد نیاز گردآوری شد.

یافته های پژوهش حکایت از این دارد برای طراحی الگوی جبران خدمت و پاداش مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری باید ۴ مؤلفه کلیدی با ۵ شاخص در زمینه ساختاری، ۵ شاخص در زمینه ارزشی و ۳ شاخص در زمینه رفتاری را به کار گرفت.

نظام جبران خدمت و پاداش کارکنان در بانک ها می بایست با سایر استراتژی های نظام مدیریت منابع انسانی همسو و هماهنگ باشد و بانک ها در حوزه منابع انسانی به صورت جزیره ای عمل ننمایند.

در این بین شاخص های ساختاری دارای اهمیت بیشتری در تدوین الگوی طراحی شده می باشند. با توجه به بررسی های انجام شده پیشنهاد می گردد در فرآیند تدوین استراتژی جبران خدمت و پاداش کارکنان مبتنی بر دانش در صنعت بانکداری در بخش دولتی شامل بررسی محیط و مدل تجاری و راهبردهای کلان سازمان، شناخت ارزش های سازمان و فلسفه رهبری، تعریف گروه های پرسنلی از لحاظ وظیفه و تعیین سیاست ها و برنامه پرداخت و پاداش، شاخص های پاداش جمعی، سنجش آثار مالی و غیرمالی، بررسی الگوی رقبا، جذب افراد علاقمند به مبادله دانش، پاداش مبتنی بر مدیریت دانش، حمایت مقامات عالی، قابلیت تحمل اشتباه، هماهنگی مدیریت دانش با رسالت سازمان، تعهد سازمانی، سهمیم کردن افراد در منافع دانش، مشاهده منافع مشارکت و تشویق کارکنان به اثرگذاری در سازمان در نظر گرفته گرفته شود.

فهرست منابع

- آیباغی اصفهانی، س.، و غفوریان شاگردی، ا.، و ابراهیمی، ا. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر سیستم جبران خدمات مبتنی بر عملکرد و بازاریابی داخلی بر انعطاف پذیری منابع انسانی در هتل ها. گردشگری و توسعه، ۸(۲)، ۱۶۹-۱۸۶.
<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=559185>
- احدزاده، سجاد، دانشفرد، کرم اله، معمارزاده طهران، غلامرضا. (۱۴۰۰). طراحی الگوی جبران خدمات کارکنان دولت و مقایسه تطبیقی آن در انواع سازمان های دولتی. پژوهش های مدیریت منابع انسانی، ۱۳(۳)، ۱۱۵-۱۶۷.
- احمدی، یوسف و جلالیان، غلامرضا. (۱۳۹۸). بررسی نظام جبران خدمات در آموزش و پرورش، پنجمین کنفرانس بین المللی پژوهش های مدیریت و علوم انسانی در ایران، تهران، <https://civilica.com/doc/956712>
- اسدی، ناهید، جهانگیر فرد، مجید، اسماعیل زاده، علی و شاکر طاهری، سید حسین. (۱۳۹۹). ارائه الگویی برای ترکیب بهینه ریسک منابع انسانی در بانک های دولتی ایران. اقتصاد مالی، ۱۴(۵۰)، ۲۱۳-۲۳۵.
- الوانی، سیدمهدی (۱۳۸۲)، خط مشی دانش آفرین، ضرورت بقا در سازمان های امروز، مجلس و راهبرد زمستان - شماره ۴۱، صص ۱۵-۴۰.
- انصاری، محمداسماعیل، شیروانی، علیرضا، شیروانی، علیرضا، حکمی شلمزاری، بهنام. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر جنبه های درونی استراتژی های جبران خدمات بر توسعه ابعاد نوآوری. تحقیقات بازاریابی نوین، ۴(۳)، ۱-۲۴.

انواری رستمی، علی اصغر، احمدیان، وحید، میرزاده، سید اصغر. (۱۳۹۲). سرمایه فکری، ثروت سهامداران و عملکرد مالی شرکت های بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۵(۲۰)، صص ۱۱۶ - ۸۳. بذرافشان، ر.، و دعایی، ح.، و حدادی، ا.، و کیخا، ع.، و کشته گر، ع. (۱۳۹۹). طراحی الگوی جبران خدمات و پاداش کارکنان و مدیران در بخش دولتی با تاکید بر اسناد بالادستی و چشم انداز ۱۴۰۴. دانش حسابرسی، ۲۰(۷۹)، ۲۹۴-۲۵۹.

<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=582001>

ایمانی، ح.، و آذر، ع.، و قلی پور، آ.، و پورعزت، ع. (۱۳۹۹). ارائه مدل تفسیری ساختاری نظام جبران خدمات کارکنان بخش دولتی در راستای ارتقای سلامت اداری. مدیریت دولتی، ۱۲(۳)، ۴۲۷-۴۶۰.

<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=586153>

جعفری نیا، س.، و حسن پور، ا.، و وکیلی، ی.، و کیوانفر، ج. (۱۳۹۹). ارائه الگوی جبران خدمات استراتژیک مدیران ارشد سازمان تامین اجتماعی رویکرد تحلیل تم. مدیریت سازمان های دولتی، ۸(۴) (پیاپی ۳۲)، ۱۰۵-۱۲۴. جهانگیر فرد، مجید (۱۳۹۵). برنامه ریزی و راهبردهای منابع انسانی، تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، سازمان چاپ و انتشارات، فیروزکوه.

حمیدی زاده، ع.، و باباشاهی، ج.، و کنف چیان، م. (۱۳۹۸). تاثیر جبران خدمات انگیزه محور بر عملکرد مدیریتی. مطالعات مدیریت بهبود و تحول، ۲۸(۹۴)، ۱۳۷-۱۵۸.

<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=588713>

دژپسند، فرهاد، امینی، علیرضا، احمدی کبیر، مهدی. (۱۳۹۸). تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل: مطالعه موردی بانکهای منتخب تخصصی و تجاری دولتی و خصوصی ایران. اقتصاد مالی، ۱۳(۴۹)، ۱۵۳-۱۸۲.

سبک رو، مهدی و موسوی، سارا و طباطبایی نسب، سیدمحمد. (۱۳۹۵). تاثیر نظام جبران خدمات بر نگهداشت کارکنان دانش محور، اولین همایش ملی آینده پژوهی، علوم انسانی و امنیت اجتماعی، خرم

آباد، <https://civilica.com/doc/668012>

دهقاقی اصلی، علیرضا، قویدل، صالح، بهرامی زنوز، پریم. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور. اقتصاد مالی، ۲(۴)، ۶۶-۹۴.

رجبی فرجاد، حاجیه، مطیعیان نجار، مجید. (۱۳۹۷). تاثیر مدیریت دانش بر عملکرد سازمانی با ملاحظه نقش میانجی اقدامات راهبردی مدیریت منابع انسانی. پژوهش‌های مدیریت منابع انسانی، ۱۰(۳)، ۱۹۱-۲۱۴.

سرخوندی، سحر، زینی وند، راحله، فیض جوادیان، سیدحامد. (۱۳۹۷). تأثیر مدیریت دانش بر عملکرد بانک های خصوصی با میانجی گری کیفیت خدمات (مورد مطالعه: بانک های خصوصی شهر کرمانشاه)، نشریه رشد فناوری

، ۱۴، شماره: ۵۶، ۴۸-۴۱. doi:10.7508/jstpi.2018.04.006.

عباسی، فاطمه و باباجانی محمدی، سعیده، ۱۳۹۸، بررسی نظریه های جبران خدمات و تأثیر جبران خدمات بر عملکرد فردی، دومین همایش ملی مدیریت دانش و کسب و کارهای الکترونیکی با رویکرد اقتصاد

مقاومتی، مشهد، <https://civilica.com/doc/1128344>.

- علی پورمادرسرا، م. و الوانی، س. و معمارزاده طهران، غ. و البرزی، م. (۱۳۹۸). بررسی و شناسایی مولفه های جبران خدمات نیروی انتظامی بر اساس مدل دستاورد کل. پژوهش های مدیریت عمومی، ۱۲(۴۵)، ۳۰-۵.
<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=542631>
- فانی، ع. و دانایی فرد، ح. و کاوسی، س. و نیروی، ش. (۱۳۹۹). طراحی مدل نظام جبران خدمات کارکنان دانشی در سازمان های دانش بنیان فناوری محور. پژوهش های مدیریت منابع انسانی، ۱۲(۴) (پیاپی ۴۲)، ۱۶۱-۱۹۵.
<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=554715>
- قربان نژاد، و. و علی زاده، م. و بجانی، ح. (۱۳۹۸). آسیب شناسی نظام جبران خدمات در ناجا (مورد مطالعه: معاونت نیروی انسانی ناجا). منابع انسانی ناجا، ۱۳(۵۶)، ۹-۳۸.
<https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=527540>
- قربانی اورنجی، سمیه، نظریوری، امیر هوشنگ، وحدتی، حجت، اسماعیلی، محمود رضا. (۱۴۰۰). شناسایی و اولویت بندی مؤلفه های جبران خدمات بر بهره‌وری اعضای هیأت علمی دانشگاه های جامع دولتی با استفاده از روش دلفی فازی. مدیریت بهره‌وری، ۱۵(۵۶) (بهار)، ۱۳۷-۱۶۲.
doi: 10.30495/qjopm.2020.1871974.2521
- قلی پور، آرین (۱۳۹۶). مدیریت منابع انسانی (مفاهیم، تئوری ها و کاربردها)، تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه ها (سمت).
- قلی پور، مجید، رحمتی، یلدا، شاهرویدی، کامبیز. (۱۴۰۰). برازش مدل بومی بازارگرایی در صنعت بانکداری ایران
Title of fitting and testing the native model of market orientation in the Iranian banking industry
مالی، ۱۵(۵۵)، ۲۴۷-۲۶۸.
- محمد اسماعیل، صدیقه، & حمیدی، فاطمه. (۱۴۰۰). مدل جریان دانش در صنعت بانکداری. فصلنامه مدیریت دانش سازمانی، ۱۲۳-۱۵۳(۱)، ۴.
- مومیوند، بهزاد، غلامی جمکرانی، رضا، ملکی، محمد حسن، & جهانگیر نیا، حسین. (۱۴۰۱). ارائه چارچوبی برای شناسایی پیشران های موثر روی آینده صنعت بانکداری با تاکید بر نقش فناوری مالی. اقتصاد مالی، ۱۶(۶۱)، ۱۷۵-۱۹۴.
doi: 10.30495/fed.2023.698848
- موسوی زاده جزائری، فائزه، شکیبازاد، محمد. (۱۳۹۸). شناسایی و رتبه بندی عوامل کلیدی موفقیت برای اجرای مدیریت دانش در شرکت های آب و فاضلاب شهری با استفاده از تکنیک ISM-DEMATEL. چشم انداز مدیریت دولتی، ۱۰(۱)، ۱۱۵-۱۴۰.
doi: 10.52547/jpap.2019.96435
- میراحمدی، فرشته، سیروس، تدبیری، افشارنژاد، علیرضا، مجیدی، مریم. (۱۳۹۹). طراحی مدل ارزش آفرینی منابع انسانی برای مشتریان در صنعت بانکداری. پژوهش های مدیریت منابع انسانی، ۱۲(۳)، ۷۵-۱۰۳.
- Al Ahbabi, S. A., Singh, S. K., Balasubramanian, S., & Gaur, S. S. (2018). Employee perception of impact of knowledge management processes on public sector performance. Journal of knowledge management.
- Alyoubi, B., Hoque, M. R., Alharbi, I., Alyoubi, A., & Almazmomi, N. (2018). Impact of knowledge management on employee work performance: evidence from Saudi Arabia. The International Technology Management Review, 7(1), 13-24.

- Armstrong, M., & Taylor, S. (۲۰۱۴). *Armstrong's Handbook of Human Resource Management Practice*. London: Ashford Colour press Ltd.
- Baskoro, B.D., Widjaja, B.T. and Sudarmadji (2020), "The nexus of transformational leadership, compensation and knowledge management towards employee performance: mediation role of work motivation", *Management and entrepreneurship: trends of development*, 1(15), pp. 41-64. Available at DOI: <https://doi.org/10.26661/2522-1566/2021-1/15-03>.
- Del Gaudio BL, Porzio C, Sampagnaro G, Verdoliva V. (2021). How do mobile, internet and ICT diffusion affect the banking industry? An empirical analysis. *European Management Journal*; 39(3): 327-332.
doi : 10.1016/j.emj.2020.07.003
- Gope, S., Elia, G. and Passiante, G. (2018), "The effect of HRM practices on knowledge management capacity: a comparative study in Indian IT industry", *Journal of Knowledge Management*, Vol. 22 No. 3, pp. 649-677.
<https://doi.org/10.1108/JKM-10-2017-0453>
- Hite, L. M., & McDonald, K. S. (2011). Career aspirations of nonmanagerial women: Adjustment and adaptation. *Journal of Career Development*, 29 (4), 221-235. doi:10.1023/A:1022932511826
- Khazieva, n., & cagánová, d. Contribution assessment and staff compensation as a way to manage knowledge. In international doctoral seminar 2022 (p. 120).
- Martocchio, Joseph J., 2015; *Strategic Compensation: A human resource management approach*, s.l.: Person Education India.
- Mustika, H., Eliyana, A., Agustina, T. S., & Ratnasari, R.T. (2020). Knowledge sharing behavior between selfleadership and innovative behavior. *Journal of Security and Sustainability Issues*, 9(May), 148–157.
- Pancholi, N., Pancholi, A. (2014). Designing a Conceptual Framework of Knowledge Management Process in Banks. *IOSR Journal of Business and Management*, 16(7), pp114- 126.
- Serenko, A. and Bontis, N. (2021), "Global ranking of knowledge management and intellectual capital academic journals: a 2021 update", *Journal of Knowledge Management*, 126-145, doi: 10.1108/JKM-11-2020-0814.
- Silaban, N., & Syah, T. Y. R. (2018). The Influence of Compensation and Organizational Commitment on Employees' Turnover Intention. 20(3),
<https://doi.org/10.9790/487X-2003010106>
- Ramadian, A., Eliyana, A., Hamidah, A. D. B., & Rakawuri, R. (2020). The effect of compensation strategy implementation on knowledge sharing through affective commitment and psychological contracts. *Systematic Reviews in Pharmacy*, 11(9), 699-712.
- Stewart, G. L., & Brown, K. G. (2011). *Human resource management: linking strategy to practice*. John Wiley & Sons. Translated by Seyyed Mohammad Arabi and Fayyazi, Marjan (2021) Tehran: Publication of Mehkameh, Ninth Edition [in Persian]
- Yao, X., Huang, R., & Song, M. (2019). How to reduce carbon emissions of small and medium enterprises (SMEs) by knowledge sharing in China. *Production Planning and Control*, 30(10–12), 881–892 .

Identifying the components of compensation strategy and rewarding employees in the field of knowledge management in the banking industry (case study: Bank Mellat)

Fereshteh Eftekharnajad¹
majid jahangirfard²
Ali Mehdizadeh Ashrafi³
Torag Mogibi⁴

Received: 10/ January/2025 Accepted: 02/ March /2025

Abstract

In recent years, the category of designing compensation model for managers and employees of organizations is one of the sensitive, complex and challenging issues in the field of human resources management in the banking industry. Bank managers can use the appropriate design of service compensation and employee reward system with emphasis on knowledge management components. In the current research, the components of the subject were extracted using the theoretical literature, and in the next part, through the Delphi method and interviews with 15 human resource management experts at Mellat Bank, using a semi-structured questionnaire, the components and indicators of the compensation strategy and The reward based on knowledge was determined. Then the components and indicators were ranked. The findings of the research indicate that in order to design a compensation model based on knowledge in the banking industry, 5 key components with 5 indicators in the structural field, 5 indicators in the value field and 3 indicators in the behavioral field should be used.

Keywords: Banking, Employee compensation, Reward, Knowledge management, Innovation.

JEL Classification: G11

¹ Management Department, Firuzkooh Branch, Islamic Azad University, Firuzkooh, Iran
eftekhar.hrm@gmail.com,

² Management Department, Firuzkooh Branch, Islamic Azad University, Firuzkooh, Iran (Corresponding author)
dr.jahangirfard@gmail.com

³ Management Department, Firuzkooh Branch, Islamic Azad University, Firuzkooh, Iran,
mehdizadeh297@yahoo.com

⁴ Management Department, Firuzkooh Branch, Islamic Azad University, Firuzkooh, Iran toragmogibi@yahoo.com

Ecj@iauctb.ac.ir



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



بررسی تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید و توسعه سهام شرکت‌های فعال در بازار بورس

فاطمه حسینخانی^۱

یدالله رجائی^۲

نعمت فلیحی^۳

محمد دالمن پور^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۲

چکیده

روش‌های تأمین مالی برای تداوم فعالیت و اجرای پروژه‌های سودآور در فرآیند رشد شرکت‌ها بسیار مؤثرند و موجب ادامه حیات شرکت‌ها در دنیای رقابتی امروز می‌شوند. لذا؛ هدف اصلی این پژوهش تعیین تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید و توسعه سهام بود. با توجه به هدف اصلی پژوهش، جهت‌گیری این تحقیق کاربردی می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ است که با استفاده از روش غیر تصادفی و بر حسب دسترس بودن اطلاعات شامل ۱۲۰ شرکت تعیین شد و با استفاده از نرم‌افزار Eviews10 مورد برازش قرار گرفت. در بخش اول با استفاده از آمار توصیفی و با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا فرضیه‌های پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. همه متغیرهای تحقیق در سطح I_0 ایستا و رابطه بلند بین متغیرهای تعداد خرید سهام، خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی، خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت، خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی، اندازه شرکت، سودآوری شرکت و نقدینگی شرکت وجود دارد، در ادامه با استفاده از آزمون چاو هاسمن مشخص شد مدل‌های تحقیق برخی از نوع ترکیبی با اثرات ثابت و برخی از نوع اثرات تصادفی است. در ادامه فرضیه‌های تحقیق مورد بررسی قرار گرفت نتایج بدست آمده بیانگر این است؛ تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید و توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. یافته‌های تحقیق نیز بیانگر این می‌باشد، شرکت‌ها می‌توانند منابع مالی موردنیاز خود را از داخل (برای نمونه، از محل سود انباشته)، یا خارج از شرکت (از طریق انتشار سهام یا اوراق قرضه، استقراض از نظام بانکی) تأمین کنند.

کلید واژه: تأمین مالی، انتشار سهام، اوراق قرضه، استقراض.

طبقه بندی JEL: O31، J11، G320، G120

۱ گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران fatemehosseini_64@yahoo.com

۲ گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران (نویسنده مسئول) dr.yadollah.rajaei@gmail.com

۳ گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران. nfalihi@gmail.com

۴ گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران m.dalmanpor@gmail.com

۱- مقدمه

در هزاره سوم، نقش و اهمیت نظام مالی و بازار پول و سرمایه، به عنوان ابزار رشد و توسعه اقتصادی کشورها کاملاً مشهود است؛ به طوری که توسعه اقتصادی پایدار بدون رشد و توسعه بازارهای مالی، عملاً امکان پذیر نیست. در این خصوص، نهادهای نظام مالی، وظایف مهمی را در اقتصاد به عهده دارند که شامل تجهیز سپرده‌ها، واسطه‌گری و تسهیل جریان‌ات پرداخت، تخصیص اعتبارات و ... است (قاسمی، ۱۳۹۵).

سرمایه‌گذاری یک امر ضروری و حیاتی در جهت رشد و توسعه اقتصادی هر کشور است. برای اینکه وجوه لازم جهت سرمایه‌گذاری فراهم آید، باید یک سری منابع برای تأمین سرمایه وجود داشته باشد. اصلی ترین منبع برای تأمین سرمایه، پس انداز مردم یک جامعه است. بنابراین باید یک مکانیزم قوی وجود داشته باشد که این پس اندازها را به سوی بخش های تولیدی سوق دهد. در اینجا است که چگونگی تبدیل پس اندازها به سرمایه مطرح می گردد و این وظیفه بر عهده بازارهای پولی و مالی است. بورس اوراق بهادار به عنوان بخشی از بازار مالی سعی می کند پس اندازهای سرگردان را به سمت تولید سوق دهد (داودی و همکاران، ۱۴۰۱). بازار سرمایه به عنوان یکی از مهم ترین بازارها در اقتصاد هر کشور، بازاری است که در آن وجوه اندک و پس انداز مردم در راستای اجرای طرح های بزرگ سرمایه گذاری به کار گرفته میشود. یکی از عوامل مهم در توسعه اقتصادی یک کشور، رونق بازار سرمایه به سبب نقش اساسی در گردآوری منابع موجود در اقتصاد ملی و هدایت آن به سمت فعالیت های اقتصادی بلندمدت میباشد. (محقق نیا و همکاران، ۱۴۰۱) آلن و گیل^۱ (۲۰۰۰) در مطالعه خود مشخص کردند، سیستم های مالی در کشورهای مختلف، متفاوت است. در بازارهای بانک مرکزی مانند آلمان، تأمین مالی سرمایه گذاری های شرکت ها عمدتاً به بازارهای سرمایه عمومی وابسته نیست. ویژگی کلیدی این سیستم های مالی، تأمین بودجه خارجی برای نیازهای سرمایه گذاری توسط بانک ها و ارتباط نزدیک بین بانک ها و سایر شرکت ها است (لووری و همکاران^۲، ۲۰۱۷). برعکس، در سیستم های مبتنی بر بازار مانند انگلستان، بازارهای مالی سازمان یافته نقش مهمی در تخصیص منابع مالی بین شرکت ها ایفا می کنند (ماکسیموویک^۳ و همکاران، ۲۰۱۳).

نظام مالی، در واقع شبکه ای از بازارها و مؤسساتی است که پس انداز کنندگان و قرض گیرندگان را کنار هم می آورد. این وظیفه اصلی نظام مالی است که می تواند هم از طریق تأمین مالی مستقیم و هم از طریق تأمین مالی غیرمستقیم انجام شود. تأمین مالی مستقیم از طریق بازارهای مالی، همانند بازارهای سهام، بازارهای اوراق قرضه و بازارهای مشتقات رخ می دهد؛ اما تأمین مالی غیرمستقیم از طریق واسطه های مالی، همانند بانک ها، صندوق های تعاونی و شرکت های بیمه انجام می شود (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵).

بازار سرمایه نقش مهمی در اقتصاد ایفا می کند زیرا منابع داخلی را تحریک نموده و به سوی سرمایه گذاری مولد [iv] روانه می سازد؛ اما برای انجام چنین نقشی باید رابطه معناداری با فعالیت اقتصادی داشته باشد. بازار سرمایه عنصر مهمی در سیستم اقتصادی مدرن بازارمدار ایفا می کند زیرا آن ها کانال جریانی بازارهای سرمایه کارا

^۱ . Allen and Gale

^۲ . Lowry et al

^۳ . Maksimovic et al

به عنوان عناصر مهم برای رشد اقتصادی می‌باشند (دهقان و کامیابی، ۱۳۹۸). چرخه تولید و توسعه و پیشرفت شرکت‌های سهامی به وسیله منابع مالی مناسب به حرکت درمی‌آید. برای اجرا و تکمیل پروژه‌های صنعتی و اجرایی منابع مالی لازم است منابع سرمایه مناسب تهیه و تدارک دیده شود و همین امر باعث اهمیت مقوله روش تأمین مالی می‌شود (سوندرس و استفن^۱، ۲۰۱۱). از جمله مهم‌ترین روش تأمین مالی در میان شرکت‌های سهامی فعال در بورس اوراق بهادار، وام‌های بلندمدت بانکی و انتشار سهام عادی است. با توجه به اینکه برای تأمین مالی شرکت‌ها، هر دو منبع مذکور استفاده می‌شود و از طرفی، واکنش بازار سهام نسبت به درج هر نوع اطلاعات اساسی در نماد تغییرات قیمت و بازده متجلی می‌شود، لذا منابعی که شرکت‌ها برای تأمین سرمایه استفاده می‌کنند، حائز اهمیت بسیار است. عوامل متعددی ممکن است بر تأمین مالی شرکت‌ها تأثیر بگذارند؛ لذا با توجه منابع تأمین مالی، شرکت‌ها دارای بازده و ریسک متفاوتی در عرصه بازارهای تأمین سرمایه هستند؛ بنابراین، تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه نقش مؤثری در کارایی و اعتبار شرکت‌ها نزد مؤسسات تأمین سرمایه خواهد داشت (سون^۲ و همکاران، ۲۰۱۳).

از جمله قرض‌گیرندگان نظام مالی، بنگاه‌ها یا شرکت‌های موجود در سطح کشور هستند که بسته به میزان استفاده از روش‌های مختلف تأمین مالی فوق، ساختار سرمایه، یا به عبارت دیگر، ترکیب بدهی و سهام خود را شکل می‌دهند. این فرایند تصمیم‌گیری در خصوص نحوه تأمین مالی، اهمیت قابل توجهی در اداره و در نتیجه، در توسعه موفقیت‌آمیز یک شرکت در آینده دارد. زیرا می‌تواند بازدهی و ریسک سهام‌دار را تحت تأثیر قرار دهد. این اهمیت، باعث شده است تا پژوهش‌های زیادی در سراسر جهان بر روی شیوه‌های تأمین مالی (سرمایه) و ساختار سرمایه بنگاه‌ها و عوامل مؤثر بر آن انجام شود؛ اگرچه این مطالعات چندان به نقش توسعه بخش مالی توجه نکرده‌اند. در واقع تأمین مالی بنگاه‌ها ممکن است از طریق عوامل داخلی و خارجی مجزایی تحت تأثیر قرار گیرد که عوامل داخلی و اثراتشان می‌تواند از سوی شرکت مدیریت شود؛ اما عوامل بیرونی نمی‌تواند از طریق شرکت کنترل شود، در حالی که هر دو دسته، اثرات معناداری بر ساختار سرمایه شرکت‌ها دارند و دانش در خصوص سطح، مسیر و قدرت اثرگذاری‌شان به شرکت‌ها کمک می‌کند تا تصمیمات مؤثری را بر اساس ساختار سرمایه برای هدف ثبات مالی و رشد پایدار بگیرند (موخو و زاینیکر^۳، ۲۰۱۴).

تأمین مالی در بازار سرمایه از طریق روش‌های عرضه اولیه، افزایش سرمایه و انتشار اوراق قرضه و اوراق مشارکت صورت می‌پذیرد. این حوزه از بازار سرمایه در کشور به واسطه اجرائی نمودن سیاست‌های کلی اصل ۴۴ در سنوات اخیر جایگاه خاصی داشته است به طوری که ارزش سهام واگذار شده از طریق سازمان خصوصی‌سازی برابر با ۶۸۵.۱۶۵ میلیارد ریال در قالب ۳۴۱ شرکت است. از این میزان ۲۲۴.۴۱۵ میلیارد ریال سهم سرمایه‌گذاران بخش خصوصی بوده است و در حدود ۲۱۶.۰۰۰ میلیارد ریال آن از طریق واگذاری در بورس اوراق بهادار صورت پذیرفته است که در حدود ۲۱ درصد است. عملکرد بورس اوراق بهادار در بخش تأمین مالی از محل افزایش سرمایه

^۱ . Saunders and Steffen

^۲ . Sun et al

^۳ . Mokhova and Zinecker

شرکت‌ها در سال ۱۳۹۵ برابر با ۱۰۴۱۳ میلیارد ریال بوده است که نسبت به کل ارزش بازار در حدود دو درصد است (شرکت بورس اوراق بهادار، ۱۳۹۶). با توجه به اهمیت و نقشی که نظام مالی در تأمین مالی شرکت‌ها دارد، در تحقیق حاضر، تأثیر تأمین مالی بر توسعه شرکت‌های در سازمان بورس و اوراق بهادار تهران که طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۶ مشغول فعالیت هستند، مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در این راستا، با توجه به اینکه نظام مالی، شامل بازارهای سرمایه و واسطه‌های مالی است، از این رو، در این پژوهش نیز تأمین مالی به تفکیک توسعه بازار سهام (به عنوان نماینده بازارهای سرمایه) و توسعه بخش بانکی (به عنوان نماینده واسطه‌های مالی) کشور و از حیث اندازه و فعالیت مورد توجه قرار گرفته است؛ بنابراین، سؤال اصلی پژوهش حاضر، آن است که بازارهای تأمین مالی چه تأثیری بر توسعه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟

ادبیات تحقیق

۲.۱ تأمین مالی

روش‌های تأمین مالی برای تداوم فعالیت و اجرای پروژه‌های سودآور در فرآیند رشد شرکت‌ها بسیار مؤثرند و موجب ادامه حیات شرکت‌ها در دنیای رقابتی امروز می‌شوند. سیاست‌های تأمین مالی و تصمیمات مالی مناسب بر اساس آینده‌نگری و کسب منافع مورد انتظار آتی انجام می‌شود، در نتیجه، این گونه تصمیمات مالی می‌توانند بر عملکرد و ارزش شرکت مؤثر واقع شوند (فرامرزی، ۱۳۹۶).

هدف اصلی شرکت‌ها، افزایش بازده حقوق صاحبان سهام است و به این منظور، از روش‌هایی استفاده می‌کنند که آن‌ها را در رسیدن به این مهم یاری کند. افزایش بازده حقوق صاحبان سهام و در نتیجه، کاهش هزینه سرمایه، ارزش شرکت را بالا می‌برد. سرمایه‌گذاران، اعم از سهامداران یا تأمین‌کنندگان وام و تسهیلات بلندمدت با اعطای سرمایه یا پول خود به شرکت، ریسک عدم وصول آن را پذیرفته‌اند و بازدهی معادل هزینه سرمایه شرکت را می‌خواهند (اروتیس و همکاران^۱، ۲۰۰۷). بر این اساس، اگر هدف اصلی شرکت، حداکثر ساختن ثروت سهامداران است، باید ساختار سرمایه به گونه‌ای به کار گرفته شود که متضمن فعالیت بنگاه در بلندمدت و سودآوری آن با ترکیب مناسب منابع و همچنین، حداکثر کننده ثروت سهامداران باشد. در نتیجه، یک مدیر مالی می‌تواند از طریق ایجاد تغییر در مواردی مانند سود هر سهم، خط‌مشی تقسیم سود، ریسک سودآوری و انتخاب شیوه تأمین مالی، بر ثروت سهامداران اثر بگذارد (قیصریان، ۱۳۹۰).

۲.۲ روش‌ها و منابع تأمین مالی

توانایی شرکت در مشخص ساختن منابع مالی بالقوه برای تهیه سرمایه در راستای سرمایه‌گذاری و تدوین برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت هر شرکت محسوب می‌شود (احمدی منصورآبادی، ۱۳۸۶)؛ و به شدت

¹ . Eriotis et.al.

تحت تأثیر تصمیماتی است که مدیران بنگاه‌های اقتصادی در راستای اتخاذ سایر تصمیمات (غیرمالی و مالی) به کار می‌برند.

شرکت‌ها می‌توانند منابع مالی موردنیاز خود را از داخل (برای نمونه، از محل سود انباشته)، یا خارج از شرکت (از طریق انتشار سهام یا اوراق قرضه، استقراض از نظام بانکی) تأمین کنند (ماریماتو^۱، ۲۰۰۹). درواقع، بدهی‌ها و سرمایه، دو منبع اصلی تأمین منابع مالی در ساختار سرمایه شرکت هستند. استفاده از هریکی از این دو منبع مالی، تعهدات و هزینه‌های مختلفی را برای شرکت به همراه دارد و شرکت باید در راستای هدف افزایش ارزش شرکت، ترکیب مناسبی از سرمایه و بدهی را که دارای حداقل هزینه برای شرکت است، انتخاب کند.

از لحاظ زمانی نیز روش‌های تأمین مالی به دودسته تأمین مالی کوتاه‌مدت و تأمین مالی بلندمدت تقسیم می‌شوند. تأمین مالی کوتاه‌مدت، نوعی تأمین مالی است که حداکثر ظرف مدت کی سال یا کمتر بازپرداخت شود. تصمیمات تأمین مالی کوتاه‌مدت، مربوط به جریان نقدی ورودی و خروجی شرکت در مدت یکی سال و یا کمتر از آن است. در تأمین مالی، به روش کوتاه‌مدت، سه منبع اصلی وجود دارد که به تناسب نوع منبع، کارکردهای مختلفی دارند و عبارت‌اند از:

- اعتبارات تجاری

هنگامی یک واحد انتفاعی (خریدار)، کالاهایی را از یک واحد انتفاعی دیگر (فروشنده) خریداری می‌کند، معمولاً ناگزیر از پرداخت فوری بهای کالاها نیست. در دوره‌ای که بهای کالای خریداری‌شده به فروشنده پرداخت نشده است، خریدار یک بدهی جاری به فروشنده دارد که در ترازنامه منعکس حساب‌های پرداختنی تحت عنوان می‌شود. بنابراین، این قبیل معاملات واحدهای انتفاعی، منبعی برای تأمین مالی کوتاه‌مدت برای واحد انتفاعی خریدار ایجاد می‌کند. زیرا مدت‌زمانی بین تحویل کالا و پرداخت وجه فاصله وجود دارد. مبلغ تأمین مالی کوتاه‌مدت به صورت اعتبارات تجاری، به حجم خریدها و دوره پرداخت وجه آن بستگی دارد (قیصریان، ۱۳۹۰).

- استقراض از بانک‌های تجاری

دومین منبع تأمین مالی کوتاه‌مدت واحدهای انتفاعی، استقراض و دریافت تسهیلات از بانک‌های تجاری است. وام‌های کوتاه‌مدت بانک‌های تجاری، معمولاً بر اساس قراردادهای و عقود است که بین بانک و واحد انتفاعی وام‌گیرنده منعقد می‌شود. تسهیلات مالی و کوتاه‌مدت از بانک‌های تجاری اسلامی، معمولاً بر اساس عقود اجاره به شرط تملیک، مضاربه، مشارکت مدنی، فروش اقساطی، مساقات، مزارعه و جعاله انجام می‌پذیرد (آقای و همکاران، ۱۳۹۳).

- صدور اسناد تجاری

اسناد تجاری، معمولاً اوراق بهادار قابل مبادله‌ای است که از طریق واحد انتفاعی به سایر واحدهای انتفاعی، بانک یا مؤسسات مالی فروخته می‌شود. این اوراق را می‌توان از طریق واسطه‌های فروش یا به‌طور مستقیم، به

¹ . Marimuthu

سرمایه‌گذاران ارائه کرد و به فروش رساند. هزینه تأمین مالی اوراق بهادار کوتاه‌مدت، معمولاً در مقایسه با استفاده از تسهیلات بانکی کمتر است (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵).

۲.۳ نقش تأمین مالی شرکت سهامی در خرید و توسعه بازار سهام

فازاری و همکاران^۱ (۱۹۸۸)، کپلن و زینگالس^۲ (۱۹۹۷) و کامپلو و همکاران^۳ (۲۰۱۰) نشان دادند که شرکت‌هایی که از لحاظ مالی با محدودیت روبرو هستند حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری بالاتری نسبت به شرکت‌هایی که از لحاظ مالی با محدودیت روبرو نیستند، دارند. این مطالعات بر این اشاره دارند، زمانی که محدودیت تأمین مالی خارجی برای شرکت کاهش یابد، اثر فزاینده‌ی تأمین مالی داخلی بر رشد شرکت کاهش می‌یابد. در نتیجه، شرکت اعتماد و تکیه کمتری بر منابع داخلی داشته و به‌عنوان منبع اولیه تأمین مالی برای رشد خود به سمت تأمین مالی خارجی روی می‌آورد. رحمان^۴ (۲۰۱۰) بیان می‌کند که این الگوی انتقال بین منابع تأمین مالی داخلی و خارجی خصوصاً در شرکت‌های کوچکی که سهامشان در بازار سهام مبادله و خریدوفروش نمی‌شود، مشاهده می‌شود. این شرکت‌ها، در مراحل اولیه رشدشان با انباشت بیشتر سهام و اعتبار داخلی روبرو هستند، اگرچه نسبت دسترسی کمتری به تأمین مالی خارجی دارند، به همین دلیل به‌طور متوسط، رشد نامتناسب‌تری نسبت به رقبای متوسط و بزرگ خود دارند. همچنین وی بیان می‌کند که عملکرد اقتصادی بالاتر می‌تواند به تأمین مالی بیشتر برای شرکت‌ها تفسیر شود و عملکرد اقتصادی اثری معنادار بر رشد داشته اما قدرت این اثر نیز وابسته به سطوح محدودیت‌های تأمین مالی خارجی شرکت است. سرمایه و اعتبار داخلی نمی‌تواند به‌سادگی منبع مستقیمی از تأمین مالی باشد؛ اما می‌تواند تا حدی نشانه‌هایی درباره چشم‌انداز آتی فراهم آورد، به‌گونه‌ای که عملکرد گذشته اطلاعاتی راجع به فرصت‌های آینده ارائه می‌دهد. همچنین اعتبار داخلی می‌تواند ارزش وثیقه‌ای برای وام‌های بانکی در شرایطی با اطلاعات نامتقارن باشد؛ بنابر این دسترسی به منابع تأمین مالی داخلی ممکن است نقش معیاری دوگانه هم برای ظرفیت تأمین مالی داخلی و هم نشانه و سیگنالی برای کیفیت فرصت‌های رشد آتی بازی کند. این نشانه‌ها و سیگنال‌ها، محدودیت‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها را در مواجهه و رویارویی با مشکلات اطلاعاتی کاهش می‌دهد. در مورد تأثیر دسترسی به تأمین مالی و محدودیت در تأمین مالی به‌طور خلاصه می‌توان سه موضوع مطرح کرد: اول اینکه سطوح تأمین مالی داخلی شرکت (عملکرد شرکت بر رشد تأثیر دارد. دوم، محدودیت‌های مالی شرکت (تأمین مالی خارجی هزینه‌اش بیشتر از تأمین مالی داخلی است) ابتدا موجب رشد مالی با اعتبار داخلی می‌شود، اما با کاهش محدودیت‌های مالی کاهش هزینه‌های تأمین مالی خارجی شرکت وابستگی کمتری به اعتبار داخلی داشته و به سمت تأمین مالی خارجی روی می‌آورد. سوم، اعتبار داخلی، به‌سادگی منبع اصلی تأمین مالی نیست اما می‌تواند تا حدی فراهم آورنده‌ای سیگنال‌هایی درباره چشم‌انداز آتی باشد،

^۱ . Fazzari, at el

^۲ . Kaplan and Zingales

^۳ . Campello, at el

^۴ . Rahaman

به‌گونه‌ای که عملکرد گذشته اطلاعاتی درباره فرصت‌های آتی فراهم می‌آورد. همچنین تأمین مالی داخلی ارزش و نقش وثیقه‌ای برای تأمین مالی خارجی در شرایطی که اطلاعات نامتقارن حاکم است، دارد (رحمان، ۲۰۱۰).

۲.۴ سوابق (پیشینه) تحقیق

داودی و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی سودمندی راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادار پرداختند. در این مقاله به بررسی سودآوری دو نوسانگر مبتنی بر تناوب زمان، شامل نوسانگر هارمونیک ساده و تناوب موج در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ پرداخته شده و نتیجه می‌گیرند که استراتژی مبتنی بر نوسانگر تناوب موج نسبت به شارپ ۰.۵۵ می‌باشد که بالاتر از نوسانگر هارمونیک با نسبت شارپ ۰.۴۸ است.

نوعی اقدم و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود با عنوان اثر بخشی تأمین مالی از طریق مشارکت عمومی- خصوصی در تحقق اهداف توسعه‌ای تفاوت تأمین مالی از طریق مشارکت عمومی- خصوصی با سایر روش‌های تأمین مالی را تبیین نمودند. در این پژوهش با استفاده از روش دلفی فازی و آزمون‌های تحلیل واریانس یک طرفه، کروسکال- والیس و حداقل اختلاف معنادار آزمون شدند. یافته‌ها تفاوت معناداری بین تأثیر تأمین مالی از طریق مشارکت عمومی- خصوصی با روش تأمین مالی از طریق اخذ وام، فروش اوراق قرضه و فروش سهام بر اهداف توسعه‌ای را نشان می‌دهد. تفاوت معناداری بین تأمین مالی از طریق مشارکت عمومی- خصوصی و بودجه دولت از نظر تأثیر بر اهداف توسعه‌ای وجود ندارد. برای تحقق اهداف توسعه‌ای افزایش سهم روش تأمین مالی عمومی- خصوصی در بین سایر روش‌های تأمین مالی ضرورت دارد. آزادسازی منابع مالی دولت، امکان افزایش مشارکت بخش خصوصی را فراهم می‌آورد.

فرمان آرا و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان نقش بازار سرمایه در تأمین مالی و رشد اقتصادی به بررسی نقش بازار سرمایه در تأمین مالی و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۹۸۸-۲۰۱۷ برای ایران و منتخبی از کشورهای درحال توسعه پرداخته‌اند و با استفاده از روش آماری و اقتصادسنجی داده‌های تابلویی (Panel data) متغیرهای مدل را برآورد کرده و تأثیر آن‌ها بر روی رشد اقتصادی را بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که تأمین مالی از طریق بازار سرمایه در رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و اثر مثبتی دارد و همچنین درجه توسعه بازار مالی به اثربخشی بیشتر بازار سرمایه در رشد اقتصادی منجر می‌گردد.

دهقان کامیابی (۱۳۹۸) در تحقیق خود اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های بورسی را بررسی کردند و نتیجه گرفتند بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص کل قیمت بورس رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

باقری و پورسعید (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی تأثیرگذاری روش‌های تأمین مالی داخلی و خارجی بر بازده کل واقعی سهام پرداختند. هدف اصلی از این تحقیق، بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر نرخ بازدهی کل واقعی شرکت‌های پذیرفته‌شده منتخب گروه صنعت شیمیایی و نفتی، کک و سوخت هسته‌ای (۹۳ شرکت نمونه از ۳۹ شرکت این گروه با استفاده از روش حذف سیستماتیک به دست آمد) طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ در بازار بورس و اوراق بهادار تهران با رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تابلویی با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ انجام گرفت. در گام

بعدی تصریح و برآورد مدل تحقیق بر اساس آزمون‌های تشخیصی مربوطه به روش اثرات ثابت انجام گرفت که نتایج آن بیانگر تأیید رابطه مثبت و معنادار تمام متغیرهای مستقل و کنترلی تحقیق (هزینه سرمایه، سود انباشته، اهرم مالی، ظرفیت سودآوری و اندازه شرکت) بر متغیر وابسته (نرخ بازده کل واقعی سهام) شرکت‌های تحت بررسی به دست آمد.

اسلام‌دوست و غلامی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این منظور، تأثیر چهار شاخص توسعه مالی به همراه متغیرهای کنترلی، نظیر سودآوری، نقدینگی و اندازه شرکت در قالب دو مدل رگرسیون بر دو متغیر مربوط به تأمین مالی، یعنی نسبت بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها و نسبت بدهی کوتاه‌مدت به کل دارایی‌ها بررسی شده است. به این ترتیب که این دو مدل، با اطلاعات تابلویی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ مربوط به ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار که در صنعت خودروسازی وجود دارند، با روش اثرات ثابت برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام، اثر مثبت و معناداری بر نسبت بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها دارد و در این بین، میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت بازار سهام، بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن است. این در حالی است که اثر توسعه بخش بانکی بر نسبت مذکور منفی است که میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت سیستم بانکی، بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن بوده است. همچنین، تمامی شاخص‌های توسعه مالی، تأثیر معنادار و مثبت بر نسبت بدهی کوتاه‌مدت به کل دارایی‌ها دارد، به‌طوری که تأثیر شاخص‌های بانکی بیش از شاخص‌های بازار سهام است.

خزائی و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر تأمین مالی داخلی بر بهره‌وری بنگاه‌ها پرداختند. برای این منظور از داده‌های تابلویی ۲۶ شرکت فعال در صنعت خودرو و ساخت قطعات با استفاده از روش حذف سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ تعیین شد و از طریق نرم‌افزار ایویوز ۱۰ مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا با استفاده از روش لوینسون و پترین (۲۰۰۳) بهره‌وری کل عوامل تولید برآورد شده و سپس با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تأثیر جریان نقدی داخلی بر بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها با استفاده از نرم‌افزار استاتا مورد آزمون قرار گرفت. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که دسترسی به منابع مالی داخلی به‌طور منفی و قویاً معنی‌دار بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت خودرو را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی تأثیر مثبت و درجه دوم بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت خودرو داشته است. با عنایت به یافته‌های پژوهش، دلایل و شواهد تجربی حاکی از تأیید فرضیه تأثیر منفی جریان نقدی بر بهره‌وری به دلیل وجود هزینه‌های نمایندگی می‌باشد.

یاوری و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهش خود، به بررسی اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیرمالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران پرداختند. برای این منظور، روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته عملی (FGLS) و داده‌های مربوط به ۲۰۰ بنگاه غیرمالی طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۸ استفاده از روش حذف سیستماتیک تعیین گردید و طریق از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ و اکسل مورد آزمون قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام، اثر مثبت و معناداری بر نسبت بدهی بنگاه‌های غیرمالی در ایران دارد و در این بین، میزان اثرگذاری

شاخص مربوط به فعالیت بازار سهام، بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن است. برخلاف انتظار، اثر توسعه بخش بانکی بر نسبت بدهی بنگاه‌ها، منفی و معنادار به دست آمده است که در این بین نیز میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت سیستم بانکی، بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن بوده است. به علاوه، نتایج پژوهش، حاکی از آن است که متغیرهای بررسی شده، مربوط به ویژگی بنگاه‌ها، شامل سودآوری، نقدینگی، سپر مالیاتی غیربدهی، اندازه، ساختار دارایی و فرصت‌های رشد، تعیین‌کننده‌های معنادار ساختار سرمایه بنگاه‌های غیرمالی در ایران هستند.

ویلیام برون و همکاران (۲۰۱۵)، در تحقیقی با عنوان رابطه بین عملکرد بازده سهام و نرخ تورم پرداختند. نتایج نشان داد که ارزش سهام به شدت تحت تأثیر تورم بوده و همچنین ارزش سهام نیز تحت تأثیر تورم است. کومار و همکاران (۲۰۱۵) رابطه بین عملکرد بازده سهام و نرخ تورم را آزمون کردند و دریافتند که در کوتاه مدت بین تورم و بازده سهام رابطه وجود دارد اما در بلندمدت این امر صادق نیست.

نیها و همکاران^۱ (۲۰۱۹) در مقاله‌ای به بررسی نقش تأمین مالی بر توسعه بازار سهام کشورهای اروپایی توسعه‌یافته پرداختند. در این پژوهش ۹۰۰ شرکت IPO از ۱۶ کشور اروپایی در طول دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۴ از طریق روش حذف سیستماتیک تعیین گردید. با استفاده از نرم‌افزار اس پی اس اس مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. با استفاده ضریب همبستگی پیرسون ارتباط بین فعالیت‌های تأمین مالی با اقلام تعهدی و بازده سهام پرداختند و نقش اوراق بهادار را به عنوان یک منبع تأمین مالی با مقایسه شرکت‌ها از کشورها با درجات مختلف از توسعه بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت با تمرکز بر روی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی، نتایج ما نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که در اقتصادهای در حال توسعه با یک بازار سهام توسعه‌یافته بیشتر سود می‌برند تأثیر تأمین مالی در شرکت‌های از کشورهای توسعه‌یافته در بازار سهام سود کم‌تر است.

مسعود^۲ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای تعیین‌کننده‌های ساختار سرمایه بنگاه‌های ثبت‌شده در بازار سهام لیبی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بررسی با استفاده از دو مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) داده‌های پانل و رویکرد رگرسیون مقطعی حداقل مربعات معمولی (OLS) برای هشت بنگاه طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ انجام شده است و از طریق نرم‌افزار ایویوز ۱۰ و اکسل مورد تجزیه و تحلیل انجام گرفت. مطالعه علاوه بر متغیرهای ویژگی بنگاه، متغیرهای دیگری همچون شاخص‌های توسعه بازار سهام و بخش بانکی و نیز متغیرهای اقتصاد کلان را مورد آزمون قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای ویژگی بنگاه شامل نقدینگی، اندازه بنگاه، درجه مشهود بودن دارایی، فرصت‌های رشد، نسبت قیمت به سود و نرخ‌های بهره اثر معناداری بر نسبت اهرم بنگاه‌ها دارند. بر اساس نتایج، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم نقشی در تعیین نسبت بدهی به سهام بنگاه‌های لیبی ندارند. شاخص‌های بازار سهام تأثیر منفی و معناداری بر نسبت‌های اهرم دارند؛ این نتیجه حاکی از آن است همان‌طور که بازار سهام توسعه‌یافته‌تر می‌شود و نقدینگی آن بهبود می‌یابد، اهمیتش نیز به عنوان ابزاری برای تأمین مالی بنگاه‌ها بیشتر می‌شود. در واقع توسعه بازار سهام این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌سازد که سهام بیشتری منتشر کنند و تکیه خود به بدهی را کاهش دهند.

^۱ . Nihat et al

^۲ . Masoud

سان و همکاران^۱ (۲۰۱۵) در پژوهش خود به بررسی مالکیت، ساختار سرمایه و تصمیم‌گیری تأمین مالی پرداختند. در این پژوهش، بررسی شده است که آیا میزان اختلاف‌هایی که از نظر ساختار مالکیت وجود دارد، بر نسبت‌های اهرم مالی و تصمیم‌گیری‌های مالی خارجی تأثیر می‌گذارد؟ برای این منظور، ۱۰۰۰ شرکت‌های انگلستان از طریق روش سیستماتیک در طول سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۲ انتخاب گردید و داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ با رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تابلویی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. برای ساختار مالکیت، از دو معیار، یعنی مالکیت سهام مدیریت و مالکیت نهادی استفاده شد. نتایج تجربی نشان داد که رابطه غیریکنواختی میان مالکیت سهام شرکتی و نسبت بدهی وجود دارد که از دو نظریه تطابق بهره و نظریه جبهه‌گیری مدیریت پشتیبانی می‌کند. با وجود این، مالکیت سازمانی رابطه‌ای مثبت با سطوح اهرم مالی شرکت دارد. نتایج حاصل نشان داد که شرکت‌هایی که دارای مالکیت سهام مدیریتی متمرکز هستند، اهرم مالی خود را با افزایش احتمال صدور سهام بیش از اوراق قرضه، افزایش می‌دهند.

اتودایی موهتار و احمد^۲ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای اثر توسعه بخش بانکی بر تصمیمات ساختار سرمایه ۲۴۴ بنگاه عمومی ثبت‌شده در بازار سهام ژوهانسبورگ را طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۳ با به‌کارگیری داده‌های تابلویی پویا با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ با رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تابلویی آزمون کردند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد همان‌طور که بخش بانکی توسعه می‌یابد، بنگاه‌های ثبت‌شده در آفریقای جنوبی، بدهی کمتری را در ساختار سرمایه‌شان بکار می‌گیرند. این مطالعه این نحوه اثرگذاری را ناشی از این می‌داند که همین‌طور که بخش بانکی در بازارهای نوظهور توسعه می‌یابد فرآیند مدیریت ریسک نیز بهبود پیدا می‌کند. بهبود مدیریت ریسک باعث می‌شود بانک‌ها بتوانند ریسک را بهتر قیمت‌گذاری کرده و متناسب با ریسک موجود، برای وام‌های پرداختی به بنگاه‌ها بهره درخواست نمایند؛ این امر افزایش هزینه دریافت اعتبار بانکی یا به عبارت دیگر افزایش هزینه استقراض را برای بنگاه‌ها به دنبال خواهد داشت و لذا اثر منفی بر نسبت بدهی بنگاه‌ها بر جای خواهد گذاشت.

روش تحقیق

این تحقیق کاربردی و از نوع توصیفی پس‌رویدادی است و برای آزمون فرضیه‌های پژوهشی از رگرسیون چند متغیره برای فرضیات استفاده می‌گردد که با استفاده از داده‌های ثانویه مستخرج از صورت مالی شرکت‌ها در بازار معاملات به تحلیل رابطه می‌پردازد. انجام این پژوهش در چهارچوب استدلال قیاسی- استقرایی صورت گرفت. در پژوهش حاضر ابتدا همبستگی بین متغیرهای تأمین مالی شرکت سهامی (خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی، وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی، وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی) و خرید و توسعه بازار سهام پژوهش را مورد آزمون قرار داده و در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای پژوهش اقدام به برآورد مدل‌های رگرسیونی چندگانه خواهیم کرد.

¹ . Sun et al

² . Etudaiye- Muhtar and Ahmad

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اصلی تحقیق:

- (۱) تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.
- (۲) تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است

فرضیه‌های فرعی تحقیق

- (۱) خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.
- (۲) خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است
- (۳) وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.
- (۴) وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است
- (۵) وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.
- (۶) وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

۳.۲ جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق، کلیه شرکت‌های تولیدی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۹ (دوره هفت‌ساله) است. علت انتخاب شرکت‌ها از بازار سرمایه ایران (بورس اوراق بهادار تهران) آن است که امکان دسترسی آسان به داده‌ها و صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس نسبت به سایر شرکت‌های فعال در سطح کشور وجود دارد و همچنین با توجه به نظارت مستمر حساب‌رسان و بازرسان، این اطلاعات قابلیت اتکاء، اعتبار و شفافیت بالایی را در مقایسه با اطلاعات سایر شرکت‌ها دارا است. به علت گستردگی حجم جامعه آماری و وجود برخی ناهم‌هنگی‌ها میان اعضا جامعه، شرکت‌های قلمرو زمانی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ که دارای ویژگی‌ها و شرایط زیر می‌باشند به‌عنوان جامعه آماری در دسترس در نظر گرفته شده است.

- (۱) طی سال‌های مورد مطالعه تحقیق ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹، نماد معاملاتی آن‌ها از تابلوی بورس خارج نشده باشد (فعالیت مستمر و پایدار در بازار سرمایه).
- (۲) شرکت‌های مورد مطالعه نایب‌ستی سال مالی و فعالیت خود را طی دوره‌های مورد نظر تغییر داده باشند (همگن بودن سال مالی و فعالیت در طول دوره مطالعه).
- (۳) اطلاعات مالی مورد نیاز، به خصوص یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی در دسترس باشد.
- (۴) شرکت مورد نظر طی دوره تحقیق فعالیت مستمر داشته و سهام آن مورد معامله قرار گرفته باشد و وقفه معاملاتی^۱ نداشته باشد

^۱ منظور از وقفه معاملاتی این است که در داد و ستد سهام شرکت در دوره مورد مطالعه بیشتر از ۶ ماه وقفه ایجاد شده باشد.

مدل تحقیق

در این تحقیق؛ برای بررسی نقش تأمین مالی شرکت سهامی در خرید و توسعه بازار سهام است. مدل ریاضی برگرفته از مقاله نیهات و همکاران (۲۰۱۹) است که به شکل زیر می‌باشد:

$$\text{Number of Acquisitions} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Xfin_{it} + \alpha_2 \Delta Equity_{it} + \alpha_3 \Delta Debt_{it} + \alpha_4 Size_{it} + \alpha_5 Pro_{it} + \alpha_6 Liq_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$\text{Acquisition dummy} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Xfin_{it} + \alpha_2 \Delta Equity_{it} + \alpha_3 \Delta Debt_{it} + \alpha_4 Size_{it} + \alpha_5 Pro_{it} + \alpha_6 Liq_{it} + u_{it} \quad (2)$$

معرفی متغیرهای تحقیق

Number of Acquisitions: تعداد خرید سهام.

Acquisition dummy: توسعه بازار سهام.

$\Delta Xfin_{it}$: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی.

$\Delta Equity_{it}$: خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی.

$\Delta Debt_{it}$: وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت (استقراض).

$Size_{it}$: اندازه شرکت i در زمان t .

Pro_{it} : سودآوری شرکت i در زمان t .

Liq_{it} : نقدینگی شرکت i در زمان t .

u_{it} : جمله اختلال

جدول (۳-۱): تعریف عملیاتی متغیرهای تحقیق

نام متغیرهای تحقیق	تعریف متغیرهای تحقیق
Number of Acquisitions: تعداد خرید.	تعداد کل معاملات یک شرکت داده شده در یک سال معین انجام می‌دهد.
Acquisition dummy: توسعه بازار سهام	یک متغیر ساختگی است، اگر شرکت حداقل یک معامله را در سال مربوطه انجام دهد برابر با ۱ است و در غیر این صورت برابر با صفر است.
$\Delta Xfin_{it}$: خالص و خالص‌د حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی	$\Delta Xfin_{it} = \Delta Equity_{it} + \Delta Debt_{it}$ با استفاده از متوسط دارایی‌های شرکت (میانگین دارایی‌های ابتدا و انتهای دوره) مورد تعدیل قرار گرفته و همچنین اطلاعات مربوط از صورت جریان وجوه نقد شرکت استخراج گردیده که از این حیث، صرفاً رویکرد نقدی تغییرات ساختار سرمایه مورد بررسی قرار خواهد گرفت.
$\Delta Debt_{it}$: خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت (استقراض)	با استفاده از متوسط دارایی‌های شرکت (میانگین دارایی‌های ابتدا و انتهای دوره) مورد تعدیل قرار گرفته و همچنین اطلاعات مربوط از صورت جریان وجوه نقد شرکت استخراج گردیده که از این حیث، صرفاً رویکرد نقدی تغییرات ساختار سرمایه مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

با استفاده از متوسط دارایی‌های شرکت (میانگین دارایی‌های ابتدا و انتهای دوره) مورد تعدیل قرار گرفته و همچنین اطلاعات مربوط از صورت جریان وجوه نقد شرکت استخراج گردیده که از این حیث، صرفاً رویکرد نقدی تغییرات ساختار سرمایه مورد بررسی قرار خواهد گرفت.	$\Delta Equity_{it}$: خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی
از طریق لگاریتم کل دارایی‌های شرکت محاسبه خواهد شد.	$Size_{it}$: اندازه شرکت i در زمان t
به صورت بازدارایی‌ها اندازه‌گیری خواهد شد.	Pro_{it} : سودآوری شرکت i در زمان t
به صورت نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری محاسبه خواهد شد.	Liq_{it} : نقدینگی شرکت i در زمان t

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌های و اطلاعات ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شده و سپس داده‌های تحقیق از طریق جمع‌آوری داده‌ها شرکت‌های منتخب با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی صورت خواهد گرفت. اطلاعات و داده‌های آماری مربوط به شرکت‌های قرار گرفته شده در نمونه آماری در فاصله زمانی بین ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ جمع‌آوری شده است؛ و اطلاعات مربوط به آزمون فرضیه‌ها، به منظور تحقق اهداف و در نهایت پاسخ‌گویی به سؤال‌های مطرح شده و پیش روی این تحقیق، با توجه به مدل‌های تدوین شده و متغیرهای مورد مطالعه از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران و در مواردی نیز با استفاده از نرم‌افزارهای اطلاعاتی ره‌آوردنویس و وبسایت‌های مرتبط با بورس اوراق بهادار تهران که حاوی داده‌های بازار سرمایه‌ای تهران می‌باشند، گردآوری می‌شود. ابزار گردآوری فیش می‌باشد.

۴. تجزیه و تحلیل

این بخش مقاله مربوط به تجزیه و تحلیل داده‌های گردآوری شده است. تجزیه و تحلیل به عنوان فرآیندی از روش علمی، یکی از پایه‌های اساسی هر روش تحقیقی است. به طور کلی تجزیه و تحلیل روشی است که از طریق آن کل فرآیند پژوهشی از انتخاب مسئله تا دسترسی به یک نتیجه هدایت می‌شود. هدف اساسی از تجزیه و تحلیل داده‌ها، بررسی دقیق پدیده‌ها و روابط بین متغیرهای موضوع تحقیق است.

۴.۱. بررسی مانایی

جدول (۴-۲) نشان می‌دهد از آزمون فیشر بررسی ایستایی یا مانایی متغیره استفاده شده است. و آزمون را برای سطح داده‌ها و با انتخاب گزینه مقدار ثابت و روند انجام گرفت. با توجه به جدول (۴-۲) آماره آزمون محاسبه شده برای متغیرهای پژوهش: تعداد خرید سهام (Number of Acquisitions)، خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی (ΔX_{fin})، خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت (Debt)، خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equity$)، اندازه شرکت (Size)، سودآوری شرکت (Pro)، نقدینگی شرکت (Liq) مقدار آزمون t استاندارد بزرگتر ۱/۹۶ سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد می‌باشد، بنابراین فرض صفر این آزمون

مبنی بر وجود نالیستایی رد می‌شود و پس فرض یک آزمون ایستا بودن متغیرها در سطح صفر مورد قبول واقع می‌شود. پس تمام متغیرهای پژوهش در سطح صفر ایستا هستند و از لحاظ آماری مورد تأیید می‌باشند. بنابر این فرض H_0 مورد قبول می‌باشد.

جدول ۴-۲: بررسی مانایی (ایستایی) متغیرهای تحقیق

نام متغیر	نوع آزمون	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
تعداد خرید سهام (Number of Acquisitions)	فیشر	۷۴۷/۰۰۵	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	فیشر	۹۹۶/۷۰۳	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت ($Debt$)	فیشر	۱۳۸۰/۵۲	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equity$)	فیشر	۱۲۷۴/۴۸	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
اندازه شرکت ($Size$)	فیشر	۱۶۳۳/۰۹	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
سودآوری شرکت (Pro)	فیشر	۹۶۷/۴۴۰	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
نقدینگی شرکت (Liq)	فیشر	۱۰۷۰/۱۴	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴.۲ آزمون همجمعی

در ادامه پژوهش بایستی از همجمع بودن متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد. زیرا در صورت همجمع نبودن متغیرهای مدل، رابطه بدست آمده بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مدل جعلی و ساختگی خواهد بود. در این پژوهش، برای اطمینان از همجمع بودن متغیرها، از آزمون همجمعی کائو استفاده می‌شود.

جدول ۴-۳ آزمون همجمعی کائو

سطح معنی داری	آماره t
۰/۰۰۰	-۱۱/۹۱۲
ADF	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۲-۴) نشان می‌دهد آماره t همجمعی کائو بزرگتر از ۱/۹۶ است. سطح خطا (سطح معنی داری) برابر ۰.۰۰۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است می‌توان نتیجه گرفت رابطه بلند مدت بین متغیرهای تعداد خرید سهام (Number of Acquisitions)، خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)، خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت ($Debt$)، خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equity$)، اندازه شرکت ($Size$)، سودآوری شرکت (Pro)، نقدینگی شرکت (Liq) وجود دارد.

۴.۳- آزمون‌های تشخیصی^۱

۴-۳-۱- آزمون چاو

نتایج جدول (۳-۴) بیانگر این مطلب است برای اگر سطح معناداری آزمون F و آزمون χ^2 بالای ۰/۰۵ درصد باشد داده‌های تحقیق از نوع تلفیقی و اگر سطح معناداری آزمون F و آزمون χ^2 کمتر از ۰/۰۵ درصد باشد داده‌های تحقیق از نوع پانل می‌باشد. در نتیجه فرضیه H_0 رد می‌شود (یعنی داده‌های مدل از نوع تلفیقی بودن رد می‌شود) و فرضیه مقابل H_1 داده‌های تحقیق از نوع پانل پذیرفته می‌شود. در این پژوهش برای فرضیه اصلی و برای سه فرضیه فرعی فرضیه H_0 رد و فرضیه مقابل H_1 تأیید است داده‌های تحقیق از نوع پانل پذیرفته می‌شود. در ادامه کار براینکه مشخص شود مدل نهایی پانل از نوع اثرات ثابت هست یا از نوع اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

جدول ۴-۳- آزمون چاو برای تشخیص الگوی داده‌های ترکیبی یا تلفیقی

نتیجه	سطح معنی‌داری	D.F	مقدار محاسبه شده F	آزمون (چاو)	
رد H_0	۰/۰۰۰۴	(۱۱۹ و ۹۵۰)	۱/۵۳۳	آزمون F	فرضیه اصلی یک
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۱۸۹/۱۰۶	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰	(۱۱۹ و ۹۵۱)	۳/۰۰۰۸	آزمون F	فرضیه اصلی دو
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۳۴۳/۰۴۸۳	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰۶	(۱۱۹ و ۹۵۲)	۱/۵۱۵	آزمون F	فرضیه فرعی یک
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۱۸۶/۶۳۲	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰	(۱۱۹ و ۹۵۲)	۲/۷۳۶	آزمون F	فرضیه فرعی دو
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۳۱۶/۵۹۷	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰۷	(۱۱۹ و ۹۵۲)	۱/۵۱۳	آزمون F	فرضیه فرعی سه
رد H_0	۰/۰۰۰۱	۱۱۹	۱۸۶/۳۸۸	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰	(۱۱۹ و ۹۵۲)	۲/۷۹۰	آزمون F	فرضیه فرعی چهار
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۳۲۱/۹۴۶	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰۴	(۱۱۹ و ۹۵۲)	۱/۵۳۵	آزمون F	فرضیه فرعی پنج
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۱۸۸/۹۷۰	آزمون χ^2	
رد H_0	۰/۰۰۰	(۱۱۹ و ۹۵۲)	۲/۹۸۶	آزمون F	فرضیه فرعی شش
رد H_0	۰/۰۰۰	۱۱۹	۳۴۱/۳۱۷	آزمون χ^2	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

^۱. Diagnostic Test

۴-۳-۲-آزمون هاسمن

همان‌طور که نتایج جدول (۴-۴) نشان می‌دهد؛ مقدار سطح معناداری به دست آمده برای Cross-section random فرضیه اصلی یک، فرضیه فرعی یک، فرضیه فرعی سه و فرضیه فرعی پنج بیشتر از ۰/۰۵ درصد می‌باشد پس فرض فرضیه H_0 (داده‌های ترکیبی- اثرات تصادفی) و مقدار سطح معناداری به دست آمده برای Cross-section random برای فرضیه اصلی دو، فرضیه فرعی دو، فرضیه فرعی چهار و فرضیه فرعی شش کمتر از ۰/۰۵ درصد می‌باشد پس فرض H_1 قبول (داده‌های ترکیبی- اثرات ثابت) می‌باشد.

جدول ۴-۴- آزمون هاسمن برای تشخیص الگوی داده‌های اثرات ثابت یا تصادفی

نتیجه	سطح معنی‌داری	درجه آزادی	مقدار محاسبه شده F	آزمون هاسمن (جهت تشخیص تصادفی یا ثابت)	
قبول H_0 (تصادفی)	۰/۴۹۱	۶	۵/۴۱۶	Cross-section	فرضیه اصلی یک
قبول H_1 (ثابت)	۰/۰۰۰	۶	۱۶۸/۲۷۷	Cross-section	فرضیه اصلی دو
قبول H_0 (تصادفی)	۰/۴۸۸	۴	۳/۴۳۳	Cross-section	فرضیه فرعی یک
قبول H_1 (ثابت)	۰/۰۰۰	۴	۱۴۸/۴۷۸	Cross-section	فرضیه فرعی دو
قبول H_0 (تصادفی)	۰/۴۷۱	۴	۳/۵۴۲	Cross-section	فرضیه فرعی سه
قبول H_1 (ثابت)	۰/۰۰۰	۴	۱۵۳/۸۱۸	Cross-section	فرضیه فرعی چهار
قبول H_0 (تصادفی)	۰/۲۹۴	۴	۴/۹۲۷	Cross-section	فرضیه فرعی پنج
قبول H_1 (ثابت)	۰/۰۰۰	۴	۱۵۳/۸۱۸	Cross-section	فرضیه فرعی شش

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۴- برآورد مدل

فرضیه فرعی یک: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

جدول (۴-۵) نشان می‌دهد خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

جدول ۴-۵- برآورد مدل برای فرضیه یک

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۱/۶۵	۶/۲۵۷	۰/۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۲۹/۲۹۲	۲/۲۲۱	۰/۰۲۶	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۱/۵۹	۲/۲۰۳	۰/۰۳۷	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۲/۶۴	۳/۲۵۶	۰/۰۲۳	تأیید
عرض از مبداء	۳۸۸/۸۵۵	۴/۹۵۰	۰/۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۲$ Durbin-Watson		$F = ۱/۸۸$	$Prob(F-statistic): ۱۰/۵۳۲$	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه فرعی دو: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول (۴-۶)- نشان می‌دهد خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول ۴-۶- برآورد مدل برای فرضیه دو

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۴/۰۲	۳/۳۶۳	۰/۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۰/۰۴۳	۱۸/۳۴۷	۰/۰۰۰	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۱/۶۱	۲/۲۴۸	۰/۰۲۴	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۴/۳۹	۴/۷۲۲	۰/۰۰۸	تأیید
عرض از مبداء	۰/۷۴۱	۵۲/۷۸۲	۰/۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۴$ Durbin-Watson		$F = ۱/۸۸$	$Prob(F-statistic): ۴/۰۳۵$	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه فرعی سه: وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. جدول (۴-۷) نشان می‌دهد وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است

جدول ۴-۷- برآورد مدل برای فرضیه سه

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۷/۲۹	۱۴/۴۶۸	۰/۰۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۲۹/۹۱۹	۲/۲۷۹۹	۰/۰۲۲۸	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۱/۴۹	۲۵/۴۱۴۷	۰/۰۰۰۰	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۲/۲۳	۳۰/۱۴۱۱	۰/۰۰۰۰	تأیید
عرض از مبداء	۳۹۲/۵۰۳۱	۵/۰۱۷۳	۰/۰۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۱$ Durbin-Watson $F = ۱/۷۸$ Prob(F-statistic): ۱۰/۵۷۱				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه فرعی چهار: وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول ۴-۸- برآورد مدل برای فرضیه چهار

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۱/۰۹	۴/۷۵۷	۰/۰۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۰/۰۴۳	۴۷۶/۱۸	۰/۰۰۰۰	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۳/۳۳	۹/۶۱۵	۰/۰۰۰۰	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۵/۷۳	۲/۴۲۰	۰/۰۱۵۷	تأیید
عرض از مبداء	۰/۷۳۸	۵۲/۳۹۹	۰/۰۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۴$ Durbin-Watson $F = ۱/۷۷$ Prob(F-statistic): ۴/۰۷۸				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۴-۸) نشان می‌دهد وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

فرضیه فرعی پنج: وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. جدول (۴-۹) نشان می‌دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر خرید سهام تأثیر منفی دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی.

جدول ۴-۹- برآورد مدل برای فرضیه پنج

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	-۴/۶۳۳	-۹/۸۷۲	۰/۰۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۲۳/۶۲۲	۲/۰۲۳	۰/۰۳۸۵	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۹/۹۶	۷/۳۱۶	۰/۰۰۰	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۳/۶۱	۸/۸۵۵	۰/۰۰۰۰	تأیید
عرض از مبداء	۶۸۱۰/۱۹۴	۱/۹۸۳	۰/۰۴۷۵	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۵$ Durbin-Watson	$F = ۱/۸۹$	$Prob(F\text{-statistic}): ۱۲/۳۹۸$	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه فرعی شش: وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. جدول (۴-۱۰) نشان می‌دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول ۴-۱۰ برآورد مدل برای فرضیه شش

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۷/۴۴	۸/۰۰۶	۰/۰۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۰/۰۶۰	۲۴/۰۰۲	۰/۰۰۰۰	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۲/۵۳	۴/۹۶۵	۰/۰۰۰۰	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۳/۸۸	۲/۷۴۵	۰/۰۳۱۱	تأیید
عرض از مبداء	۰/۶۳	۴۲/۲۸۰	۰/۰۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۵$ Durbin-Watson $F = ۱/۷۷$ Prob(F-statistic): ۵/۹۴۹				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه اصلی یک تحقیق: تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

جدول ۴-۱۱ برآورد مدل برای فرضیه اصلی

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۷/۹۹	۳۳/۸۶	۰/۰۰۰	تأیید
خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equity$)	۴/۹۳	۵/۸۶	۰/۰۰۰۰	تأیید
خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت ($Debt$)	-۱/۴۹	-۱۳۵/۴۷	۰/۰۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۳۴/۵۳۴	۲/۵۲۵	۰/۰۱۱۷	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۷/۲۱	۱۱/۶۲	۰/۰۰۰۰	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۱/۹۸	۲/۳۸۰	۰/۰۳۴۱	تأیید
عرض از مبداء	۱۴۸/۹۶۴	۵/۱۵۴	۰/۰۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۱$ Durbin-Watson $F = ۱/۵۹$ Prob(F-statistic): ۷/۴۰۸				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۴-۱۱) نشان می‌دهد

۱) خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های

سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

۲) ۲- وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

۳) ۳- می‌دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر خرید سهام تأثیر منفی دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی.

R^2 ضریب تعدیل شده شد داد درصد ۹۱ درصد متغیرهای مستقل توسط متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. دوربین واتسون بدست آمده برابر ۱/۵۹ است. نشان می‌دهد بین متغیرهای رابطه هم خطی یا ضریب خود همبستگی وجود ندارد.

آماره F بدست آمده برابر با ۴/۳۴ است و سطح معنی دار برابر ۰/۰۰۰۰ می‌باشد. آمار F معنادار بودن کل رگرسیون تأیید می‌شود.

فرضیه اصلی دو تحقیق: تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول ۴- ۱۲- برآورد مدل برای فرضیه پنج

نام متغیر	ضریب β	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی ($\Delta Xfin$)	۶/۷۲	۵/۰۴	۰/۰۰۰۰	
خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equity$)	۴/۳۸	۲/۱۰	۰/۰۴۱	
خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت ($Debt$)	۶/۴۳	۴/۷۵	۰/۰۰۰۰	تأیید
اندازه شرکت ($Size$)	۰/۰۴۷	۱۹/۴۵	۰/۰۰۰۰	تأیید
سودآوری شرکت (Pro)	۲/۰۰	۱/۹۹	۰/۰۴۶۵	تأیید
نقدینگی شرکت (Liq)	۲/۶۴	۲/۶۱	۰/۰۳۲۱	تأیید
عرض از مبداء	۰/۷۱۸	۴۹/۸۲۶	۰/۰۰۰۰	تأیید
شاخص‌های برازندگی مدل				
$R^2 = ۰/۹۵$ Durbin-Watson	$F = ۱/۷۷$	$Prob(F-statistic): ۴/۳۴۱$	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۴-۱۲) نشان می‌دهد؛

- (۱) خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.
 - (۲) وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.
 - (۳) خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می‌شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.
- R^2 ضریب تعدیل شده شد داد درصد ۹۵ درصد متغیرهای مستقل توسط متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. دوربین واتسون بدست آمده برابر ۱/۷۷ است. نشان می‌دهد بین متغیرهای رابطه هم خطی یا ضریب خود همبستگی وجود ندارد.
- آماره F بدست آمده برابر با ۴/۳۴ است و سطح معنی دار برابر ۰/۰۰۰ می‌باشد. آمار F معنادار بودن کل رگرسیون تأیید می‌شود.

نتایج و پیشنهادات

مقدمه شرکت‌ها به منظور اجرای پروژه‌های سودآور و دستیابی به حداکثر بازدهی واقعی در جهت افزایش ثروت سهامداران خود، از منابع مالی مختلفی بهره می‌برند. توانایی شرکت در مشخص ساختن منابع درونی و بیرونی سازمان در فراهم ساختن سرمایه و تهیه برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت هر شرکت محسوب می‌شود. یکی از دغدغه‌های همیشگی مدیران مالی شرکت‌ها تأمین مالی می‌باشد. مدیران مالی شرکت‌ها برای انجام طرح‌های توسعه‌ای و یا تأمین سرمایه در گردش روزمره خود نیاز به تأمین مالی پیدا می‌کنند. با رشد و توسعه علم مالی و طراحی انواع و اقسام ابزارهای تأمین مالی در دنیا جهت انجام تأمین مالی شرکت‌ها، مدیران مالی جهت تأمین مالی شرکت خود با انبوهی از ابزارها و روش‌ها و قراردادهای تأمین مالی مواجه هستند؛ بنابراین مدیران مالی برای تصمیم‌گیری جهت انتخاب روش تأمین مالی بنگاه اقتصادی خود همواره با این سؤال جدی مواجه هستند که کدام روش یا ابزار تأمین مالی می‌تواند بهترین و بهینه‌ترین تأمین مالی را برای شرکت مزبور انجام دهد. فلذا برای کمک به مدیران مالی جهت تصمیم‌گیری درست برای تأمین مالی بهینه در فرآیند تأمین مالی بنگاه اقتصادی لازم است تا یک سری معیارهای کمی و کیفی ارائه شود تا مدیران بتوانند با توجه به معیارهای

اشاره شده در خصوص ابزار تأمین مالی تصمیم‌گیری نمایند نیهات و همکاران (۲۰۱۹)، مسعود (۲۰۱۶)، اتوموهتار (۲۰۱۴)، باقری (۱۳۹۷)، اسلامی دوست (۱۳۹۶)، خزائی و همکاران (۱۳۹۶)، یآوری (۱۳۹۶) در مطالعات خود نشان دادند تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. نتایجی که در این پژوهش بدست آمده است همسو و همراستا با مطالعات انجام شده می‌باشد. پس نتیجه گرفته می‌شود تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است جلو گیری از قفل شدن منابع بانکی و تسویه بدهی دولت به پیمانکاران، ایجاد تناسب بین ریسک و بازده، جذب نقدینگی های سرگردان از بازارهای دارایی، تقسیم وظایف تأمین مالی در بازار پول و بازار سرمایه بر اساس اندازه بنگاه ها، تزریق غیر تورمی منابع مالی به اقتصاد و افزایش شفافیت در فضای کسب و کار از جمله مزایای توسعه بازار بدهی در کشور می باشد. سابقه کم شکل گیری بازار بدهی در ایران و عدم شناخت کامل شرکت ها و سرمایه گذاران از آن، حاکم نبودن نظام عرضه و تقاضا بر نرخ گذاری اوراق منتشر شده، عدم امکان تغییر قیمت و بازدهی اوراق با درآمد ثابت، عدم اجرای رتبه بندی اعتباری اوراق بدهی، نیاز به انتشار اطلاعات مالی و ریز اطلاعات تأمین مالی بنگاه ها، گران بودن تأمین مالی از طریق بازار بدهی، دشواری و زمان بر بودن تأمین مالی از طریق بازار بدهی، زمان بر بودن فرآیند تهیه گزارش توجیهی، دیدگاه سنتی موجود مبنی بر اعتماد بیشتر به سیستم بانکی، فشار بر شرکت ها به منظور باز پرداخت اصل مبالغ اوراق در سررسید، از جمله دلایل عدم توسعه بازار بدهی در ایران است.

براساس نتایج به دست آمده و همچنین، باتوجه به نقش مثبت توسعه بازار سهام بر تأمین مالی، پیشنهاد می‌شود، سازوکارهای الزم برای استفاده از نوآوری های مالی و ابزارهای نوین تأمین مالی در بازار سرمایه فراهم شود. ازجمله این اقدامات، می‌توان به به کارگیری اوراق مشارکت، انتشار برگه گواهی سید سهام و گواهی فروش متری مسکن اشاره کرد. علاوه بر این، به منظور گوناگون سازی ترکیب ریسک و بازده و ایجاد فرصت های متنوع سرمایه گذاری، زمینه های همکاری با سایر نهادهای پولی و مالی، ازجمله بانک ها، بیمه ها، صندوق بازنشستگی و تأمین اجتماعی فراهم شود.

فهرست منابع

- احمدی منصورآبادی، م. (۱۳۸۶). بررسی روش های تأمین مالی بر ارزش شرکت های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته مدیریت دولتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات. اسلام دوست، ن. و غلامی، ا. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، سال هشتم، شماره ۱۵: ۱۵-۱۵.
- آقایی، م.؛ احمدیان، و. و جهاز آتشی، ا. (۱۳۹۳). عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در شرکت های کوچک و متوسط ایران، فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۶: ۱۷۵-۲۱۲.
- باقری، ا.؛ رضانی، ع. و پورسعید، ع. (۱۳۹۷). آزمون مدل تاثیرگذاری روش های تامین مالی داخلی و خارجی بر بازده کل واقعی سهام، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری سال هفتم، شماره بیست و ششم: ۲۱۰-۱۸۷.

پهلوانی قمی، ع. (۱۳۹۶). تأثیر همگرایی مالی و اقتصادی بر ارتباط پویای میان نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

خزائی، ا؛ طهرانچیان، ا؛ جعفری صمیمی، ا. و طالبو، ر. (۱۳۹۵). تأثیر تأمین مالی داخلی بر بهره‌وری بنگاه‌ها) شواهد تجربی از صنعت خودرو در ایران)، فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، سال ۹۵، شماره ۱: ۱۰۱-۱۲۸.

داودی، سید محمدرضا، عبدالباقی عطاآبادی، عبدالمجید، یوسفی، جواد. (۱۴۰۱). سودمندی راهبردهای سرمایه گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادار تهران: تحلیل محتوایی نوسانگرهای هارمونیک و تناوب موج. فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۶، شماره ۵۸، ۱۲۹-۱۵۲.

دهقان، عبدالمجید، کامیابی، منیره. (۱۳۹۸). چگونگی اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های بورسی در شرایط رونق و رکود بازار سرمایه ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۳، شماره ۴۸، ۱۴۷-۱۶۶.

فرامرزی، م. (۱۳۹۶). تأثیر بازارهای موازی در قالب بازار سهام و ارز بر تقاضای پول در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال.

قاسمی، ج. (۱۳۹۵). بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی بانک‌های خصوصی و دولتی در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد امارات.

قیصریان، ج. (۱۳۹۰). تحلیل ساختار سرمایه بانک ملی ایران و ارائه الگویی برای آن، پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته مدیریت بازرگانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

محقق نیا، محمد جواد، ضیاچی، علی اصغر، سرگلزائی، مصطفی، خاشعی، وحید. (۱۴۰۱). ارزیابی اثر نوسانات ارزی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و سنجش وقفه‌های زمانی آن، فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۶، شماره ۵۹، ۱۲۷-۱۵۴.

یاوری، ک؛ شهیدی، آ؛ دهقان دهنوی، م؛ حیدری، ح. (۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیرمالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران، مجله علمی پژوهشی سیاستگذاری اقتصادی، سال هشتم، شماره: ۱۵-۲۵.

- Allen, F., Gale, D. (2000). Comparing Financial Systems. MIT press, Cambridge, MA .
- Antzoulatos, A. Koufopoulos, K. Lambrinoudakis, C. Tsiritakis E. (2016). Supply of Capital and Capital Structure: The Role of Financial Development. Journal of Corporate Finance 38, 166-195.
- Aslan, H., Kumar, P., (2011). Lemons or cherries? Growth opportunities and market temptations in going public and private. Journal of Financial Economics. 46 (2), 489 .
- Campello, M., Graham, J., Harvey, C (2010); The real effects of financial constraints: evidence from a financial crisis, Journal of Financial Economics, 97, 470-487.
- Etudaiye-Muhtar, O.F., Ahmad, R. (2014). Banking Sector Development and Corporate Leverage: Empirical Evidence from South African Firms. International Journal of Economics and Finance 6(8): 278-288.
- Eriotis, N, Vasilou, D. and Neokosmidi, Z.V. (2007) ; How firm characteristics affect capital structure: an empirical study, Managerial Finance, 1.33,(5), 321-331.

- Fazzari, S., Hubbard, R., and Petersen, B (1988); "Financing constraints and corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141–206.
- Kaplan, S., and Zingales, L (1997); "Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?", *Quarterly Journal of Economics*. 112, 169– 215.
- Lowry, M. , Michaely, R. , Volkova, E. , (2017). "Initial public offerings: A synthesis of the literature and directions for future research. *Foundat. Trend. Financ.* 11 (3-4), 154–320 .
- Maksimovic, V. , Phillips, G. , Yang, L. , (2013). "Private and public merger waves. *J. Fi- nanc.* 68 (5), 2177–2217 .
- Masoud, N. (2016). "The Determinants of Capital Structure Choice: Evidence from Libyan Firms", *Research Journal of Finance and Accounting* 5(1), 67-83.
- Marimuthu, Maran. (2009), "Corporate Restructuring, Firm Characteristics and Implications on Capital Structure", *Journal of Business and Management*, Vol.4, No.1
- Modigliani, F., Miller, M. (1958). "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment". *American Economic Review* 48: 261-297.
- Mokhova, N., Zinecker, M. (2014). "Macroeconomic Factors and Corporate Capital Structure". *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 110: 530-540.
- Nihat ,A. Kathleen ,A .Ettore ,C . and Ozdakaka,A.(2019). "Stock market development and the financing role of IPOs in acquisitions", *Journal of Banking and Finance* 98 (2019) 25–38.
- Rahaman, M. M (2011); "Access to financing and firm growth", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, No. 3, pp 709-723.
- Saunders, A. , Steffen, S. , (2011). "The costs of being private: evidence from the loan market. *Rev. Financ. Stud.* 24 (12), 4091–4122 .
- Sun, J.; Ding, L.; Guo, J.; Li, Y. (2015). "Ownership, Capital Structure and Financing Decision: Evidence from the UK", *The British Accounting Review*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.bar.2015.04.001>.
- Sun, J. Mohanty, S.K., Nandha, M., Turkistani, A.Q. and Alaitani, M.Y. (2013). "Oil price movements and stockmarket returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries. *Global Finance Journal* 22, 42–55.

**Investigating the effect of joint stock company financing on
the purchase and development of shares of active
companies in the stock market**

Fateme Hosseinkhani¹

Yadullah Rajae²

Nemat Falihi³

Mohammad Dalmanpour⁴

Received: 11/ January/2025 Accepted: 03/ March /2025

Abstract

Financing methods for the continuation of activity and the implementation of profitable projects are very effective in the process of growth of companies and cause the continuation of the life of companies in today's competitive world. . so; The main purpose of this research was to determine the effect of the financing of a joint stock company on the purchase and development of shares. According to the main purpose of the research, the orientation of this research is practical. The statistical population of this research includes all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange in the period from 2013 to 2019, which was determined using a non-random method and according to the availability of information, including 120 companies, and using Eviews software, 10 were selected. In the first part, research hypotheses were investigated using descriptive statistics and panel data econometric method. All research variables are static at the L_0 level and there is a long relationship between the variables of the number of stock purchases, net cash from financing activities, net cash from issuing long-term debt, net cash from the sale of shares after deducting dividends paid. There is company size, company profitability, and company liquidity. Further, by using the Chau-Hasman test, it was determined that some of the research models are mixed with fixed effects and some are random effects. In the following, the hypotheses of the research were examined and the results obtained show that; The financing of a joint-stock company has an effect on the purchase and development of the stock market. The research findings also show that companies can obtain the financial resources they need from within (for example, from the place of accumulated profits), or from outside. provide the company (through issuing shares or bonds, borrowing from the banking system).

Keywords: financing, issuing shares, bonds, borrowing.

JEL Classification: G120. G320. J11. O31

¹ Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran
fatemehosseini_64@yahoo.com

² Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran (corresponding author)
dr.yadollah.rajaei@gmail.com

³ Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran. nfalihi@gmail.com

⁴ Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran m.dalmanpor@gmail.com



واکاوی ظرفیت و کارکرد فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی (ICT) در پشتیبانی از سازمانهای نظارتی مناطق آزاد کشور (مورد مطالعه: کیش، قشم و چابهار)

حمیدرضا ایلکا^۱

حسن درزیان رستمی^۲

محمدرضا رسولی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۳

چکیده

پژوهش حاضر با هدف شناسایی ظرفیت و کارکرد فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی (ICT) در پشتیبانی از سازمانهای نظارتی مناطق آزاد کشور انجام شده است. روش تحقیق ترکیبی شامل روشهای کیفی و کمی است. در بخش کیفی، در بخش کیفی پژوهش حاضر، جامعه آماری را مدیران و مسئولان سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد تجاری در شهرهای کیش، قشم و چابهار تشکیل می دهند. در بخش کمی نیز جامعه آماری شامل کارشناسان حوزه فناوریهای ارتباطی و همچنین روزنامه نگاران و فعالان رسانه ای حوزه اقتصاد و امنیت در شهرهای کیش، قشم و چابهار هستند. در بخش کیفی پژوهش، از روش نمونه گیری هدفمند استفاده شده است و در مجموع با انتخاب ده نفر، پژوهش اشباع نظری حاصل شده است. همچنین در قسمت کمی تحقیق، تعداد ۳۸۸ پرسشنامه مورد تجزیه و تحلیل نهایی قرار گرفت. به منظور جمع آوری نمونه، از روشهای نمونه گیری هدفمند استفاده شده است.

یافته های کمی بیانگر آن است که بین استفاده از قابلیت های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی از یک سو و توسعه امنیت اقتصادی و اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی و بهبود عملکرد سازمان های نظارتی از سوی دیگر ارتباط معناداری وجود دارد. همچنین، یافته های کیفی پژوهش بیانگر آن است که از دیدگاه مصاحبه شوندگان سنجش ذائقه و پی بردن به آستانه تهدیدات، تسهیل امکان رصد نظرات و دیدگاه های ساکنین منطقه، امکان تعامل آسانتر با سرمایه گذاران و تاجران، تشخیص اخبار صحیح از جعلی با استفاده از ابزار هوش مصنوعی، امکان نظارت و کنترل بر گردشگران و سرمایه گذاران خارجی، تسهیل نظارت و کنترل بر سازمانها و ارگانهای دولتی، افزایش سرعت اطلاع رسانی و بهبود کیفیت روابط عمومی، بهره گیری از نظرات و دیدگاههای کارشناسان و نخبگان در سطح فضای مجازی از مهمترین ظرفیت های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در پشتیبانی از سازمان های نظارتی به شمار می آید.

واژگان کلیدی: فناوری های نوین ارتباطی و اطلاعاتی، امنیت اجتماعی، امنیت اقتصادی، سازمان های نظارتی.

طبقه بندی JEL: O32, Q1, O12

۱ گروه علوم ارتباطات، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. hamidrezailka7@gmail.com

۲ گروه علوم ارتباطات، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) rostamiuk1@gmail.com

۳ گروه علوم ارتباطات، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. moh.rasouli@iauctb.ac.ir



۱- مقدمه

شبکه های اجتماعی بدون شک تحولات گسترده ای را در تمامی عرصه های اجتماعی و اقتصادی بشریت به دنبال داشته و تاثیر آن بر جوامع بشری به گونه ای است که جهان امروز به سرعت در حال تبدیل شدن به یک جامعه اطلاعاتی است. جامعه ای که در آن دانایی و میزان دسترسی و استفاده مفید از دانش، دارای نقشی محوری و تعیین کننده است. گستردگی کاربرد و تاثیرات آن در ابعاد مختلف زندگی امروزی و آینده جوامع بشری به یکی از مهمترین مباحث روز جهان مبدل شده و توجه بسیاری از کشورهای جهان را به خود معطوف کرده است (اسماعیل و همکاران^۱، ۲۰۱۸).

فناوری اطلاعات و ارتباطات برای توسعه^۲ به استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات در زمینه های توسعه اجتماعی و اقتصادی، توسعه بین المللی و حقوق بشر اشاره می کند (لی^۳، ۲۰۲۳). این نظریه بیان می کند که اطلاعات و ارتباطات هر چه بیشتر و بهتر در یک جامعه، به توسعه آن جامعه کمک بیشتری می کند (وو و همکاران^۴، ۲۰۱۸). مبحث فناوری اطلاعات و ارتباطات برای توسعه به مکتبی فکری باز می گردد که پیشنهاد استفاده از فناوری برای توسعه را مطرح می کند. پایه های نظری آن را می توان در نظریه تکامل اجتماعی اقتصادی شومپتتری جستجو کرد (عسگری و جعفری، ۱۳۹۵). که عبارت است از یک فرایند پی در پی از تحولات خلاقانه که منجر به نوسازی شیوه عمل در کلیت جامعه شامل حوزه های اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی آن می شود. موتور محرک این فشار پی در پی برای تحول خلاقانه، تغییرات فناوری است (جو و همکاران^۵، ۲۰۱۸).

کشورهای متفاوتی اعم از توسعه یافته و در حال توسعه با توجه به ویژگی مناطق آزاد تجاری صنعتی برای دستیابی به هدف هایی نظیر توسعه اقتصاد ملی، جذب سرمایه های خارجی، استفاده از برتری های نسبی، ایجاد فرصت های شغلی، تربیت نیروی انسانی، افزایش درآمدهای ناشی از فعالیت های خدماتی، افزایش کارایی اقتصاد ملی، توسعه منطقه ای و تبدیل بخش های عقب مانده به قطب های توسعه، اقدام به ایجاد مناطق آزاد تجاری صنعتی کرده اند (میدو و اسماعیل^۶، ۲۰۱۸).

یکی از موقعیت های ژئوپلیتیک ایران، مناطق آزاد تجاری می باشند. مناطق آزاد نه فقط به عنوان ابزارهای توسعه اقتصادی، بلکه عواملی برای جلب سرمایه، انتقال تکنولوژی، آموزش نیروی انسانی، وصل شدن به بازار جهانی و در نهایت، دریچه ای به سوی توسعه اقتصادی به شمار می روند. امروزه کشورها برای تامین سرمایه و ایجاد زیرساخت های اساسی رشد و توسعه اقتصادی، کسب فناوری های نوین، ایجاد اشتغال و مواردی از این قبیل، ناگزیر از برنامه ریزی برای جلب و جذب سرمایه های داخلی و خارجی هستند و ایجاد مناطق آزاد و ویژه اقتصادی یکی از مهمترین راهکارهای کشورهای مختلف دنیا در چند دهه اخیر برای نیل به این مهم بوده است (طالبی گلین قشلاقی و همکاران، ۱۴۰۱). ایران؛ یکی از کشورهای در حال توسعه است که برغم برخورداری از

¹ Ismail et al.

² Information and Communications Technologies for Development

³ Lee

⁴ Wu et al.

⁵ Njo et al.

⁶ Midoun & Ismail

منابع عظیم انسانی و اقتصادی، ویژگی متنوع آب و هوایی، منابع قابل توجه معدنی و نفتی، برخورداری از جاذبه های توریستی بی نظیر و آثار باستانی نتوانسته است، مراحل دستیابی به توسعه مطلوب را به طور کامل طی کند. یکی از ابزارهایی که می تواند بر رشد و توسعه مناطق آزاد در جهت جذب سرمایه تاثیرگذار باشد، رسانه های اجتماعی هستند. در واقع، رسانه های اجتماعی به عنوان فراگیرترین رسانه که امکان انتشار مطالب و محتوا را با سرعت و حجمی بسیار بالا فراهم می نماید، قادر است در حفظ و توسعه امنیت مناطق آزاد کشور و معرفی اقدامات انجام شده در تمام حوزه های اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی در این مناطق عملکرد مثبتی ایفا نماید. از اینرو، هدف اصلی پژوهش حاضر آن است که ظرفیت و کارکرد فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی (ICT) در پشتیبانی از سازمانهای نظارتی مناطق آزاد کشور را مورد بررسی قرار دهد. بنابراین، این تحقیق در صدد آن است که به این سوال پاسخ دهد که فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی (ICT) در پشتیبانی از سازمانهای نظارتی مناطق آزاد کشور از چه ظرفیتها و کارکردهایی برخوردار هستند؟

مبانی نظری پژوهش

نظریه جامعه شبکه ای

مانوئل کاستلز برخلاف اکثر نظریه های اجتماعی کلاسیک که فرض را بر تسلط زمان بر مکان می گذارند، این فرضیه را مطرح میکنند که "مکان، زمان را در جامعه شبکه ای سازمان می دهد" (کاستلز^۱، الف)، ۱۳۸۰: ۲۵۱). به موجب این نظریه تحت تأثیر "پارادایم فناوری اطلاعات" و شکل ها و فرایندهای اجتماعی متأثر از آن "فضای جریان ها" شکل می گیرد که منطق جدیدی دارد. "فضای جریانها، سازماندهی مادی و عملکردهای اجتماعی است که دارای اشتراک زمانی هستند و از طریق جریان ها عمل می کنند" (کاستلز (ب)، ۱۳۸۰: ۲۴۰).

فرضیه کاستلز در این باره چنین تبیین شده است که فضای جریان ها از ریز شبکه های فردی تشکیل شده است که منافع خود را در شبکه های کلان کارکردی مطرح می کنند. مارتین اینس این مفهوم را دشوارترین و در عین حال بنیادیترین بخش این نظریه می داند که مستقی مترین جلوه دگرگونی های تکنولوژیک موجودیت انسانی است (اینس^۲، ۸۴: ۱۳۸۴).

کاستلز با نقد نظریات پیشین خود اکنون "فضای جریان ها" را در مقابل فضای مکان ها قرار نمی دهد و با طرح مفاهیمی چون "مردمی شدن فضای جریان ها" از وجود همزمان "فضای جریان ها" و "فضای مکان ها" سخن می گوید که هر دو می توانند بیانگر منافع اجتماعی متعارضی باشند، اما الزاماً وجه تمایز آنها نخبگان و عامه نیستند (جاوید و همکاران، ۱۴۰۲). به این ترتیب، در اندیشه کاستلز از آنجا که فرهنگ ها بر فرایندهای ارتباطی و همه اشکال ارتباط بر مبنای تولید و مصرف نشانه ها استوارند، هیچ گونه جدایی بین واقعیت و نمایش نمادین وجود ندارد و ویژگی مهم جامعه شبکه ای نه القای واقعیت مجازی بلکه ایجاد مجاز واقعی است (کاستلز (الف)، ۱۳۸۰: ۴۳۱).

¹ Castells

² Castells & Ince

به عقیده وی تعامل میان این فرایندها، یک ساختار نوین اجتماعی مسلط؛ یعنی جامعه شبکه ای، یک فرهنگ مجاز واقعی را به عرصه وجود آورده است. منطق نهفته در این اقتصاد، جامعه و فرهنگ، زیر بنای کنش و نهادهای اجتماعی در سراسر جهانی به هم پیوسته خواهد بود (کاستلز، (ب)، ۱۳۸۰: ۴۱۷).

امنیت از منظر مکتب کپنهاگ

باری بوزان در خصوص امنیت معتقد است که باید امنیت را برابر با رهایی از تهدید تعریف کرد. از نظر وی امنیت در نبود مسأله دیگری به نام تهدید درک می شود. این تعریف باری بوزان، به تعریف امنیت در دوران جنگ سرد که مضیق و تک بعدی و مورگنتایی بود نزدیک است، ولی خود بوزان امنیت را پس از جنگ سرد، دیگر در نبود تهدید سنتی تعریف نمی کند. او می گوید: «امنیت را باید چندبعدی نگرینست که ابعادی مانند مهاجرت، سازمان های جنائی فراملی و فروملی، محیط زیست و رفاه اقتصادی را شامل می شود». از نظر بوزان، دولت دیگر تنها مرجع امنیت محسوب نمی شود، افراد، گروه های فراملی، سازمان های غیردولتی فراملی و فروملی رسانه ها و تروریسم همگی در وجوه امنیت مرجع هستند. برای چندی بعدی بودن امنیت بایستی تأثیر فرهنگ، جغرافیا محیط زیست، تمدن و مذهب و از همه مهم تر هویت را فهمید. بوزان می گوید: «جهان آرمانی، جهانی نیست که در آن هر کس موفق شود به امنیت دست یابد، بلکه جهانی است که در آن دیگر نیازی به گفت و گو و بحث بر سر امنیت نباشد (نیومن^۱، ۲۰۰۵: ۹۹).

مکتب کپنهاگ نقطه نظرات کسانی که امنیت را فقط در چارچوب عینی و جدا از ذهن و افکار افراد تلقی می کنند، رد کرده و آن را به عنوان موضوعی بین ذهنی تعریف می کند. بوزان نقطه آغاز مسأله امنیت را ذهنی و مبتنی بر تصمیم بازیگران معرفی می کند. او بیان می دارد که: «مسأله امنیت در اجتماع شناخته می شود، زیرا بازیگران می توانند به آن رجوع کنند و برخی پدیده ها را به عنوان تهدید نگاه کنند و دیگران را وادار نمایند که از وضعیتی امنیتی شده و الزامات آن پیروی نمایند». بنابراین به نظر نمی رسد که این مسائل صرفاً در ذهن های بسته وجود داشته باشد، بلکه یک ویژگی اجتماعی است. (عبدالله خانی، ۱۳۸۲: ۱۲۶)

پیشینه تحقیق

آقایی خوندابی (۱۳۸۶) در مقاله ای تاثیرات رشد فناوری ارتباطات و اطلاعات را بر توسعه ی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، بررسی کرده اند. در این مقاله رشد زیرساخت های مربوط به فناوری های نوین به عنوان یکی از راه های دستیابی به توسعه پایدار مطرح شده است. نکته ی قابل توجه این است که به ادعای این مقاله، کلید توسعه ی اقتصادی مالزی، به عنوان یکی از کشورهای اسلامی پیشگام در توسعه، افزایش و ارتقای زیرساخت های مربوط به فناوری ارتباطات بوده است که علاوه بر فراهم آوردن امکان اطلاع رسانی سراسری، آن کشور را در بهره برداری از امکانات و استعدادهای خود توانا کرده است. علاوه بر این، مشیری و نیکپور (۱۳۸۶) در نگاهی به

¹ Newman

وضعیت کشورهای مختلف، به این نتیجه رسیده است که رشد فناوری اطلاعات و ارتباطات تقریباً در تمام کشورها ارتباطی معنادار با رشد اقتصادی داشته است. این مقاله با بررسی وضعیت ۷۵ کشور در زمینه ی میزان دسترسی مردم به ارتباطات و سایر شاخص های مربوطه، به این نتیجه رسیده است که افزایش توان کشورها در زمینه فناوری های نوین ارتباطی و اطلاعاتی می تواند به آنها در دستیابی به توسعه اقتصادی کمک نماید. همچنین، بیات و حاتمی (۱۳۹۱) در تحقیقی که در مورد عوامل توسعه نیافتگی مکران ارائه کرده، با اشاره به ضعف هایی که از نظر فرهنگی و اجتماعی در این منطقه وجود دارد، به لزوم ارائه ی آموزش ها و تقویت زیرساخت های آموزشی اشاره کرده است. یکی از اصلی ترین کاربردهای شبکه های اجتماعی برای ایجاد رشد و توسعه ی اقتصادی، از طریق بالا بردن آگاهی ها و اطلاع رسانی درست است که این تحقیق نیز به نوعی موید ورود فناوری ارتباطات و اطلاعات به حوزه ی توسعه منطقه است.

در بین پژوهشهای خارجی انجام شده نیز اسماعیل و همکاران (۲۰۱۸) به مطالعه تأثیر رسانه های اجتماعی آنلاین بر تصمیم سرمایه گذاری در مالزی مبادرت نمودند. جامعه آماری تحقیق سرمایه گذاران در پایتخت مالزی بوده اند. یافته ها نشان می دهد که متغیرهای مستقل از جمله اطلاعات در رسانه های اجتماعی، رفتار جامعه آنلاین در رسانه های اجتماعی و تصویر شرکت در رسانه های اجتماعی، تأثیر معنی داری بر تصمیم سرمایه گذاری دارند. علاوه بر این، مورا و اموجولا^۱ (۲۰۱۸) به بررسی نقش رسانه های اجتماعی در توسعه کارآفرینی در پایتخت نیجیریه پرداختند. در این پژوهش با استفاده از ابزار پرسشنامه با ۳۰۰ نفر از مدیران شرکت های کوچک و متوسط در پایتخت نیجیریه مصاحبه صورت گرفته است. یافته ها حاکی از آن است که استفاده از پیام رسان واتساپ منجر به دستیابی بیشتر به بازار و بهبود روابط مشتری می شود. یافته های دیگر پژوهش بیانگر آن است که استفاده از رسانه های اجتماعی به عنوان مؤلفه ای از استراتژی رشد اقتصادی در بین مدیران است. همچنین، لی (۲۰۲۳) به بررسی نقش استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات، رضایت از ارتباطات داخلی و مشارکت کارکنان کار از خانه با تأکید بر نقش میانجی گرایش وابستگی پرداختند. نتایج بدست آمده بیانگر آن است که استفاده رسمی از فناوری اطلاعات و ارتباطات برای کار - ایمیل، ویدئو کنفرانس، پیام های فوری و تلفن - ارتباط مثبتی با رضایت اطلاعاتی و ارتباطی کارکنان، که به نوبه خود، مشارکت آنها را افزایش داد. استفاده غیررسمی از فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز به طور مثبتی با رضایت رابطه ای کارکنان مرتبط بود و چنین تأثیری به ویژه برای کارکنانی که تمایل به وابستگی بالایی داشتند برجسته بود.

روش تحقیق

در این تحقیق، با توجه به موضوع پژوهش و به منظور دستیابی به پاسخ های عمیق از روش تحقیق آمیخته استفاده شده است که ترکیبی از روش های کیفی بر اساس تکنیک تحلیل مضمون و کمی مبتنی بر پرسشنامه استفاده است که در ذیل به اختصار توضیح داده شده است. در این راستا، به منظور شناسایی ظرفیت ها و کارکردهای

¹ Morah & Omojola

فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی (ICT) در پشتیبانی از سازمانهای نظارتی مناطق آزاد کشور، ابتدا با استفاده از روش کیفی مبتنی بر مصاحبه با کارشناسان، مولفه‌های اثرگذار جمع‌آوری و سپس در قالب رویکرد کمی مبتنی بر تکنیک پیمایش، از عوامل و مولفه‌های مذکور به منظور تدوین پرسشنامه تحقیق استفاده و بین اعضای نمونه توزیع شده است.

جامعه آماری و نمونه

در بخش کیفی پژوهش حاضر، جامعه آماری را مدیران و مسئولان سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد تجاری در شهرهای کیش، قشم و چابهار تشکیل می‌دهند. علاوه بر این، جامعه آماری شامل کارشناسان حوزه فناوریهای ارتباطی و همچنین روزنامه نگاران و فعالان رسانه‌ای حوزه اقتصاد و امنیت در شهرهای کیش، قشم و چابهار هستند. نظر به دشواری دسترسی به مدیران و مسئولان سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد تجاری در شهرهای کیش، قشم و چابهار از نمونه‌گیری هدفمند استفاده شده است، بدین ترتیب که کلیه اعضای جامعه آماری که امکان ارائه اطلاعات مناسب در زمینه این پژوهش را داشته را مورد مصاحبه قرار داده است. مصاحبه‌ها تا دستیابی به اشباع نظری ادامه یافته است که در نهایت با ۱۰ نفر از اعضای جامعه آماری مصاحبه صورت گرفت. در بخش کمی پژوهش، با توجه به محدودیت جامعه آماری از نمونه‌گیری هدفمند استفاده شده است، بدین ترتیب که پرسشنامه در اختیار کلیه اعضای جامعه آماری که امکان ارائه اطلاعات مناسب در زمینه این پژوهش را داشتند قرار داده شده است. بر این اساس تعداد ۴۰۰ پرسشنامه در بین پاسخگویان توزیع شده است که چند پس از حذف پرسشنامه‌های بی پاسخ و مخدوش، تعداد ۳۸۸ پرسشنامه مورد تجزیه و تحلیل نهایی قرار گرفت.

ابزار جمع‌آوری داده‌ها

برای جمع‌آوری داده‌ها در تحقیق حاضر از مطالعات کتابخانه‌ای شامل کتب و مقالات موجود در کتابخانه‌ها و مقالات موجود در پایگاههای اینترنتی و همچنین پایان‌نامه‌های فارسی استفاده شده است. علاوه بر این، در بخش کیفی و در راستای تجزیه و تحلیل سئوالات بخش کیفی از مصاحبه استفاده شده است و در فاز کمی از ابزار پرسشنامه بهره گرفته شده است. در این تحقیق، پژوهشگر به منظور بررسی روایی پرسشنامه، این که آیا سئوالات مطرح شده اهداف مورد نظر را پوشش می‌دهد و مانعی از نگارش و ابهامات در جملات ندارد، از روایی صوری استفاده کرده است. بر اساس نتایج بدست آمده نمره تاثیر برای کلیه گویه‌های تحقیق از نمره تاثیر بالای ۴ برخوردار بوده اند که بیانگر روایی قابل قبول سئوالات پرسشنامه در اندازه گیری سازه‌ها است. علاوه بر این، به منظور بررسی پایایی ابزار اندازه‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شده است که با توجه به مقادیر ضرایب بدست آمده بالاتر از ۰.۷۰ برای یک نمونه ۳۰ نفری، پژوهشگر اطمینان حاصل نمود که ابزار پرسشنامه از اعتبار مطلوب برخوردار است. بدین معنی که پاسخ‌های داده شده ناشی از شانس و تصادف نبوده، بلکه به دلیل اثر متغیری می‌باشد که مورد آزمون قرار گرفته است.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر، برای تجزیه و تحلیل داده‌های به‌دست‌آمده از مصاحبه‌ها، از تکنیک تحلیل مضمون^۱ استفاده شده است؛ تحلیل مضمون روشی برای تعیین، تحلیل و بیان الگوهای موجود درون داده‌ها است. این روش در حداقل خود داده‌ها را سازماندهی و در قالب جزئیات توصیف می‌کند. اما می‌تواند از این فراتر رفته و جنبه‌های مختلف موضوع پژوهش را تفسیر کند (اترد و کالسون^۲، ۲۰۱۲). علاوه بر این، به منظور تجزیه و تحلیل داده‌های کمی از نرم‌افزار آماری SPSS 25 و روش ضریب همبستگی پیرسون^۳ استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

یافته‌های کیفی

در این بخش مصاحبه‌های انجام شده با مدیران و مسئولان سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد تجاری در شهرهای کیش، قشم و چابهار، با استفاده از روش تحلیل مضمون مورد تحلیل قرار گرفته است. پس از رسیدن به کفایت نظری محقق با گردآوری مضامین سازمان دهنده در جریان تحقیق و فراوانی مضامین پایه مرتبط با هر کدام از این مضامین سازمان دهنده اقدام به حذف مضامین نزدیک به هم یا کم اهمیت تر (از منظر کم بودن میزان فراوانی) نموده است تا شبکه مضامین فراگیر تحقیق حاصل شود که در جدول شماره ۱ ارائه شده است. علاوه بر این، پس از مرور جدول شماره ۱ می‌مضامین سازمان دهنده ای که از منظر محقق به لحاظ محتوایی و درونمایه به هم شبیه هستند، در قالب یک مضمون فراگیر مطرح شده است تا جدول شبکه مضامین فراگیر تحقیق ترسیم گردد که در جدول شماره ۲ ارائه شده است. همانطور که یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد مضامینی همچون تسریع در روند رشد و توسعه اقتصادی، افزایش گرایش گردشگران به منطقه، احساس نزدیکی و افزایش مشارکت ساکنین منطقه، ارتقا فرهنگ جامعه، تسهیل ارتباط سرمایه‌گذاران و تاجران با یکدیگر، افزایش سرعت اطلاع‌رسانی و بهبود کیفیت روابط عمومی، تسهیل ارتباط ساکنین منطقه با گردشگران داخلی و خارجی، افزایش سرمایه اجتماعی، پایگاه اجتماعی شهروندان و تسهیل امکان رصد نظرات و دیدگاه‌های ساکنین منطقه بالاترین میزان فراوانی را در بین دیدگاه‌های متخصصان به خود اختصاص داده‌اند.

¹ Thematic Analysis

² Attard & Coulson

³ Pearson Correlation Coefficient

جدول شماره ۱ شبکه مضامین سازمان دهنده ظهور یافته در جریان تحقیق و فراوانی مضامین پایه مرتبط

ردیف	عنوان مضمون سازمان دهنده	فراوانی مضامین پایه مرتبط
۱	تسریع در روند رشد و توسعه اقتصادی	۶
۲	تسهیل ارتباط سرمایه‌گذاران و تاجران با یکدیگر	۵
۳	بازتاب تصویری واقعی به سرمایه‌گذاران خارجی و جذب سرمایه	۳
۴	افزایش گرایش گردشگران به منطقه	۶
۵	افزایش سرعت اطلاع‌رسانی و بهبود کیفیت روابط عمومی	۵
۶	افزایش تعامل و ارتباط ساکنین منطقه با یکدیگر	۴
۷	احساس نزدیکی و افزایش مشارکت ساکنین منطقه	۶
۸	ارتقا فرهنگ جامعه	۶
۹	تسهیل ارتباط ساکنین منطقه با گردشگران داخلی و خارجی	۵
۱۰	سنجش علاقه، گرایش و افکار سیاسی جامعه	۴
۱۱	افزایش مشارکت سیاسی و تقویت کنش‌های سیاسی مشترک	۴
۱۲	گسترش حمایت مدنی و تقویت پایه‌های اعتماد به حاکمیت	۴
۱۳	ابزار سنجش ذائقه و پی بردن به آستانه تهدیدات	۳
۱۴	تامین نیازهای اطلاعاتی	۴
۱۵	تصورسازی مثبت از قدرت سیاسی	۴
۱۶	ارائه الگوی مردم‌سالاری دینی به دیگر ملل	۳
۱۷	حمایت بیشتر دولت از سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی	۴
۱۸	افزایش سرمایه اجتماعی	۵
۱۹	بهبود عملکرد ارتباطی	۳
۲۰	تقویت قدرت کنترل نیروهای انتظامی و سازمان‌های نظارتی	۴
۲۱	پایگاه اجتماعی شهروندان	۵
۲۲	فضای فیزیکی شهر	۴
۲۳	تسهیل امکان رصد نظرات و دیدگاه‌های ساکنین منطقه	۵
۲۴	امکان تعامل آسانتر با سرمایه‌گذاران و تاجران	۴
۲۵	تشخیص اخبار صحیح از جعلی با استفاده از ابزار هوش مصنوعی	۴
۲۶	امکان نظارت و کنترل بر گردشگران و سرمایه‌گذاران خارجی	۴
۲۷	تسهیل نظارت و کنترل بر سازمانها و ارگانهای دولتی	۳
۲۸	افزایش سرعت اطلاع‌رسانی و بهبود کیفیت روابط عمومی	۳
۲۹	بهره‌گیری از نظرات و دیدگاههای کارشناسان و نخبگان در سطح فضای مجازی	۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول شماره ۲ جدول شبکه مضامین فراگیر تحقیق

ردیف	عنوان مضمون فراگیر	شماره عناوین سازمان دهنده زیرمجموعه
۱	تسریع در روند رشد و توسعه اقتصادی، تسهیل ارتباط سرمایه‌گذاران و تاجران با یکدیگر، بازتاب تصویری واقعی به سرمایه‌گذاران خارجی و جذب سرمایه، افزایش گرایش گردشگران به منطقه، افزایش سرعت اطلاع رسانی، و بهبود کیفیت روابط عمومی	۱-۵
۲	افزایش تعامل و ارتباط ساکنین منطقه با یکدیگر، احساس نزدیکی و افزایش مشارکت ساکنین منطقه، ارتقا فرهنگ جامعه، تسهیل ارتباط ساکنین منطقه با گردشگران داخلی و خارجی، سنجش علاقه، گرایش و افکار سیاسی جامعه، افزایش مشارکت سیاسی و تقویت کنش‌های سیاسی مشترک، گسترش حمایت مدنی و تقویت پایه‌های اعتماد به حاکمیت، ابزار سنجش ذائقه و پی بردن به آستانه تهدیدات، تامین نیازهای اطلاعاتی، تصویرسازی مثبت از قدرت سیاسی، ارائه الگوی مردم‌سالاری دینی به دیگر ملل، حمایت بیشتر دولت از سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی، افزایش سرمایه اجتماعی، بهبود عملکرد ارتباطی، تقویت قدرت کنترل نیروهای انتظامی و سازمان‌های نظارتی، پایگاه اجتماعی شهروندان، فضای فیزیکی شهر	۶-۲۲
۳	تسهیل امکان رصد نظرات و دیدگاه‌های ساکنین منطقه، امکان تعامل آسانتر با سرمایه‌گذاران و تاجران، تشخیص اخبار صحیح از جعلی با استفاده از ابزار هوش مصنوعی، امکان نظارت و کنترل بر گردشگران و سرمایه‌گذاران خارجی، تسهیل نظارت و کنترل بر سازمانها و ارگانهای دولتی، افزایش سرعت اطلاع رسانی و بهبود کیفیت روابط عمومی، بهره‌گیری از نظرات و دیدگاههای کارشناسان و نخبگان در سطح فضای مجازی	۲۳-۲۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

پاسخ به سوالات کیفی تحقیق

سوال اول: استفاده از ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی چه نقشی در توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی ایفا می نماید؟

سوال اول پژوهش حاضر در خصوص نقش استفاده از ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی بوده است. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که از دیدگاه صاحب‌ه‌شوندگان استفاده تسریع در روند رشد و توسعه اقتصادی، تسهیل ارتباط سرمایه‌گذاران و تاجران با یکدیگر، بازتاب تصویری واقعی به سرمایه‌گذاران خارجی و جذب سرمایه، افزایش گرایش گردشگران به منطقه، افزایش سرعت اطلاع رسانی، و بهبود کیفیت روابط عمومی از مهمترین اثرات استفاده از ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی به شمار می‌آید.

سوال دوم: استفاده از ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی چه نقشی در توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی ایفا می نماید؟

سوال دوم پژوهش حاضر در خصوص نقش استفاده از ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی بوده است. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که از دیدگاه مصاحبه‌شوندگان افزایش تعامل و ارتباط ساکنین منطقه با یکدیگر، احساس نزدیکی و افزایش مشارکت ساکنین منطقه، ارتقا فرهنگ جامعه، تسهیل ارتباط ساکنین منطقه با گردشگران داخلی و خارجی، سنجش علاقه، گرایش و افکار سیاسی جامعه، افزایش مشارکت سیاسی و تقویت کنش‌های سیاسی مشترک، گسترش حمایت مدنی و تقویت پایه‌های اعتماد به حاکمیت، ابزار سنجش ذائقه و پی بردن به آستانه تهدیدات، تامین نیازهای اطلاعاتی، تصویرسازی مثبت از قدرت سیاسی، ارائه الگوی مردم‌سالاری دینی به دیگر ملل، حمایت بیشتر دولت از سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی، افزایش سرمایه اجتماعی، بهبود عملکرد ارتباطی، تقویت قدرت کنترل نیروهای انتظامی و سازمان‌های نظارتی، پایگاه اجتماعی شهروندان، فضای فیزیکی شهر از مهمترین نقش اثرات استفاده از ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی به شمار می‌آید.

سوال سوم: ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی از چه ظرفیت‌هایی به منظور پشتیبانی از سازمان های نظارتی برخوردارند؟

سوال سوم پژوهش حاضر در خصوص ظرفیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در پشتیبانی از سازمان های نظارتی بوده است. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که از دیدگاه مصاحبه‌شوندگان تسهیل امکان رصد نظرات و دیدگاه‌های ساکنین منطقه، امکان تعامل آسانتر با سرمایه‌گذاران و تاجران، تشخیص اخبار صحیح از جعلی با استفاده از ابزار هوش مصنوعی، امکان نظارت و کنترل بر گردشگران و سرمایه‌گذاران خارجی، تسهیل نظارت و کنترل بر سازمانها و ارگانهای دولتی، افزایش سرعت اطلاع رسانی و بهبود کیفیت روابط عمومی، بهره‌گیری از نظرات و دیدگاههای کارشناسان و نخبگان در سطح فضای مجازی از مهمترین ظرفیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی در پشتیبانی از سازمان های نظارتی به شمار می‌آید.

یافته‌های کمی تحقیق

سیمای پاسخگویان

از مجموع پاسخگویان، ۵۱.۵ درصد مرد و ۴۸.۵ درصد نیز زن بوده اند. همچنین، ۲۸.۱ درصد در گروه سنی ۲۵-۱۸ سال، ۲۴.۷ درصد ۳۱-۳۵ سال، ۲۴.۵ درصد در گروه سنی ۲۵-۲۸ سال و ۲۲.۷ درصد در گروه سنی ۳۱-۲۸ سال قرار داشته‌اند. علاوه بر این، از مجموع پاسخگویان، ۵۲.۵ درصد دارای تحصیلات در حد کاردانی و کارشناسی و ۴۷.۴ درصد نیز در سطح کارشناسی‌ارشد و بالاتر بوده اند.

آزمون فرضیه ها

فرضیه اول: بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی ارتباط معناداری وجود دارد.

به منظور بررسی ارتباط بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی، از آزمون آماری ضریب همبستگی پیرسون استفاده کرده ایم. با توجه به نتایج بدست آمده، مقدار آماره پیرسون برابر ۰.۵۴۱ با میزان سطح معناداری ۰.۰۰۰ است. چون میزان سطح معناداری از ۰.۰۱ کمتر است لذا فرضیه اصلی با ۹۹ درصد اطمینان و یک درصد خطا تأیید می شود. مقدار ضریب همبستگی نشان دهنده ارتباط بین دو متغیر در سطح متوسط و بصورت مستقیم می باشد. بنابراین یافته‌های آماری نشان می دهد که بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی ارتباط معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد با افزایش استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی، امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت و بالعکس. بنابراین فرضیه اول تحقیق تأیید می گردد.

جدول شماره ۳ آزمون ضریب همبستگی پیرسون بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اقتصادی مناطق آزاد ویژه اقتصادی

توسعه امنیت اقتصادی		قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی
سطح معناداری	آماره پیرسون	
۰.۰۰۰	۰.۵۴۱	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه دوم: بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی ارتباط معناداری وجود دارد.

به منظور بررسی ارتباط بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی، از آزمون آماری ضریب همبستگی پیرسون استفاده کرده ایم. با توجه به نتایج بدست آمده، مقدار آماره پیرسون برابر ۰.۵۷۷ با میزان سطح معناداری ۰.۰۰۰ است. چون میزان سطح معناداری از ۰.۰۱ کمتر است لذا فرضیه اصلی با ۹۹ درصد اطمینان و یک درصد خطا تأیید می شود. مقدار ضریب همبستگی نشان دهنده ارتباط بین دو متغیر در سطح متوسط و بصورت مستقیم می باشد. بنابراین یافته‌های آماری نشان می دهد که بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی ارتباط معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد با افزایش استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی، امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت و بالعکس. بنابراین فرضیه دوم تحقیق تأیید می گردد.

جدول شماره ۴ آزمون ضریب همبستگی پیرسون بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اجتماعی مناطق آزاد ویژه اقتصادی

توسعه امنیت اجتماعی		قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی
سطح معناداری	آماره پیرسون	
۰.۰۰۰	۰.۵۷۷	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فرضیه سوم: بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و بهبود عملکرد سازمان های نظارتی ارتباط معناداری وجود دارد.

به منظور بررسی ارتباط بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و بهبود عملکرد سازمان های نظارتی مناطق آزاد ویژه اقتصادی، از آزمون آماری ضریب همبستگی پیرسون استفاده کرده ایم. با توجه به نتایج بدست آمده، مقدار آماره پیرسون برابر ۰.۳۱۱ با میزان سطح معناداری ۰.۰۰۰ است. چون میزان سطح معناداری از ۰.۰۱ کمتر است لذا فرضیه اصلی با ۹۹ درصد اطمینان و یک درصد خطا تأیید می شود. مقدار ضریب همبستگی نشان دهنده ارتباط بین دو متغیر در سطح متوسط و بصورت مستقیم می باشد. بنابراین یافته‌های آماری نشان می دهد که بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و بهبود عملکرد سازمان های نظارتی ارتباط معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد با افزایش استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی، عملکرد سازمان های نظارتی نیز بهبود خواهد یافت و بالعکس. بنابراین فرضیه سوم تحقیق تایید می گردد.

جدول شماره ۵ آزمون ضریب همبستگی پیرسون بین استفاده از قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و عملکرد سازمان های نظارتی مناطق آزاد ویژه اقتصادی

عملکرد سازمان های نظارتی		قابلیت‌های ابزارهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی
سطح معناداری	آماره پیرسون	
۰.۰۰۰	۰.۳۱۱	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بحث و نتیجه گیری

ظهور فناوری های نوین ارتباطی، دگرگونی بنیادینی را در ارتباطات انسانی ایجاد کرده است. از آنجا که انتقال و جریان فرهنگ از طریق ارتباطات صورت می گیرد، حوزه فرهنگ که نظام هایی از عقاید و رفتارها را شامل می شود، با ظهور تکنولوژی جدید دچار دگرگونی های بنیادین می شود ورود فناوریهای ارتباطی، دگرگونی در ساختار ارتباطات انسانی ایجاد کرده است. بل معتقد است جهان مجازی و امکان برقراری ارتباطات همزمان و بی‌شمار،

منشاء ظهور فرهنگ های آنی و به دنبال آن ظهور هویت های خلق الساعه شده است که در دوره محدودی شکل می گیرد و با ظهور هویت های جدید به سرعت از بین می روند. با آمدن شبکه های اجتماعی مجازی، شکل جدیدی از زندگی در فضای مجازی شکل گرفت و روابط میان افراد با شکل سنتی آن تفاوت کرد و تاثیر غیرقابل انکاری بر روابط اجتماعی بر جای گذاشت. شبکه های اجتماعی یکی از پرطرفدارین رسانه ها هستند که مخاطبان بسیاری از اقشار گوناگون دارند. ویژگی های تعاملی و ایجاد بستر برای ایجاد روابط اجتماعی از دلایل مورد استقبال واقع شدن شبکه های اجتماعی است.

شبکه های اجتماعی با قابلیت هایی که در اختیار کاربران خود قرار می دهند، به اولویت اول کاربران اینترنت تبدیل شده اند. فرد با طیف وسیعی از افراد در ارتباط است و علایق خود در زمینه های مختلف را با آنها به اشتراک می گذارد. افراد در شبکه های اجتماعی می توانند هویتی کاملا دلخواه داشته باشند و بر پایه همان هویت دلخواه ارتباط مجازی خود را با دیگران گسترش دهند. ظاهر این شبکه ها جمع گرا است. امروزه تغییرات فرهنگی موجب شده که مردم ترجیح دهند در عین تنهایی، ارتباطات گسترده ای هم با جهان پیرامون خود داشته باشند. شبکه های اجتماعی این خواسته را فراهم می کنند. شبکه های اجتماعی مختلف با سرویس ها و خدمات مختلفی که در اختیار کاربران خود قرار می دهند، موجب تاثیرگذاری بیشتر روی زندگی آن ها و جامعه و رفتارهای اجتماعی می شوند. شبکه های اجتماعی در حوزه های مختلف اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و... تاثیرگذارند.

از سوی دیگر، امنیت اجتماعی و اقتصادی یکی از مهم ترین ابعاد امنیت ملی و از اصول مهم و زیرساخت های اساسی کشورها برای دستیابی به توسعه اقتصادی و ارتقای سطح رفاه اجتماعی محسوب می شود و از این رو همیشه مورد توجه سیاست گذاران و برنامه ریزان اقتصادی کشورها بوده است. فقدان امنیت برای فعالیت اقتصادی، از مفهوم ریسک و عدم اطمینان مجزا است. در شرایط ریسک، فعالان اقتصادی با دو احتمال در حرکت اقتصادی خود روبرو هستند که یکی سود بیشتر و دیگری سود کمتر خواهد داشت. در فضای عدم اطمینان، فعال اقتصادی با بیش از دو گزینه روبرو است که هیچ کدام از گزینه های احتمال موفقیت و شکست در آنها مشخص نیست. اما در شرایط ناامنی اوضاع پیچیده تر از دو حالت قبلی است، چرا که در این حالت، دولت ها در ایجاد کالای عمومی امنیت ناتوان هستند و چشم انداز هر فعالیت اقتصادی، تقریبا هیچ سودی را احتمال نمی دهد. در این وضعیت، فعالان اقتصادی به مفهوم هایی از قبیل خروج سرمایه از کشور و فرار مغزها می اندیشند و هر فعال اقتصادی سعی خواهد کرد که سرمایه و کار خود را به مکان های امنی منتقل نماید و با تبدیل دارایی های خود به پول نقد و دارایی خارجی، هر گونه اثرات ناامنی را به حداقل برساند. امنیت اقتصادی عبارت است از آزادی از هر نوع ترس، شک و ابهام در بلاجرا مانند تعهدات و مطالبات و در عین حال حصول اطمینان از برخورداری از ثمره فعالیت هایی که در زمینه تولید ثروت و مصرف آن صورت می گیرد. امنیت شغلی و اقتصادی، وضعیت باثباتی از شرایط و ساختار فعلی و افق معلوم و روشنی از آینده است که در آن فرد، جامعه، سازمان و دولت احساس رهایی از خطر کرده و به طور بهینه می توانند به تولید، توزیع و مصرف ثروت بپردازند. به عبارت دیگر، یک جامعه را زمانی می توان از لحاظ اقتصادی ایمن دانست که ثبات در آن جامعه وجود داشته و خانوارها و بنگاه ها به عنوان مهم ترین نهادهای اقتصاد و بازار بتوانند در محیط رقابتی سالم و با میزان اطلاعات یکسان به بهینه سازی رفتار خود بپردازند.

در حال حاضر، امنیت اجتماعی و اقتصادی یکی از مهم ترین شاخص های توسعه یافتگی است. کشورهای در حال توسعه، جوامعی هستند که اولین و مهم ترین گام برای آنها دستیابی به امنیت شغلی و اقتصادی است تا در پرتو آن به یک نظام اقتصادی مطلوب برای ارتقای تولید و کارآیی منبع دست یافته و آنگاه به رفاه اقتصادی یا تقلیل کمبود کالاها و خدمات که هدف نهایی هر نظام توسعه یافته است، برسند.

نتایج بدست آمده از پژوهش حاضر در بخشهای کمی و کیفی مبین آن است که بین استفاده از فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و امنیت اجتماعی و اقتصادی و همچنین پشتیبانی از سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد ارتباط معناداری وجود دارد. بنابراین، می توان گفت که از دیدگاه مدیران و مسئولان سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد تجاری از یک سو و همچنین کارشناسان حوزه فناوریهای ارتباطی و همچنین روزنامه نگاران و فعالان رسانه های حوزه اقتصاد و امنیت در شهرهای کیش، قشم و چابهار در خصوص نقش استفاده از فناوریهای نوین ارتباطی و اطلاعاتی و توسعه امنیت اجتماعی، اقتصادی و پشتیبانی از سازمانهای نظارتی در مناطق آزاد همسویی و همگرایی وجود دارد. در توضیح این نتیجه می توان گفت که در عصر جهانی شدن، همانطور که ارتباط میان آدمیان وسعت می یابد، تاثیر محتوا و مطالب منتشر شده بر جنبه گوناگون حیات جامعه از جمله احساس امنیت و نظارت و کنترل نیز متحول می شود. در این راستا با توجه به اهمیت بالای مناطق آزاد تجاری به عنوان قطب های تجارت و ارتباطات اقتصادی کشور با همسایگان و دیگر کشورها، به نظر می رسد شبکه های اجتماعی به عنوان یکی از شاخصه های مهم فناوریهای ارتباطی و اطلاعاتی می توانند با ارائه مطالب و محتوای مناسب، زمینه های ارتقا امنیت اجتماعی و اقتصادی را به منظور جذب سرمایه گذاران فراهم نمایند.

فهرست منابع

- اینس، مارتین. (۱۳۸۴). گفتگوهایی با مانوئل کاستلز، ترجمه حسن چاوشیان و لیلا جوافشانی، تهران: نشر نی.
- آقایی خوندابی، مجید؛ طلعتی، مصطفی و نجارزاده، رضا. (۱۳۸۶). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ict) بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (oic). پژوهش نامه بازرگانی ۱.
- بیات، حمیدرضا و حاتمی، ایرج (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر در توسعه نیافتگی سواحل مکران. اولین همایش ملی توسعه سواحل مکران و اقتدار دریایی جمهوری اسلامی ایران.
- جاوید، محمدرضا، نعمتی زاده، سینا، قاسمی، بهروز. (۱۴۰۲). سنجش کیفیت مدیریت ارتباط با مشتری برای توسعه استراتژیهای بازاریابی دیجیتال در بانک شهر، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۷، شماره ۲: ۳۳۴-۳۱۳.
- طالبی گلین قشلاقی، موسی. حسن زاده، حیدر. مالکی، جلیل. (۱۴۰۱). ایرادات در ضمانت نامه های عندالمطالبه بانکی با تاکید بر مقررات متحدالشکل اتاق بازرگانی بین المللی. فصلنامه اقتصاد مالی، ۳۱۱ تا ۳۲۷
- عبدالله خانی، علی. (۱۳۸۰). شیوه ای برای سنجش امنیت ملی A.H.P، فصلنامه اطلاعات سیاسی-اقتصادی، شماره ۱۶۳ و ۱۶۴.
- عسگری، علی. جعفری، تینا. (۱۳۹۵). ارزیابی آثار اعطای معافیت مالیاتی در مناطق آزاد تجاری ایران (مطالعه موردی منطقه آزاد قشم، کیش و چابهار)، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دهم، شماره ۳۷.

- کاستنر، مانوئل (ب) (۱۳۸۰). پایان هزاره، ترجمه ی احد علیقلیان و افشین خاکباز. تهران: نشر طرح نو.
- کاستنر، مانوئل. (الف) (۱۳۸۰). عصر اطلاعات، ظهور جامعه شبکه‌ای، جلد اول، ترجمه احد علیقلیان و افشین خاکباز. تهران: نشر طرح نو.
- مشیری، سعید؛ نیک‌پور، سمیه. (۱۳۸۶). تأثیر فن آوری اطلاعات و ارتباطات و سرریزهای آن بر رشد اقتصادی کشورهای جهان. پژوهش‌های اقتصادی ایران ۱ (۹).
- نیومن، اسکار. (۱۳۸۷). خلق فضای قابل دفاع، ترجمه فائزه رواقی و صابر کاوه، تهران: انتشارات طحان.
- Attard, A., & Coulson, N. S. (2012). A thematic analysis of patient communication in Parkinson's disease online support group discussion forums. *Computers in Human Behavior*, 28(2), 500-506.
- Ismail, S., Nair, R. K., Sham, R., & Wahab, S. N. (2018). Impacts of online social media on investment decision in Malaysia. *Indian Journal of Public Health Research & Development*, 9(11), 1241-1246.
- Krause, K., & Jütersonke, O. (2005). Peace, security and development in post-conflict environments. *Security dialogue*, 36(4), 447-462.
- Lee, Y. (2023). ICT use, internal communication satisfaction, and engagement of working-from-home employees: The moderating role of affiliative tendency. *Computers in human behavior*, 138, 107472.
- Midoun, S., & Ismail, B. (2018). Digital and free trade zones impact on Malaysia's economy and its prospects (2000–2018). *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(4), 39.
- Morah, D. N., & Omojola, O. (2018). Social media use and entrepreneurship development in Nigeria: Lagos and Onitsha in focus. *International Journal of Advance Study and Research Work*, 1(5), 15-26.
- Njoh, A. J. (2018). The relationship between modern information and communications technologies (ICTs) and development in Africa. *Utilities Policy*, 50, 83-90.
- Plotnick, R. (2017). Economic security for families with children. In *The child welfare challenge* (pp. 95-127). Routledge.
- Wu, J., Guo, S., Huang, H., Liu, W., & Xiang, Y. (2018). Information and communications technologies for sustainable development goals: state-of-the-art, needs and perspectives. *IEEE Communications Surveys & Tutorials*, 20(3), 2389-2406.

Analyzing the Capacity and Function of Modern Information and Communication Technologies (ICT) in Supporting the Monitoring Organizations of the Country's Free Zones (Case Study: Kish, Qeshm and Chabahar)

Hamidreza Ilka¹

Hasan Darziyan Rostami²

Mohammadreza Rasouli³

Received: 12/ January/2025 Accepted: 04/ March /2025

Abstract

The current research was conducted with the aim of identifying the capacity and function of modern information and communication technologies (ICT) in supporting the monitoring organizations of the country's free zones. The mixed research method includes qualitative and quantitative methods. In the qualitative part, in the qualitative part of the current research, the statistical population consists of managers and officials of regulatory organizations in free trade zones in the cities of Kish, Qeshm and Chabahar. In the quantitative part, the statistical population includes experts in the field of communication technologies as well as journalists and media activists in the field of economy and security in the cities of Kish, Qeshm and Chabahar. In the qualitative part of the research, the purposeful sampling method has been used and in total, by selecting ten people, the theoretical saturation research has been achieved. Also, in the quantitative part of the research, 388 questionnaires were analyzed. In order to collect samples, targeted sampling methods were used.

Quantitative findings indicate that there is a significant relationship between the use of new information and communication tools on the one hand and the development of economic and social security in special economic free zones and the improvement of the performance of supervisory organizations on the other hand. Also, the qualitative findings of the research show that from the point of view of the interviewees, measuring the taste and realizing the threshold of threats, facilitating the possibility of monitoring the opinions and views of the residents of the region, the possibility of easier interaction with investors and businessmen, recognizing the correct news from fake using artificial intelligence tools, the possibility of monitoring and controlling foreign tourists and investors, facilitating monitoring and controlling government organizations and bodies, increasing the speed of information and improving the quality of public relations, taking advantage of the opinions and views of experts and elites At the level of virtual space, it is one of the most important capabilities of modern communication and information tools in supporting regulatory organizations.

Key words: new communication and information technologies, social security, economic security, regulatory organizations, free zones.

ClassificationJEL: O32, Q1, O12

¹ Department of Communication Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
hamidrezaalka7@gmail.com

² Department of Communication Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding author)
rostamiuk1@gmail.com

³ Department of Communication Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
moh.rasouli@iauctb.ac.ir



ارائه الگوی برندسازی شخصی افراد کارآفرین در راستای سودآوری صنعت خودرو کشور مبتنی بر نظریه داده بنیاد

ابوالقاسم پهلوان^۱

حمید سعیدی^۲✉

محمدعلی عبدالوند^۳

حمیدرضا سعید نیا^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۴

چکیده

در محیط به شدت رقابتی، کارآفرینان در راه اندازی و مدیریت کسب و کار با چالش‌های متنوعی از جمله افزایش هزینه‌های سربار و ورشکستگی مالی رو به رو هستند؛ کارآفرینان کسب و کار می‌توانند با اتخاذ رویکردها و سیاست‌های اجرایی، نقش مهمی را در پیشگیری و جلوگیری از ورشکستگی و همچنین افزایش سودآوری صنایع به ویژه صنعت خودرو داشته باشند. با توجه به رشد روزافزون فعالیت‌های کارآفرینانه، برندسازی شخصی به عنوان یکی از راهکارهای اصلی می‌تواند در توسعه صنایع و بسترسازی زمینه‌های سود و رشد به ویژه در صنعت خودرو مؤثر واقع شود. با توجه به اهمیت این موضوع، در مقاله حاضر سعی شده است عوامل مؤثر بر برندسازی شخصی افراد کارآفرین در راستای افزایش سودآوری صنعت خودرو بر اساس نظرات خبرگان به صورت نمونه‌گیری در دسترس و هدفمند که به تعداد ۱۲ نفر تعیین شده از طریق مصاحبه، در قالب نظریه داده بنیاد، الگوسازی شود. براساس نتایج تحقیق، عوامل اصلی تأثیرگذار بر تقویت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو در قالب الگوی پارادایمی نظریه‌ی داده بنیاد و نظر خبرگان شناسایی و تدوین گردید. متغیرهای علی شامل عوامل پیش‌برنده فردی و عوامل پیش‌برنده محیطی می‌باشد، متغیرهای مداخله‌گر شامل تسهیل‌گرها می‌باشد، متغیرهای زمینه‌ساز شامل بهره‌گیری از فناوری، به کارگیری روش‌های نوین صنعت و مشتری محوری می‌شود، متغیرهای راهبردی شامل راهبردهای قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین می‌گردد و پیامد مدل موجب توسعه نوآوری، افزایش سودآوری و سهم بازار خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: الگو - برندسازی شخصی - کارآفرین - سودآوری - صنعت خودرو .

طبقه بندی JEL: M30 ، M31 ، L26 و L62

۱ - گروه کارآفرینی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mapahlavan@gmail.com

۲ - گروه مدیریت بازرگانی واحد یادگار امام خمینی(ره) شهرری، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). hsaeeidi@iau.ac.ir

۳ - گروه مدیریت بازرگانی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ma.abdolvand@srbiau.ac.ir

۴ - گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. hr.saeidnia@iau.ac.ir



۱- مقدمه

مسئله سودآوری و نیز عوامل تأثیرگذار بر آن در جهان امروز به یکی از اولویت‌های مهم در سیاست‌گذاری‌های کلان دولت‌ها در عرصه صنعت خودرو تبدیل شده است. بعد از مواجهه تعداد بسیاری از کشورها با بحران‌های سخت در عرصه صنعت خودرو در دو دهه‌ی پایانی قرن بیستم، مقامات دولت‌ها به دنبال افزایش نوآوری و توسعه فناوری در راستای به کارگیری افراد کارآفرین در صنایع مختلف می‌باشند. برند شخصی چیزی است که افراد را از گمنامی حرفه‌ای نجات می‌دهد و آن‌ها را در دایره‌ای خاص یا به علتی خاص نمایان می‌سازد (لوکا و همکاران^۱، ۲۰۱۵). برای افراد این امکان را فراهم می‌کند که خود را در زمینه کاری خویش به عنوان فردی متخصص معرفی کرده و برای خود ایجاد شهرت و اعتبار کنند. حوزه‌های تولید و خدمات در سراسر دنیا با رقابت شدیدی روبرو است. افزایش رقابت در حوزه خدمات، در صناعی چون هتلداری، بانکداری، بیمه و... کاملاً آشکار و قطعاً در چنین فضایی حفظ مشتریان و افزایش وفاداری آن‌ها روزبه‌روز مشکل‌تر می‌شود. برند یکی از مفاهیمی است که در کشور ما به‌تازگی مورد توجه قرار گرفته است. در ایران برند وجود دارد، اما نه برندی با ارزش بالا و قابل رقابت در سطح جهانی. اگرچه در ایران بسیاری از شرکت‌ها از سالیان دور مشغول فعالیت هستند و حتی در رتبه‌بندی بهترین برندهای ایرانی نام تجاری‌شان ثبت شده است، اما نمی‌توان گفت که مفهوم برند و ایجاد آن به معنای واقعی کلمه در ایران وجود دارد (منوریان و همکاران، ۱۳۹۶). از آنجایی که برندها ارزشمندترین دارایی نامشهود شرکت‌ها محسوب می‌شوند، برند می‌باید بسیار جذاب و بحث برانگیز برای محققان بازاریابی به حساب می‌آید (سنتینو و همکاران^۲، ۲۰۱۹). برند در حوزه‌ی بازاریابی یکی از مهمترین عوامل مؤثر در پیشبرد اهداف مشتری‌مداری می‌باشد. صحبت از استراتژی‌های برندسازی و بازاریابی، به ویژه در دوران رکود اقتصادی، تنها در خصوص صناعی معنادار است که وضعیت رقابتی دارند. چه بسا شرکت یا حتی کل صنعتی در دوران رکود اقتصادی، به پشتوانه‌ی حمایت‌های دولتی یا وضعیت انحصاری، از لحاظ فروش و سود عملکرد بهتری داشته باشد (فرهانی آزاد و همکاران، ۱۴۰۱). با توجه به شرایط نااطمینان در حوزه‌ی صنعت و کسب و کارهای مختلف، متغیرهای اقتصادی از عامل ریسک و نااطمینانی و آثار متقابل آن‌ها اثر می‌پذیرند و سیاست‌گذاران در صدد هستند با استفاده از ابزارهای بازاریابی در جهت سودآوری صنعت اقدامات لازم را صورت دهند (قادری مقدم و همکاران، ۱۴۰۱).

برندسازی شخصی حاصل پیام‌ها و گزارش‌های رسانه‌هاست. هر قدر تعداد این پیام‌ها بیشتر و محتوای آنها مطلوب‌تر باشد، نام تجاری قوی‌تر خواهد شد. برند سازی آن قدرها هم ساده نیست، چرا که هیچ‌گاه دو برند مثل هم عمل نمی‌کنند. در حقیقت هدف اصلی برند سازی این است که یک کالا یا یک تجارت از رقابیش متمایز دیده شود. پس نمی‌توان برای تمامی برندهای موفق، یک فرمول جادویی واحد در نظر گرفت. برای ساختن یک برند متمایز باید پنج اصل را رعایت کنید: ۱- متمایز شوید. ۲- همکاری کنید. ۳- نوآوری کنید. ۴- اعتبار ببخشید. ۵- فرهنگ سازی کنید. هشت ابزار در اختیار مدیران بازاریابی قرار دارد تا از طریق آن با مشتریان ارتباط

¹ Luca et al² Centeno et al

برقرار کرده و یک برند قوی در بازار بسازند: تبلیغات، روابط عمومی، پیشبرد فروش، بازاریابی مستقیم، فروش شخصی، بسته بندی، رویداد ها و حامی گری، خدمات مشتری. (نیومار، ۱۳۹۵). برند سازی شخصی در واقع نوعی تاثیر گذاری است. در فروش اما بحث متوجه متقاعد سازی است، یعنی تاکتیک ها و مهارت های تاثیر گذاری برای متقاعد سازی مخاطب. و بازاریابی یعنی اینکه محصول ارائه شود، در واقع نوعی ارائه است. برند های موفق که محصول را ساده سازی می کنند. متمایز، اطمینان بخش، آرمانی و نماد ارزش های برتر درونی و معتبر هستند. (کاسگری^۱، ۲۰۰۹). اعتبار یک برند به برآورده ساختن وعده های آن برند باز می گردد. صداقت، کارآمدی، و بنابراین قابل اطمینان بودن را ویژگی مهم یک برند شخصی می شمارد (بانِت^۲، ۲۰۱۲).

امروزه، مسئله برندسازی و مدیریت برند در دنیای بازاریابی طرفداران متعددی دارد. برندهای موفق باعث افزایش اعتماد به محصولات ملموس و ناملموس می شوند؛ همچنین، فرایند برندسازی کمک می کنند تا تشخیص، شناسایی و تجسم کالا و خدمات برای مشتریان راحت تر انجام شود (صفار و همکاران، ۱۳۹۵). از سوی دیگر در محیط پر آشوب و به شدت رقابتی امروزه، بنیان گذاران شرکت ها و کارآفرینان در راه اندازی و مدیریت کسب و کار با چالش های متنوعی روبه رو هستند. در این راستا با توجه اینکه یک برند شخصی به عنوان یک ابزار قوی در جهت تبادل ارزش واقعی در میان ارائه دهنده خدمات و مشتری آن عمل می کند؛ بر این اساس ایجاد یک برند شخصی قدرتمند می تواند پایه ای برای فعالیت های بازاریابی باشد. برند شخصی چیزی است که افراد را از گمنامی حرفه ای نجات می دهد و آن ها را در دایره ای خاص یا به علتی خاص نمایان می سازد. برای افراد این امکان را فراهم می کند که خود را در زمینه کاری خویش به عنوان فردی متخصص معرفی کرده و برای خود ایجاد شهرت و اعتبار کنند؛ بنابراین با در نظر داشتن اهمیت روزافزون پدیده برند شخصی و به دلیل نقشی که در موفقیت افراد و کسب و کارها دارد (عزیزی و همکاران، ۱۳۹۶). از طرف دیگر توسعه کارآفرینی یکی از نیازهای جدی اقتصاد ایران است. در شرایطی که کاهش سرمایه گذاری در اقتصاد کشور از یک سو و بهره وری پایین و گرایش به تعدیل نیروی انسانی در سازمان ها از سوی دیگر، بیکاری را به معضل بزرگ اقتصادی و اجتماعی این زمان بدل کرده است و از آنجا که کارآفرینی علاج معضل بیکاری مطرح می شود و در واقع خوداشتغالی برجسته ترین دستاورد کارآفرینی به شمار می رود (بهار و همکاران، ۱۳۹۶). بعضی کارآفرینان یک کسب و کار جدید به عنوان بخشی از زندگی یا درآمد جایگزین ایجاد می کنند؛ در حالی که دیگران انگیزه های رشد دارند. مؤسسان کسب و کارهای کوچک، بیشتر به درآمد خانوادگی و مؤسسان کارآفرین به رشد و سود تمرکز دارند. مؤسسان شرکت های کوچک به کسب و کار به عنوان گستره ای از شخصیتشان می نگرند، در حالی که مؤسسان کارآفرین بیشتر تمایل دارند در فرایندهای سیستماتیک مانند برنامه ریزی راهبردی وارد شوند. (محقق نیشابوری و همکاران، ۱۳۹۶). یکی از عناصر کلیدی فرایند کارآفرینی، تشخیص فرصت های کسب و کار می باشد. تشخیص فرصت های کسب و کار یکی از مهم ترین مهارت هایی است که یک کارآفرین موفق باید داشته باشد. شناسایی و توسعه فرصت های کارآفرینی پیش شرط

¹ Casgeri

² Banet

ایجاد کسب و کارهای جدید می‌باشد. به همین دلیل بخش مهمی از تحقیقات کارآفرینی سعی در تشریح فرایند تشخیص فرصت دارند. (کریمی، ۱۳۹۵). افزون بر دیدگاه‌های نظری، مطالعات تجربی نیز بر نقش کارآفرینی در رشد اقتصادی تاکید دارند. مدل‌های مختلفی بر ارتباط بین فعالیت‌های کارآفرینانه و رشد اقتصادی تاکید دارد (جیم^۱، ۲۰۱۷). هم‌چنین علاوه بر توسعه فعالیت‌های کارآفرینانه، بهبود محیط کسب و کار در جهت گسترش کسب و کارها و رشد اقتصادی اهمیت دارد (کوریز-ویدا و تومنی^۲، ۲۰۱۶). سنجش محیط کسب و کار شامل اندازه‌گیری قوانین و اجرای آن‌ها است که بر اقدام‌های کارآفرینانه شامل راه‌اندازی و فعالیت‌های کسب و کارها تاثیر دارد (بانک جهانی^۳، ۲۰۱۷). اجرای کارآمد سیاست‌های کارآفرینی و بهبود محیط کسب و کار به گسترش فعالیت‌های کارآفرینانه منجر می‌شود (فونتلسازو همکاران^۴، ۲۰۱۵). توسعه کارآفرینی به مفهوم افزایش تعداد شرکت‌های جدید و افراد کارآفرین، ارتقا فعالیت‌های کارآفرینانه مولد و در نهایت توسعه اقتصادی است. توسعه کارآفرینی را می‌توان در قالب توسعه کوتاه مدت و توسعه بلندمدت دسته‌بندی شده است (اوای سی دی^۵، ۲۰۱۶). کارآفرینی هم می‌تواند وقتی یک فرد یا گروهی از افراد یک فعالیت جدید اقتصادی را آغاز می‌کنند، اتفاق افتد. کارآفرینی در حال حاضر زمینه بسیار مهمی برای مطالعه و تحقیق به شمار می‌آید و می‌تواند به رشد اقتصادی جوامع، افزایش بهره‌وری و دستیابی به تکنولوژی‌ها، محصولات و خدمات جدید کمک نماید. سطح ملی کارآفرینی به عوامل اقتصادی مانند مسائل مربوط به عرضه و دسترسی به سرمایه و عوامل غیراقتصادی همچون تفاوت‌های فرهنگی و اجتماعی که بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارند بستگی دارد. (حمیدی و محمدی، ۱۳۸۸) بدون شک توسعه کارآفرینی در جامعه نیازمند شناسایی راهکارهای مناسب است. در این میان حمایت از کارآفرینان در قالب شکل‌های تعاونی و توسعه فعالیت‌های کارآفرینانه در آن‌ها راه حل مناسبی است. پژوهش‌های مختلفی پیرامون راه‌اندازی کسب و کار در حوزه‌های مختلف و عوامل اثرگذار بر آن‌ها انجام شده است و کمتر به بحث پایداری و بقای آن‌ها پرداخته شده است به گونه‌ای که شاهد تعطیلی تعدادی بنگاه هستیم. در واقع برخی از کسب و کارها پس از شروع فعالیت و حتی با سال‌ها سابقه به راحتی از چرخه اقتصاد خارج شده‌اند بنابراین سعی بر آن است که دیدی جامع بر قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین صنعت خودرو داشته باشیم. بنابر موارد مطروحه می‌توان چنین ادعان داشت که امروزه هرگونه فعالیت اقتصادی و تجاری، و حتی فعالیت سیاسی و اجتماعی و نیز رهبری و مدیریت، به‌نوعی تحت‌الشعاع مقوله برندسازی و فنون ناظر بر آن است. پیشرفت و گسترش اعجاب‌آور وسایل ارتباط جمعی و نیز رسانه‌های مختلف طی بیش از نیم سده گذشته، در تبدیل شدن برندسازی به یکی از مهم‌ترین اصول فعالیت‌های عمومی از هر نوع، نقشی بنیادین داشته است. امروزه برخورداری از برند قوی از اولویت‌های بسیاری از سازمان‌ها به ویژه سازمان‌های خدماتی است. برندسازی در دو وجه داخلی و خارجی انجام می‌شود. رویکرد برندسازی در خارج از سازمان موضوعی است که مشتریان را هدف قرار می‌دهد. از طرفی برندسازی

¹ Global Entrepreneurship Monitor GEM

² Korez-Vida & Tomine

³ Worldbank

⁴ Fuentelsaz et al

⁵ OECD

داخل به منظور ارتقای برند در درون سازمان‌های خدماتی و از سوی کارکنان است. برندسازی سازمان‌های خدماتی به شدت بر اعمال و نگرش‌های کارکنان آن‌ها متکی است. کارکنان سازمان‌های خدماتی مرکز و کانون اصلی ارائه و تحقق وعده برند در برخورد و تعامل با مشتریان، در هنگام ارائه خدمات سازمان به آن‌ها محسوب می‌شوند. برند شخصی ترکیبی از خدمات و محصولات است در واقع برند شخصی به معنی هویتی برگرفته از خصوصیات ذاتی فرد است و متشکل از هویت انسانی و هویت نقش فرد می‌باشد و توان توضیح نقش کارآفرین را در برند دارد. توسعه‌ی شهرنشینی در کنار تغییر الگوی زندگی و تبدیل شدن اتومبیل از یک کالای لوکس به یک کالای ضروری در سبد مصرفی خانوار، نشان دهنده‌ی تأثیرگذاری صنعت خودروسازی بر شئون مختلف زندگی آحاد جامعه دارد (احمدیان و همکاران، ۱۳۹۳). یکی از برجسته‌ترین معضلات صنعت خودرو در کشور مشکل بازاریابی و فروش است. تحلیل نظام بازاریابی صنعت خودرو در هر منطقه‌ای از کشور تابع الگوی خاص آن منطقه است. استفاده از معاملات بازاریابی بدون توجه به تمامی مولفه‌های حاکم بر بازار صنعت خودرو ایران ممکن است چندان اثربخش نباشد. از سوی دیگر، استفاده از تجارب بازاریابی که هم‌اکنون تحت عنوان علم بازاریابی از آن صحبت می‌شود نیز در پیشبرد نفوذ به بازار صنعت خودرو بسیار موثر خواهد بود. بنابراین تلفیق اصول بازاریابی با اصول واقعی حاکم بر بازار صنعت خودرو در هر کشور از مشکل‌ترین و در عین حال تنها راه موثر برای ارتقای سطح بازاریابی به ویژه ارتقاء قدرت برند شخصی خواهد بود. برای ایجاد تحول در بازاریابی صنعت خودرو به سمت برقراری نظام بازاریابی نوین و علمی مطابق با شرایط روز بازار، نیاز به تحلیل دقیق و همزمان تمامی مولفه‌های حاکم بر بازار صنعت خودرو هستیم. در دهه گذشته توسعه روز افزون اینترنت، شبکه‌های اجتماعی و تبلیغات دیجیتال، تأثیر شگرفی بر رفتار مشتریان و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی آن‌ها در این محیط تکنولوژی محور داشته است. از طرف دیگر تحت ساختار کنونی اقتصادی جهان که نشأت گرفته از نظریه جهانی شدن می‌باشد، شرکت‌ها با فشار بسیار زیادی از سوی رقبا در سراسر جهان روبرو هستند و برای بقا، نیازمند استراتژی‌های بازاریابی مناسبی جهت افزایش فروش و وفاداری مشتریان می‌باشند. این عوامل سبب اهمیت یافتن نقش قدرت برند شخصی به عنوان پلتفرمی به منظور افزایش تعاملات انسانی شده است. امروزه مشتریان با استفاده از این ابزارها به تولید محتوای پیرامون تجربه خرید خود و همچنین انتشار اطلاعات در میان گروه‌های مخاطب خود و یا سایر کاربران اینترنت می‌پردازند. این قابلیت باعث شکل‌گیری قدرت برند شخصی شده است. برای بهره‌گیری حداکثری از مزایای قدرت برند شخصی، منطق افزایش تعدادی طرفداران که امروزه در بازاریابی دیجیتال ایران و خصوصاً در شبکه‌های اجتماعی در حال شکل‌گیری است، نیاز به تغییر دارد. آن‌چه در قدرت برند شخصی مهم می‌باشد صرفاً افزایش تعداد نیست، بلکه ساختن ارتباطات بین وفاداران واقعی برند شخصی است. وجود صد وفادار واقعی که عاشق برند شما باشند بسیار مفیدتر از هزار طرفداری است که صرفاً از سر کنجکاوی و یا برای استفاده از تخفیفات و قرعه‌کشی‌ها پیگیر شما هستند. در صنعت خودرو، بازاریابی امری صرفاً اقتصادی نیست تا به این وسیله سودآوری شرکت‌ها و نمایندگان را افزایش دهد، بلکه امکانی است برای آگاهی بخشیدن به مردم، برای اینکه صنعت خودرو، وسیله محکم و مطمئنی برای رفع نیازهای آینده خود فراهم آورند. در واقع صنعت خودرو، باتوجه به نقش آن به عنوان یک نهاد سرمایه‌گذار، میتواند بر فعالیتهای اقتصاد کلان و نیز در رشد اقتصادی آن کشور، تأثیر بسزایی

داشته باشد و میتواند دارای نقشهای مثبت و منفی در امور مختلف نیز باشد و براساس چگونگی به کارگیری آن باعث موفقیت یا عدم موفقیت فعالیتهای مختلف شود. لذا سوال اصلی تحقیق حاضر این است که قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو شامل چه عواملی است؟ و مدل قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو چگونه است؟

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

برندسازی شخصی

ایده داشتن یک برند شخصی به سال ۱۹۹۷ و زمانی برمی گردد که تام پیترز برای اولین بار مفهوم آن را در مقاله ای به نام «برندی به نام شما» در فست کمپانی مطرح کرد، او توضیح داد که برای به دست آوردن هر چیزی که در زندگی می خواهیم باید بتوانیم مردم را قانع کنیم که ما یک انتخاب قابل اعتماد هستیم (وندرفورد^۱، ۲۰۱۷). برندسازی شخصی یا پرسونال برندینگ، از جمله موضوعاتی است که این روزها خیلی رایج شده است. کمتر مشاور را در حوزه مدیریت و روانشناسی می توانید بیابید که در این زمینه صاحب نظر نباشد. متأسفانه حوزه می برندسازی شخصی، چه در زبان فارسی چه در زبان انگلیسی، چندان غنی نیست. منابع بسیار محدودی وجود دارند و آن ها هم چندان قوی نیستند. اصولاً باید کسانی که برند شخصی معتبری دارند درباره اش بنویسند و به نظر می رسند که چنان افرادی دوست ندارند، به بهانه ی چنین موضوعی، شخصی ترین بخش های مربوط به الگوی رفتاری و برنامه ریزی خود را بر ملا کنند.

یکی از مفاهیم بسیار حائز اهمیت در حوزه مدیریت منابع انسانی، مدیریت پیشرفت شغلی کارکنان است. کارراه شغلی در بردارنده یک الگو یا جهت گیری ترقی در کار، مطابق با ارزش ها و انگیزه های کارکنان است که آنها در نقش های کاری خود ایفا می کنند و موجب پیشرفت در طی سنوات خدمت خود می شوند. برندسازی شخصی تبدیل به بخش مهمی از کارآفرینی شده است. در حقیقت یک پدیده جهانی است که برای همه متخصصان به طور فزاینده ای مهم است. جامعه رقابتی امروزی ضروری میدارد که افراد به طور فزاینده ای از رقبای خود متمایز شوند برندسازی شخصی به عنوان یک ابزار مهم به حرفه ای ها کمک می کند تا مزیت های خود را معرفی کنند. در واقع هویت نام تجاری نه تنها برای شرکت ها بلکه برای افراد نیز اهمیت دارد. در این تحقیق برند سازی شخصی مورد بررسی قرار می گیرد، چرا که موفقیت شغلی کارکنان در محل کار را شرح می دهد. از آنجایی که برندسازی شخصی به بخش مهمی از کارآفرینی تبدیل شده است در حقیقت یک پدیده جهانی است که برای همه متخصصان به طور فزاینده ای مهم شده است (اسچاوبل^۲، ۲۰۱۵).

¹ Vanderford

² Schawbel

عوامل مؤثر بر برندسازی شخصی

اثربخش ترین برندهای شخصی بر پایه ی این ۷ عنصر اصلی شکل می گیرند:

اصالت: اصالت با زور و اجبار به دست نمی آید؛ بلکه زمانی محقق می شود که گفته ها و رفتار صاحب برند شخصی در یک راستا قرار بگیرند. هیچ کس مدام صاحب برند شخصی ش را «اصیل» معرفی نمی کند، بلکه کافی است این ویژگی را در صاحب برند شخصی نهاده‌پنه کند تا دیگران صاحب برند شخصی شان متوجه آن بشوند (محمد و همکاران^۱، ۲۰۱۶).

انسجام کلی: رشد برند شخصی کم کم به گسترش حضور صاحب برند شخصی در کانال های به خصوصی از بازار و شبکه های اجتماعی منجر خواهد شد. صاحب برند شخصی با ایجاد و اداره مستمر پروفایل صاحب برند شخصی روی شبکه های اجتماعی، باید در نحوه معرفی برند شخصی صاحب برند شخصی انسجام را نیز حفظ کند. این کار نه تنها شناسایی صاحب برند شخصی برای مخاطب را آسان تر می کند، بلکه می تواند به اشتراک گذاری برند و محتوای صاحب برند شخصی را نیز تسهیل کند. بهره مند بودن از یک تصویر منسجم، از سردرگمی پیشگیری خواهد کرد. با ترکیب هر یک از موارد زیر میشود به انسجام بیشتری رسید:

- ۱) طراحی یک لوگو بر مبنای نام و استفاده مستمر از آن؛
- ۲) استفاده از یک تصویر در تمام پروفایل ها و کانال های ارتباطی؛
- ۳) استفاده از تصاویر پس زمینه یکپارچه روی تمام شبکه های اجتماعی؛
- ۴) استفاده از یک پالت رنگ روی شبکه های اجتماعی مختلف؛
- ۵) استفاده از یک سبک پوشش خاص.

باید در نظر داشت که باید در تعاملات و استفاده صاحب برند شخصی از شبکه های اجتماعی ثبات رویه و انسجام داشته باشد؛ این یعنی انتشار پایدار و منظم مطالب، و حفظ وجهه ای ثابت. همه اینها جزئی از پکیج برند شخصی صاحب برند شخصی محسوب می شوند (محمد و همکاران، ۲۰۱۶).

روایتگری: روایت صاحب برند شخصی بخش قدرتمندی از برند شخصی صاحب برند شخصی است. همه از شنیدن روایت های جذاب خوششان می آید؛ به همین دلیل است که داستان گویی و روایتگری تا این حد در بازاریابی سنتی اثربخش واقع می شود. این کار به شکل گیری ارتباطی انسانی و احساسی میان صاحب برند شخصی و مخاطبتان کمک شایانی می کند. این روایت قدرتمند باید به مخاطب صاحب برند شخصی بگوید چه نوع آدمی است، پای چه اصولی می ماند، و چگونه به جایگاه فعلی رسیده. این، روایت رشد صاحب برند شخصی از هیچ تا جایگاه کنونی اش است (محمد و همکاران، ۲۰۱۶).

تخصص: مطالب تبلیغاتی و ارزش های صاحب برند شخصی کم کم توجه دیگران را به صاحب برند شخصی جلب خواهد کرد، اما این تخصص صاحب برند شخصی است که آنها را به دنبال کردن وی وادار و مشارکتشان را جلب می کند. موفق ترین شخصیت های تأثیرگذار هر حوزه، تمرکز خود را روی یک صنعت، قسمتی خاص یا بخش

¹ Mohammed et al

بسیار خاصی از آن قرار می دهند، سپس تخصص صاحب در این چارچوب را با استفاده از بازاریابی محتوایی، سخنرانی ها، مصاحبه ها و مشارکت مستقیم به نمایش می گذارند.

صاحب برند شخصی نیز با این موارد می توانید خود را به عنوان متخصص حوزه ای مشخص مطرح کند:

(۱) ایجاد یک بلاگ و تولید مستمر و پایدار محتوای ارزشمند؛

(۲) نوشتن پست میهمان در وبسایت های مرتبط؛

(۳) پاسخگویی به سؤالات روی وبسایت ها و شبکه های اجتماعی؛

(۴) مشارکت در گفتگو ها روی کانال ها و گروه های شبکه های اجتماعی مثل فیسبوک و لینکدین و غیره؛

(۵) ارائه ی محتوای قدرتمند اختصاصی به فهرست دنبال کنندگان خاص (محمد و همکاران، ۲۰۱۶).

رویت پذیری: برند شخصی برای رشد باید از سوی مخاطب دیده شود. این یعنی باید به صورت فعال صاحب برند شخصی و برند شخصی خود را روی اینترنت در معرض دید قرار دهد. بسیاری از توصیه های بالا پیرامون به اشتراک گذاری تخصص ها به بهتر دیده شدن برند شخصی نیز کمک خواهند کرد. رمز کار این است که صاحب برند شخصی فعال باشد و فعالیت های خود را به صورت مستمر و پایدار ادامه دهد. با وجود تبلیغ ارگانیکی که به واسطه ی بازاریابی محتوایی، مشارکت روی شبکه های اجتماعی، مصاحبه و فعالیت های جمعی انجام می دهد، واقعاً نیازی به تبلیغات پولی به هر شکل آن نخواهد داشت (محمد و همکاران، ۲۰۱۶).

گزاره ارزش: یکی از اجزای اصلی فرایند خلق برند شخصی این است که صاحب برند شخصی بداند چه چیزی برای ارائه به مخاطب خود در چنته دارد و در ازای زمان و توجه آنها، دقیقاً چه چیزی به آنها می دهد. برنامه صاحب برند شخصی چه ارائه نکات بازاریابی و توصیه های مفید برای رشد، و چه ایفای نقش یک متخصص در زمینه راندمان عملیاتی باشد، باید بتواند این را به صورت شفاف به مخاطب صاحب برند شخصی منتقل کند. ارزش اصلی صاحب برند شخصی را در قالب یک جمله کوتاه کند؛ جمله ای که بتواند از آن برای توصیف خود بهره بگیرد (محمد و همکاران، ۲۰۱۶).

ارتباطات: ارزش برند شخصی به افرادی است که صاحب برند شخصی با آنها در ارتباط است. این روابط نه تنها صاحب برند شخصی را در معرض ارتباطات جدیدی قرار می دهند بلکه نظراتشان نیز به بهبود وجهه و اعتبار وی کمک خواهد کرد. نظرات و تمجید های دیگران از وی یکی از قدرتمند ترین نشانه های اعتماد ساز محسوب می شوند و وقتی کسی به کار کردن با وی فکر می کند، بی نهایت ارزشمند خواهند بود (محمد و همکاران، ۲۰۱۶).

پیشینه تحقیق

تاجیک و همکاران (۱۳۹۹) در تحقیق خود در راستای توسعه برند شخصی در اینستاگرام بیان کردند استفاده از اینستاگرام در توسعه برند شخصی (در ابعاد صداقت، کمال، شایستگی، هیجان و سرسختی) تأثیر معناداری داشته است؛ همچنین مطابق نتایج رگرسیون چندگانه، از دیدگاه کاربران، شبکه اجتماعی اینستاگرام از میان ابعاد پنجگانه برند شخصی، بیشترین سهم را در توسعه بعد صداقت و کمترین سهم را در توسعه بعد شایستگی برند شخصی

دارد. حیدری (۱۳۹۹) به منظور بررسی ویژگی های شخصی برند شخصی بیان کردند که تخصص برند شخصی یک ستاره ورزشی بر عشق به برند مصرف کنندگان تأثیر مثبت و معنی داری دارد تناسب برند شخصی یک ستاره ورزشی بر عشق به برند مصرف کنندگان تأثیر مثبت و معنی داری دارد. جذابیت برند شخصی یک ستاره ورزشی بر کیفیت محصول تأثیر مثبت و معنی داری دارد. تخصص برند شخصی یک ستاره ورزشی بر کیفیت محصول تأثیر مثبت و معنی داری دارد. تناسب برند شخصی یک ستاره ورزشی بر شهروندی برند جهانی تأثیر مثبت و معنی داری دارد. تناسب برند شخصی یک ستاره ورزشی بر شهروندی برند جهانی تأثیر مثبت و معنی داری دارد. کیفیت محصول بر عشق به برند مصرف کنندگان تأثیر مثبت و معنی داری دارد. شهروندی برند جهانی بر عشق به برند مصرف کنندگان تأثیر مثبت و معنی داری دارد. صادقی و همکاران (۱۳۹۹) به منظور شناسایی عوامل اثرگذار سرمایه های انسانی با رویکرد برند شخصی به این نتیجه رسیدند که برند نیروی انسانی، ماهیت نیروی انسانی، نرم افزار نیروی انسانی، زیرساخت نیروی انسانی در توسعه رویکرد برند شخصی مؤثر است. لدیتر و میسنر^۱ (۲۰۲۱)، تحقیقی تحت عنوان گسترش گونه شناسی استطاعت برند شخصی به تعامل دوگانه با شخصیت های عمومی در رسانه های اجتماعی با در نظر گرفتن متغیر میانجی حضور اجتماعی و تعدد رسانه انجام دادند. میزان موفقیت یک شخصیت عمومی در شبکه های اجتماعی اغلب به توانایی آنها در ایجاد ارتباط شخصی با مخاطبان بستگی دارد. این تحقیق با اقتباس از دهه ها تحقیق قبلی در زمینه تعامل بین المللی و گونه شناسی استطاعت نام تجاری شخصی که در کارهای قبلی ایجاد شده است، میزان بررسی توانایی های ادراک شده یک سیستم عامل را بر اساس پیش بینی چنین تعامل بینابینی ای بررسی کرده است. نتایج از این مجموعه پشتیبانی کرد و حضور اجتماعی و تعدد رسانه را به عنوان واسطه های مستقل آن، مطابق با کارهای قبلی در ارتباطات بین فردی و تحقیقات فناوری، شناسایی کرد. علاوه بر این، الگوی یافته ها میزان مشارکت مخاطب و منبع تبلیغ را به عنوان ابعاد کلیدی مشخص می کند که مشخص کننده نوع استطاعت برند شخصی است، با دارایی های مشارکتی چند پلتفرمی که نزدیک ترین برداشت را از چهره های عمومی توسط مخاطبان تقویت می کند (به عنوان مثال ، با افزایش حضور اجتماعی ، تعدد رسانه ها و چشم اندازهای اجتماعی اثر متقابل). دومونت و اوتس^۲ (۲۰۲۰)، تحقیقی تحت عنوان پویایی اجتماعی و روابط ذینفعان در برند شخصی انجام دادند. آنها بیان داشتند که پرسنال برندینگ پدیده ای است که به سرعت در حال رشد است و در اکوسیستم های چند سهامداره اتفاق می افتد. این مقاله بر اساس کارهای میدانی مربوط به صنعت سنگ نوردی در ایالات متحده و اروپا بنا شده است تا نشان دهد که چگونه ذینفعان شیوه های پرسنال برندینگ کوهنوردان حرفه ای را ایجاد و شکل می دهند. یافته ها نشان می دهد که پرسنال برندینگ یک عمل کاملاً اجتماعی است که در آن ذینفعان سه نوع منبع برای توضیح برند شخصی فراهم می کنند:

(۱) منابع مادی؛

(۲) منابع اطلاعاتی؛

¹ Ledbetter & Meisner

² Dumont & Ots

۳) منابع نمادین.

علاوه بر این، شش کنوانسیون اصلی که روابط ذینفعان را هدایت می کند و انتقال منابع را امکان پذیر می کند، شناسایی و توزیع می شوند. سرانجام، این یافته ها برای پیشنهاد چارچوبی برای تجزیه و تحلیل همکاری ذینفعان در برند شخصی ساخته شده است.

۴- روش شناسی پژوهش

درک این که یک پژوهش چگونه باید انجام شود، مهارت بسیار مهمی است که برای تمامی مدیران، مسئولین و تصمیم گیران و تصمیم سازان مورد نیاز است. یک پژوهش شامل جمع آوری، پردازش، تجزیه و تحلیل و تفسیر داده ها و سپس ارائه ی آگاهانه نتایج در قالب یک گزارش است که همانا این گزارش بیانگر دستاوردهای پژوهش می باشد (مک ناب^۱، ۲۰۰۹). هدف از این تحقیق، توسعه دانش کاربردی در یک زمینه ی خاص است. این پژوهش به قصد کاربرد نتایج یافته هایش برای حل مشکلات خاص در حوزه ی تقویت برندسازی شخصی در بین افراد کارآفرین در صنعت خودرو می باشد و تلاشی برای پاسخ دادن به یک معضل و مشکل عملی است که در دنیای واقعی وجود دارد. از این رو تحقیق حاضر از لحاظ هدف، کاربردی می باشد. همچنین بدین دلیل که نگرش ها و نظرات یک جامعه ی آماری خبره و نخبه در شکل دهی الگوی تحقیق تأثیرگذار است، این تحقیق از نظر روش گردآوری داده ها، توصیفی - پیمایشی است. جامعه ی آماری این تحقیق به صورت هدفمند و در دسترس شامل ۱۲ نفر از مدیران، مشاوران و کارآفرینان در صنعت خودرو می باشد. ابزار جمع آوری داده ها شامل متن مصاحبه می باشد. در این پژوهش از بین روش های تحقیق کیفی از روش نظریه داده بنیاد استفاده شد. روش نظریه داده بنیاد را روشی مناسب برای کشف زمینه های جدید که اطلاعات کمی در رابطه با آن ها در محیط مورد این روش به دلیل تناسب آن با محیط مورد مطالعه و تأکید آن بر داده های برگرفته از زمینه به جای نظریه های موجود کارآمدتر، عملی و قابل اجرا می باشد. در این تحقیق از استراتژی نظریه داده بنیاد استفاده شده است. سوالات مصاحبه به منظور استخراج کدهای مطالعاتی به این صورت مطرح گردید که از مشارکت کنندگان در راستای قدرت آفرینی برندسازی شخصی، ویژگی های فردی، مؤلفه های فردی و اجتماعی، آموزش های مورد نیاز و... سوالات مطرح گردید.

۵- جامعه و نمونه آماری تحقیق

جامعه آماری این تحقیق شامل خبرگان سازمانی که مشتمل بر مدیران و مشاوران فعال در صنعت خودرو می باشند و تمرکز تحقیق بر روی برندسازی شخصی است. همان گونه که بیان شد نمونه گیری به صورت هدفمند و گلوله برفی انجام شد و به منظور نمونه گیری در این بخش فرآیندی طراحی شد که بر اساس آن افراد مصاحبه شونده انتخاب شدند و تعداد ۱۲ نفر برای مصاحبه تعیین شد.

¹ McNabb

جدول ۱. مشخصات جمعیت شناختی مصاحبه‌شوندگان

متغیر	گزینه‌ها	تعداد
سطح تحصیلات	کارشناسی ارشد	۷
	دکتری	۵
	جمع کل	۱۲
حوزه مدیریت	مدیرعامل	۳
	عضو هیئت مدیره	۳
	معاون بازاریابی و فروش	۳
	معاون خدمات پس از فروش	۳
	جمع کل	۱۲
سن	بین ۳۰ تا ۴۵ سال	۴
	بین ۴۵ تا ۶۰ سال	۸
	جمع کل	۱۲
سابقه کار	تا ۱۰ سال	۲
	بین ۱۱ تا ۲۰ سال	۵
	بین ۲۱ تا ۳۰ سال	۵
	جمع کل	۱۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- یافته‌های تحقیق

در این بخش به تجزیه و تحلیل داده‌های کیفی از طریق روش نظریه‌ی داده‌بنیاد پرداخته می‌شود. تجزیه و تحلیل کیفی مصاحبه‌های خبرگانی در قالب سه مرحله کدگذاری باز، محوری و نظری به انجام رسید. پس از کدگذاری‌های اولیه، از خبرگان و اساتید راهنما و مشاور در مورد آنها نظرخواهی شد و در مرحله دوم تعدادی از کدهای اولیه ادغام و مفاهیم جدیدی برای آنها در نظر گرفته شد.

الف) کدگذاری باز: بعد از شناسایی کدهای اولیه حاصل از تحلیل هر مصاحبه و اصلاح و تغییراتی در آنها، ۲۷۹ کد شناسایی شد که به برخی از این کدها در جدول (۲) اشاره شده است:

جدول ۲. کدهای باز استخراج شده از مصاحبه با مشارکت‌کنندگان تحقیق

ردیف	کدهای اولیه	کد مصاحبه شونده
۱	خلاقیت	E1,E3,E4,E6,E7,E10,E11,E12
۲	روش‌های مختلف شبکه‌های اجتماعی	E1,E3,E4,E5,E7,E8,E9,E10
۳	ریسک‌پذیری	E1,E3,E4,E7,E8,E9,E11,E12
۴	صداقت	E1,E4,E7, E8,E9,E10,E11,E12

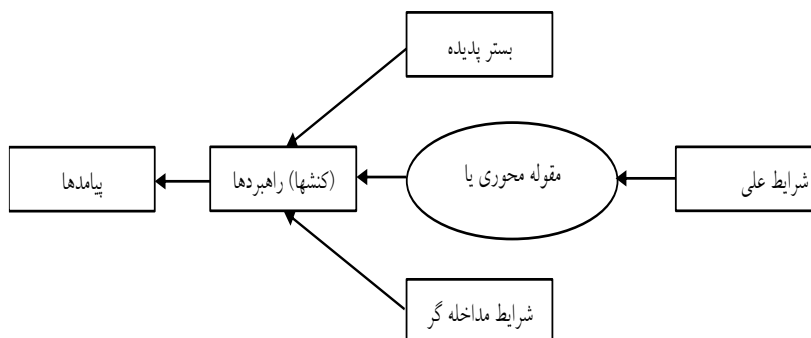
ردیف	کدهای اولیه	کد مصاحبه شونده
۵	نوآوری	E1,E2,E3,E4,E8,E10,E11,E12
۶	تمامی مردم، مصرف کنندگان، مشتریان، صنایع وابسته، دولت	E1,E3,E4,E5,E7,E8,E9,E10
۷	نبوغ	E1,E4,E7,E8,E9,E10,E11,E12
۸	ارائه گزاره ارزش فردی	E1,E4,E7,E8,E9,E11,E12
۹	استخدام نیروهای متخصص و ماهر	E1,E2,E4,E5,E6, E8,E11
۱۰	بوم شناسی و اقلیم شناسی ایران	E1,E3,E4,E7,E9,E10,E12
۱۱	تخصیص بودجه به آموزش	E1,E4,E5,E6,E7,E8,E9
۱۲	تصمیمات مشارکتی	E2,E4,E5,E7,E8,E11,E12
۱۳	تعامل اجتماعی	E1,E4,E7,E8,E9,E11,E12
۱۴	تمرکزگرایی در سازمان	E1,E4,E5,E6,E7,E8,E9
۱۵	دسترسی به نیروی کار ماهر	E1,E4,E7,E8,E9,E10,E11
۱۶	سود و تامین مالی	E1,E4,E7,E8,E9,E10,E12
۱۷	صبر و بردباری	E2,E4,E5,E7,E8,E11,E12
۱۸	قدرت روایتگری	E3,E6,E9,E10,E11,E12
۱۹	ارتقاء سطح کیفی خدمات	E1,E4,E7,E8,E9,E10
۲۰	استفاده از فناوری های نوین در عرصه صنعت خودرو	E1,E4,E7, E8,E9,E10
۲۱	اعتبار و اصالت داشتن	E1,E4,E7,E8,E9,E11,E12
۲۲	ایجاد کانال های ارتباطی بین مشتریان	E1,E4,E7, E8,E9,E10
۲۳	ایمان و باور داشتن به خود و درک استعداد های خود	E1,E2,E7,E8,E11,E12
۲۴	آراستگی و پوشش ظاهری	E2,E4,E5,E7,E8,E12
۲۵	با اراده بودن	E2,E4,E5,E7,E8,E11
۲۶	با انگیزه بودن	E1,E4,E7,E8,E9,E12
۲۷	با وجدان بودن	E1,E2,E7,E8,E11,E12
۲۸	تحمل و صبوری	E2,E4,E5,E8,E9,E11
۲۹	تعهد به کارکنان	E1,E4,E7,E9,E11,E12
۳۰	توانایی اولویت بندی کارها	E1,E4,E7, E8,E9,E12
۳۱	توانایی خلق محیط کار آرام	E3,E6,E9,E10,E11,E12
۳۲	توفیق طلبی	E6,E7,E8,E9,E11,E12
۳۳	جذب سرمایه گذار	E1,E3,E5,E6,E9,E10
۳۴	خودترویجی با توان ارائه خود	E1,E6,E9,E10,E11,E12
۳۵	دارا بودن تفکر سیستمی	E1,E4,E7, E8,E9,E11
۳۶	دیپلماسی اقتصادی	E2,E5,E7,E8,E11,E12
۳۷	شناخت نسبت به رفتار مشتریان	E1,E4,E7, E8,E9,E10
۳۸	شناسایی تهدیدات محیطی	E1,E4,E6,E7,E8,E9
۳۹	شناسایی فرصت های مالی	E2,E3,E6,E8,E9,E10

ردیف	کدهای اولیه	کد مصاحبه شونده
۴۰	کیفیت کار	E1,E4,E7, E8,E9,E12
۴۱	گنجاندن انحصار صادرات در قرارداد	E1,E4,E7, E8,E9,E10
۴۲	نگاه مشارکتی به سازمان	E1,E4,E7, E8,E9,E10
۴۳	همکاری با افراد	E3,E6,E9,E10,E11,E12
۴۴	اعتماد به نفس	E1,E4,E7,E8,E9,E10
۴۵	روحیه تیم محوری	E1,E4,E7,E8,E9,E12
۴۶	اثروگذار	E2,E4,E5,E8,E9
۴۷	ارتباط با روزنامه ها	E1,E3,E4,E5,E7
۴۸	ارزش ها و باورها	E5,E7,E8,E9,E10
۴۹	استفاده از تکنولوژی های شرکت پیشرو خودرویی جهان	E5,E7,E8,E9,E10
۵۰	استقلال طلبی	E11,E12,E3,E4,E10
۵۱	اعتمادپذیری	E1,E3,E4,E10, E12
۵۲	اقتناع سازی مشتریان و ذینفعان	E3,E6,E9,E10,E11,
۵۳	ایجاد ارتباط با جامعه	E3,E6,E9,E10,E11
۵۴	ایجاد ارزش افزوده	E1,E3,E4,E5,E7
۵۵	ایجاد اعتماد و اعتبار در صنعت	E3,E6,E9,E10,E11,
۵۶	ایجاد تفکر مثبت	E5,E7,E8,E9,E10
۵۷	ایجاد یک رابطه قدرتمند	E1,E5,E7,E8,E9
۵۸	برخوردار از روحیه خستگی ناپذیری	E3,E6,E9,E10,E11,
۵۹	بکارگیری ایده های جدید و نوآوری ها	E1,E4,E6E7,E8
۶۰	به دست آوردن جایگاهی مناسب در صنعت	E1,E3,E4,E5,E7
۶۱	پرورش اندیشه های خلاق	E1,E3,E4,E5,E7
۶۲	تثبیت موقعیت و حفظ آن	E1,E4,E6,E9,E12
۶۳	تجربه های مشترک زندگی و کار	E5,E7,E8,E9,E10
۶۴	تحلیل سهم بازار	E3,E6,E9,E10,E11,
۶۵	تحويل به موقع محصول	E3,E6,E9,E10,E11,
۶۶	تعامل اجتماعی با حضور مناسب در شبکه های اجتماعی	E3,E6,E9,E10,E11,
۶۷	تعامل با تمامی کارکنان و مدیران در راستای ایجاد ارزش افزوده	E1,E4,E6E,E8,E9

منبع: یافته های پژوهشگر

ب) **کدگذاری محوری:** در کدگذاری محوری، با مجموعه ای سازمان یافته از کدها و مفاهیم اولیه مواجه هستیم که نتیجه بررسی دقیق و تفصیلی مقالات و مصاحبه ها در مرحله کدگذاری باز است. تمرکز این مرحله بیشتر بر کدها و مفاهیم، و نه داده ها، است. در این تحقیق کدگذاری محوری بر اساس استفاده از الگوی پارادایم شکل (۳)

صورت گرفته است. بنابراین دسته‌بندی‌های فرعی با دسته‌بندی اصلی مطابق با الگوی پارادایم مرتبط می‌شوند و هدف اصلی این است که محقق را قادر سازد تا به صورت نظام‌مند در مورد داده‌ها و مرتبط کردن آن‌ها تفکر کند.



شکل ۳. مدل انتزاعی نظریه داده‌بنیاد

با توجه به اینکه مصاحبه‌های صورت گرفته و نیز مرور ادبیات نظری مرتبط با تحقیق، پس از جمع‌آوری و تحلیل داده‌ها در مرحله کدگذاری باز بررسی ویژگی‌های ارائه‌شده، "قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو کشور" به عنوان مقوله محوری انتخاب شد. در ادامه به تشریح، متغیرها مطابق با قالب پارادایم نظریه داده‌بنیاد پرداخته می‌شود:

۷- متغیرهای شرایط علی

مقوله‌هایی (شرایطی) هستند که مقوله اصلی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و به وقوع یا گسترش پدیده موردنظر می‌انجامد. شرایط علی در داده اغلب با واژگانی نظیر وقتی، درحالی‌که، از آنجاکه، چون، به سبب و به علت بیان می‌شوند. حتی زمانی که چنین نشانه‌هایی وجود ندارد محقق می‌تواند با توجه به خود پدیده و با نگاه منظم به داده‌ها و بازبینی رویدادها وقایعی که از نظر زمانی مقدم بر پدیده موردنظرند، شرایط علی را بیابد. این شرایط باعث ایجاد و توسعه پدیده یا مقوله محوری می‌شوند. از میان عوامل موجود، "عوامل پیش‌برنده فردی" و "عوامل پیش‌برنده محیطی" به عنوان متغیرهای علی تلقی می‌شوند که نقش فعال در ارائه الگوی قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو کشور داشته و تا این عوامل مهیا نشوند ارائه مدلی موفق شکل نمی‌گیرد به طور کلی، مقوله‌ها، مقوله‌های فرعی و مفاهیم مربوط به متغیر علی، در جدول (۳) نشان داده شده است:

جدول ۳. ابعاد و مؤلفه‌های متغیر علی

مقوله‌ها	مقوله‌های فرعی	مفاهیم
عوامل پیش-برنده فردی	عوامل رفتاری و شناختی	خلاقیت، ریسک‌پذیری، صداقت، ، با اراده بودن، با انگیزه بودن، باوجدان بودن، تحمل و صبوری، توفیق‌طلبی، آراستگی و پوشش‌ظاهری، اعتماد به نفس، استقلال‌طلبی، ثبات شخصیت، خوش اخلاق بودن، خوش قول بودن، صبور بودن، بلندپرواز بودن، خوش بین بودن، داشتن انگیزه قوی، متعهد، مصمم بودن، وقت شناس بودن، ویژگی‌های فردی، اخلاق‌گرا
	عوامل هوش فردی	نوآوری، نبوغ، ارائه راهکارهای مناسب و مبتکرانه، ایده‌یابی، قدرت حل مسئله
	عوامل ارتباطی	ایجاد ارتباط با جامعه، ایجاد یک رابطه قدرتمند، تعامل با مشتریان، دارا بودن ارتباطات سازمانی
	عوامل مدیریتی	تعهد به کارکنان، روحیه تیم‌محوری، اعتمادپذیری، مشارکت فعال سازمانی، مشارکت فعال سازمانی، اخلاق‌مداری، تعامل با تمامی کارکنان و مدیران در راستای ایجاد ارزش افزوده
عوامل پیش-برنده محیطی	شبکه‌سازی اجتماعی	روش‌های مختلف شبکه‌های اجتماعی، تمامی مردم، مصرف‌کنندگان، مشتریان، صنایع وابسته، دولت، همکاری با افراد، ارتباط با روزنامه‌ها، تعامل اجتماعی با حضور مناسب در شبکه‌های اجتماعی، کانال‌سازی و ارتباطات، نقش رسانه‌های اجتماعی، ارتباطات و روابط مبتنی بر همکاری، تعاملات و ارتباطات در محیط و حضور در رسانه‌های اجتماعی، تعاملات اجتماعی مناسب، افزایش تعاملات اجتماعی و انسانی، شبکه‌سازی خبرگانی
	ارتباط با صنعت	جذب اسپانسر و تامین مالی برای کارآفرینان، دارا بودن زنجیره تأمین قوی، دسترسی به نیروی کار، تعامل با تامین‌کنندگان، تعامل و ارتباط با صنایع، دسترسی و سهولت کانال‌های توزیع خدمات، شناسایی تأمین‌کنندگان وفادار،
	ارتباط با دانشگاه و محافل علمی	سخنرانی در کنفرانس‌های داخلی و خارجی، شرکت در کنفرانس‌های تخصصی، عضویت در انجمن‌ها، فعالیت در اینستاگرام، کلاب‌هاوس، واتس‌آپ، مشورت با خبرگان و نخبگان دانشگاهی، حضور در انجمن‌های تخصصی و صنفی کشوری و بین‌المللی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۸- متغیرهای محوری

در چارچوب پیشنهادی تحقیق، محور اصلی قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین می‌باشند، مقوله محوری (هسته‌ای) پدیده اصلی عبارت از مقوله‌ای است که به ما می‌گوید "چه چیزی در جریان است؟" به عبارت دیگر مقوله محوری اصلی‌ترین مسئله در چارچوب پیشنهادی تحقیق هست. در پژوهش حاضر برندسازی شخصی کارآفرینان صنعت خودرو به عنوان پدیده محوری مطرح است و از سویی ساختار مقوله‌ای است که همه عوامل و تأثیرات در جهت توصیف آن حرکت می‌کنند. به طور کلی این مقوله ناظر به مسیری است که باعث شکل‌گیری چارچوب قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو می‌شود. تحلیل حاصل از مصاحبه‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌کنندگان مکرراً وجود آن به عنوان اصلی‌ترین مبنا جهت ارائه چارچوب برندسازی شخصی افراد کارآفرین اشاره کرده‌اند.

جدول ۴. مقوله‌ها و مقوله‌های فرعی متغیر محوری

مقوله‌ها	مقوله‌های فرعی	مفاهیم
پدیده محوری	رصد محیطی	بوم‌شناسی و اقلیم‌شناسی ایران، شناسایی تهدیدات محیطی، شناسایی فرصت‌های مالی، تحلیل سهم بازار، جمع‌آوری اطلاعات پیرامونی، رصد فرصت‌های کارآفرینانه، شناسایی فرصت‌های محیطی، شناسایی تهدیدهای مالی، شناسایی فرصت‌های کارآفرینانه، جستجوی محیط‌های بالقوه در حوزه صنعت خودرو، شناسایی نیازهای ذینفعان و سهامداران، محیط‌شناسی هوشمندانه، شناسایی ریسک‌های محیطی، شناسایی گلوگاه‌های تهدید خودروسازی، محیط صنعت خودرو، همسویی با فناوری‌های نوین خودرو، اشراف اطلاعاتی به مسائل دنیا
	عوامل درون سازمانی	الگوبرداری از نوآوری‌های کشورهای پیشرو، مسأله‌شناسی، ایجاد ساختارهای یکپارچه در بازار خودرو، کنترل درونی، ساختارهای سازمان، فرایندهای خلاقانه، فرایندهای انگیزشی نیروهای فروش، روشهای فروش متمایز و منحصر بفرد، جمع‌سپاری نوآورانه
	تفکر راهبردی	آینده‌پژوهی، دارا بودن اهداف آرمانی، اتخاذ تصمیمات استراتژیک، سیاست‌گذاری و هدف‌مندی در کسب و کار، مشارکت استراتژیک، برنامه‌ریزی و مدیریت استراتژیک

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۹-متغیرهای زمینه‌ساز

به شرایط خاصی که برکنش‌ها و تعاملات تأثیر می‌گذارند، بستر گفته می‌شود. این شرایط را مجموعه‌ای از مفاهیم، مقوله‌ها یا متغیرهای زمینه‌ای تشکیل دهند و در الگوی معرفی شود عبارت‌اند از: بهره‌گیری از فناوری و به کارگیری روش‌های نوین صنعت.

جدول ۵. مقوله‌ها و مقوله‌های فرعی متغیر زمینه‌ساز

مقوله‌ها	مقوله‌های فرعی	مفاهیم
بهره‌گیری از فناوری	فناوری اطلاعات	ایجاد کانال‌های ارتباطی بین مشتریان، ایجاد شبکه‌های اجتماعی، زیرساخت‌های فناوری اطلاعات (ایجاد یا تقویت)، زیرساخت‌های فناوری اطلاعات، تأثیرگذاری بر رفتار مشتریان از طریق شبکه‌های اجتماعی، ایجاد شبکه اجتماعی قوی،
	فناوری‌های نوین	استفاده از فناوری‌های نوین در عرصه صنعت خودرو، استفاده از تکنولوژی‌های شرکت پیشرو خودرویی جهان، استفاده از فناوری‌های نوین برای تسهیل فروش، شناسایی نوآوری‌های موجود در حوزه صنعت خودرو، توجه به تغییرات سریع تکنولوژی
به کارگیری روش‌های نوین صنعت	الگوبرداری	الگوبرداری از بهترین تجربیات بین‌المللی در امر صنعت خودرو
	رقابت‌پذیری	رقابت پذیر بودن یا روحیه رقابتی داشتن، افزایش رقابت در حوزه فروش و خدمات، شناسایی رقیب، کسب مزیت رقابتی
مشتری محوری	کیفیت خدمات	ارتقاء سطح کیفی خدمات، فراتر از رضایت مشتری به دنبال شفافیت، مشتریان، ارائه خدمات کیفی فروش مناسب و خدمات کیفی پس از فروش عالی، ارائه خدمات قابل قبول و پسندیده، پیش فروش خودرو در میان مصرف‌کنندگان و مشتریان، تعهد به تولید با کیفیت، رضایت مشتریان از عملکرد و پاسخگویی، وفاداری مشتریان
	برندسازی محصول	طرفداری بیشتر جامعه به برند،
	اعتباربخشی به محصول	اعتبار و اصالت داشتن، اعتمادسازی میان مصرف‌کنندگان، ایفای نقش مسئولیت‌های اجتماعی، ارزش محصولات و خدمات در ذهن مشتریان،
	قیمت‌گذاری	قیمت‌گذاری رقابتی،

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱۰- متغیرهای مداخله‌گر

شرایط مداخله‌گر که به پدیده‌ای تعلق دارند و بر راهبردها اثر می‌گذارند و بر انتخاب راهبردهای مختلف مؤثر بوده و می‌توانند اجرای راهبردها را آسان و تسریع سازند و یا آن‌ها را محدود و مقید می‌کنند. بر اساس مصاحبه‌های انجام‌شده و تحلیل آن‌ها، دو مؤلفه زیرساخت‌های سخت افزاری و زیرساخت‌های نرم‌افزاری شناسایی شدند.

۱۱- متغیرهای راهبردها

راهبردها در نظریه داده بنیاد، برای اشاره به مجموعه‌ای از تعاملات، تاکتیک‌های راهبردی و طرز عمل‌های عادی یا روتین و چگونگی مدیریت موقعیت‌ها توسط افراد در مواجهه با پدیده اصلی به‌کاربرده می‌شود (اشتراوس و کوربین، ۱۳۹۵). در جدول (۷)، متغیرهای راهبردی تحقیق حاضر نشان داده شده است:

جدول ۶. مقوله‌ها و مقوله‌های فرعی متغیر مداخله‌گر

مقوله‌ها	مقوله‌های فرعی	مفاهیم
تسهیل‌گرها	قوانین دولتی	ایجاد توازن و هماهنگی کامل بین بخش‌های دولتی و خصوصی در صنعت خودرو، ممنوعیت واردات خودرو و مشکلات ارزی کشور، حذف یا تعدیل قوانین دست و پا گیر در این حوزه (صدور ویزا و ...)
	حمایت‌های دولتی	مشوق‌های مالیاتی، ارائه تسهیلات بانکی، تسهیل ثبت شرکت‌های کارآفرین، حمایت از شرکت‌های دانش بنیان
	اسپانسرها	جذب سرمایه‌گذار داخلی، جذب سرمایه‌گذار خارجی، تخصیص بودجه به آموزش، سود و تامین مالی، قدرت مالی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۷. مقوله‌ها و مقوله‌های فرعی متغیر راهبردها

ابعاد	مؤلفه‌ها	زیر مؤلفه‌ها
راهبردهای قدرت برندسازی شخصی افراد کارآفرین	شناسایی نقاط بالقوه تولید	دسترسی به نقاط بالقوه تولید در کشور، شناسایی ظرفیت‌های تولید، شناسایی عرضه‌های تولید
	تطبیق‌پذیری با پیشرفت‌های صنعت	همسویی با تغییر، همراه بودن با صنعت، هم راستایی با صنعت خودروسازی بین‌المللی،
	انعطاف‌پذیری در تولید	انعطاف‌پذیری در تولید و فرایندهای عملیاتی، تولید بهنگام
	فرهنگ سازی	فرهنگ مشتری‌مداری، نهادینه سازی فرهنگ ایده پردازی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱۲- پیامدها

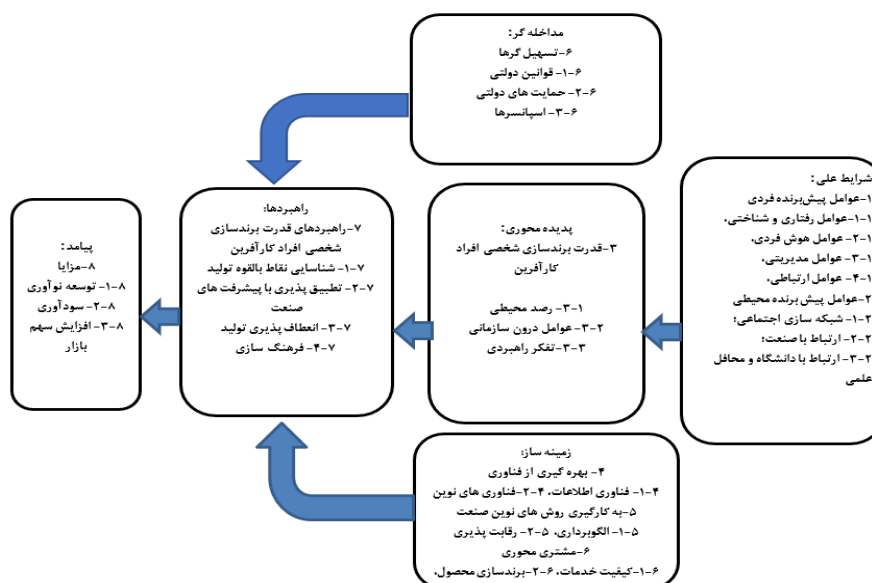
پیامدها نتایجی است که در اثر راهبردها پدیدار می‌شود. پیامدها نتایج حاصل کنش‌ها و کنش‌ها هستند. پیامدها را همواره نمی‌توان پیش‌بینی کرد و الزاماً همان‌هایی نیستند که افراد قصد آن را داشته‌اند. پیامدها ممکن است

حوادث و اتفاقات باشند، شکل منفی به خود بگیرند، واقعی یا ضمنی باشند، و در حال یا آینده به وقوع بپیوندند. همچنین این امکان وجود دارد که آنچه در برهه‌ای از زمان پیامد به شمار می‌رود در زمانی دیگر به بخشی از شرایط و عوامل تبدیل شود. بر اساس روند دستیابی به متغیرهای مؤثر بر برندسازی شخصی در صنعت خودرو، الگوی پارادایم تحقیق به صورت شکل (۷) می‌باشد

جدول ۸. ابعاد و مؤلفه‌های پیامدها

ابعاد	مؤلفه	زیر مؤلفه‌ها
کتاب مزایا	توسعه نوآوری	ترویج اهداف نوآورانه، افزایش تعداد کارآفرینان، ارتقاء برند مبتنی بر نوآوری، توسعه هدفمند کسب و کار، پیشسازی کسب و کار، اتخاذ رویکرد کارآفرینانه
	سودآوری	کسب سود، افزایش سودآوری صنعت، افزایش فروش، افزایش درآمد حاصل از فروش مبتکرانه
	افزایش سهم بازار	افزایش جغرافیایی صنعت، افزایش صادرات، صدور خدمات فنی و مهندسی

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۴. مدل مفهومی تحقیق

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱۳- بحث و نتیجه‌گیری

برندسازی شخصی فرایندی است که مهارت‌ها، شخصیت‌ها و ویژگی‌های فردی را به ارمغان می‌آورد و سپس آن را به هویتی تبدیل می‌کند که قدرت بیشتری نسبت به رقبا دارد. که قدرت برندسازی شخصی بستگی به تمایز، تناسب و سازگاری آن برند در ارتباط با آن شخص دارد (فرندیکا و همکاران^۱، ۲۰۱۸). برندسازی شخصی بازاریابی خود در جامعه می‌باشد که این برند برگرفته از مهارت‌ها و توانایی‌ها و سبک زندگی فرد می‌باشد و توسعه آن از طریق تعاملات وی امکان پذیر است (جانسون^۲، ۲۰۱۷).

لازمه ایجاد برند موفق این است که به برندسازی به عنوان یک سرمایه گذاری نگاه شود نه به منزله یک هزینه. اشتیاق به سرمایه گذاری در زمینه برند در آسیا و کشورهای در حال توسعه ضعیف است. تأکید بسیار زیاد بر تفکر و عملکرد کوتاه مدت سبب تضعیف برندسازی و به حاشیه راندن آن می‌شود. در اغلب موارد، متناسب با تغییر عامل احساس خوب به برند میزان تخصیص نقدینگی به موضوع برندسازی نیز تغییر می‌کند و به برند به عنوان یک دارایی راهبردی که می‌تواند ارزش‌های متعدد و بیشتری نسبت به دارایی‌های مشهود داشته باشد، نگریده می‌شود (جواری، ۱۳۹۶). برندسازی شخصی افراد را از گمنامی نجات داده و آن‌ها را به علت خاصی و در زمینه خاصی معرفی می‌کند. برند شخصی ترکیبی از همه انتظارات، تصویرها و ادراکات حول یک شخصیت است یعنی زمانی که مردم نام آن شخص را می‌بینند یا می‌شنوند آن تصویر یا ادراکات که مربوط به آن برند است به ذهنشان خطور می‌کند (دلیری، ۱۳۹۶). در همین راستا، با توجه به دغدغه‌ها و چالش‌های صنعت خودروسازی کشور، در تحقیق حاضر سعی شد به ارائه الگوی پارادایمی برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو پرداخته شود. بر اساس نتایج تحقیق، عوامل اصلی تأثیرگذار بر تقویت برندسازی شخصی افراد کارآفرین در صنعت خودرو در قالب الگوی پارادایمی نظریه‌ی داده بنیاد بر اساس نظر خبرگان شناسایی و تدوین گردید. متغیرهای علی شامل عوامل پیش برنده فردی که مشتمل بر عوامل رفتاری و شناختی، عوامل رفتاری و شناختی، عوامل هوش فردی، عوامل مدیریتی، عوامل ارتباط و عوامل پیش برنده محیطی مشتمل بر شبکه سازی اجتماعی، ارتباط با صنعت و ارتباط با دانشگاه و محافل علمی می‌باشد، متغیرهای مداخله‌گر شامل تسهیل‌گرها می‌باشد که مشتمل بر قوانین دولتی، حمایت‌های دولتی و اسپانسرها می‌باشد، متغیرهای زمینه‌ساز شامل بهره‌گیری از فناوری، به کارگیری روش‌های نوین صنعت و مشتری محوری می‌شود، متغیرهای راهبردی شامل راهبردهای قدرت سازی برند شخصی افراد کارآفرین که شامل شناسایی نقاط بالقوه تولید، تطبیق پذیری با پیشرفت‌های صنعت، انعطاف پذیری تولید و فرهنگ سازی می‌شود و متغیرهای پیامدساز شامل توسعه نوآوری، سودآوری و افزایش سهم بازار می‌شود.

فهرست منابع

آزاد فراهانی، فرزانه، علیقلی، منصوره. نعمتی زاده، سینا. (۱۴۰۱). ارائه مدل بازاریابی در شرایط رکود. فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۶، شماره ۱، پیاپی ۵۸.

¹ Frendika et al

² Johnson

احمدیان، مجید. عابدی، زهرا. غفارزاده، حمیدرضا. (۱۳۹۳). ارزیابی شکست بازار در انعکاس ناکارایی زیست محیطی (مطالعه‌ی موردی: بازار خودروهای متداول در ایران). فصلنامه اقتصاد مالی. شماره ۲۹. انصاری، منصور؛ سیدین زاده، میرقاسم. (۱۳۹۵). برندسازی ایده‌ها: «صلح پایدار» به مثابه یکی از اصول گفتمانی انقلاب اسلامی.

بهارى، نادر؛ آقازاده، هاشم؛ روشن دل اربطانی، طاهر؛ صدقی، شهرام. (۱۳۹۶). طراحی الگوی برندسازی شهری برای توسعه کارآفرینی (مورد مطالعه: شهرستان گرمی)، مجله توسعه کارآفرینی، تابستان ۱۳۹۶، دوره ۱۰، شماره ۲.

تاجیک، سمیه، علی پور، ابوالفضل، تربتی، سروناز. (۱۳۹۹). نقش اینستاگرام در توسعه برند شخصی (مورد مطالعه: کاربران ایرانی اینستاگرام، ۱۳۹۸). فصلنامه پژوهش‌های ارتباطی. دوره ۲۷، شماره ۱۰۳. حیدری، فاضل. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر ویژگی‌های برند شخصی ستاره ورزشی بر عشق به برند در بین مشتریان محصولات ورزشی برند جهانی، دومین کنفرانس ملی علوم انسانی و توسعه.

جوانی، وجیهه. (۱۳۹۶). الگوی پارادیمی برندسازی در صنعت ورزش، مجله مدیریت ورزشی، دوره نهم، شماره ۱. رستگار، علی؛ خضری، رشید؛ کریمی یزدی، عبدالرسول. (۱۳۹۵). تأثیر برند بر رفتار مصرف‌کننده. مقاله منتشر شده در کنفرانس پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، برلین - آلمان. صادقی، رحیم. (۱۳۹۹). شناسایی عوامل اثرگذار سرمایه‌های انسانی با رویکرد برند شخصی. کنفرانس ملی مدیریت برند.

فراهانی آزاد، فرزانه، علیقلی، منصوره. نعمتی زاده، سینا. (۱۴۰۱). ارائه مدل بازاریابی در شرایط رکود. فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۶، شماره ۱، پیاپی ۵۸.

قادری مقدم، رضا. باثری، بیژن. فلیحی، نعمت. عباسی، غلامرضا. (۱۴۰۱). فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۶، شماره ۵۹. پیاپی ۵۹.

صفار، یاسر. عظیم زاده، مرتضی. کفاش پور، آذر. (۱۳۹۵)، مجله مدیریت و توسعه ورزش، دوره ۴، شماره ۱، ۸۵-۱۰۳

عزیزی، شهریار. جمالی کایک، شهرام. رضائی مرتضی. نشریه تحقیقات بازاریابی نوین، دوره ۲، شماره ۴، پیاپی ۷. محقق نیشابوری، محمد سعید؛ طالبی، کامبیز؛ سجادی، سید مجتبی. (۱۳۹۶). عوامل خروج کارآفرینان: تلفیق نگاه فردی-محیطی. توسعه آفرینی شماره ۳۷.

محمدی فر، یوسف. روستا، احمد. حمیدیزاده، محدرضا. قره چه، منیژه. (۱۳۹۵)، مدلی برای برندسازی شهری در ایران براساس نظریه ی داده بنیاد، فصلنامه مدیریت برند، دوره ۳، شماره ۱.

منوریان، عباس؛ صفویه، جواد؛ آقاخانی، نرگس؛ رضایی نور، جلال. (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر در تدوین استراتژی‌های برند سازی دانشگاه‌های مبتنی بر آموزش الکترونیکی. فناوری آموزش. جلد ۱۱، شماره ۳.

محقق نیشابوری، محمد سعید؛ طالبی، کامبیز؛ سجادی، سید مجتبی. (۱۳۹۶). عوامل خروج کارآفرینان: تلفیق نگاه فردی-محیطی. توسعه آفرینی. شماره ۳۷: ۴۹۷-۵۱۶.

- Amoako, G. K., & Okpattah, B. K. (2018). Unleashing salesforce performance: The impacts of personal branding and technology in an emerging market. *Technology in Society*, 54, 20-26.
- Ahmad Pour Dariani, M., Nickbin, H., & Karimi, A. (2012). [Factors affecting entrepreneurship development through agricultural advisory services corporations in Zanjan Province (Persian)]. *Iranian Journal of Agricultural Economics & Development Research*, 2(4), 535-46.
- Ahmad, R., Hashim, L., & Harun, N. (2016). Criteria for effective authentic personal branding for academic librarians in Universiti Sains Malaysia libraries. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 224, 452-458.
- Banet-Weiser, S. (2012). *AuthenticTM: The politics of ambivalence in a brand culture* (Vol. 30). NYU press.
- Blaer, M., Frost, W., & Laing, J. (2020). The future of travel writing: Interactivity, personal branding and power. *Tourism Management*, 77, 104009.
- Centeno. Edgar, Cambra-Fierro. Jesus, Vazquez-Carrasco. Rosario, Susan J. Hart, Dinnie., Keith (2019) "The interplay between SME owner-managers and the brand-as-a-person", *journal of product & brand management*, <https://doi.org/10.1108/jpbm-10-2017-1645>.
- Guillaume, D. (2020). Social dynamics and stakeholder relationships in personal branding. *Journal of Business Research*, Elsevier, vol. 106(C), pages 118-128.
- Global Entrepreneurship Monitor (GEM), 2017. *Global Report 2016/17*. [online] Available at: <<https://www.babson.edu/Academics/centers/blank-center/global>>.
- Luca.F.A., Ioan. C. A., Sasu. C (2015), The importance of the professional personal brand. The doctors' personal brand. 7th International Conference on Globalization and Higher Education in Economics and Business Administration, GEBA 2013, *Procedia Economics and Finance* 20 . pp 350 – 357.
- Lucio Fuentelsaz & Consuelo González-Gil & Juan P. Maicas, 2015. "What determines entrepreneurial failure: taking advantage of the institutional context," *Documentos de Trabajo* dt2015-05, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Zaragoza.
- Schawbel, D. (2010). *Me 2.0, Revised and Updated Edition: 4 Steps to Building Your Future*. Kaplan Publishing; Revised edition.
- Schawbel, D. (2015). *Developing your personal brand in the workplace*.
- Smith, G. (2009). Conceptualizing and testing brand personality in British politics. *Journal of political marketing*, 8(3), 209-232.
- Mohammed, E., Steyn, R., & Mohammed, E. (2016). Personal branding: A systematic review of the research and design strategies used reported in journal articles relating to critical elements of personal branding. In *Proceedings of the International Conference on Business and Management Dynamics 2016: Sustainable economies in the information economy* (pp. 27-35).
- Michel, G. (2017). From brand identify to polysemous brands: Commentary on Performing identities: Processes of brand and stakeholder identify co-construction." *Journal of Business Research*, 70, 453–455.
- Meisner, C. Ledbetter. (2020). Participatory branding on social media: The affordances of live streaming for creative labor. First published online.
- Moen, P., & Hernandez, E. (2009). *Social convoys: Studying linked lives in time, context, and motion*. Guilford Press.
- Morton, R. L. (2012). Bringing your personal brand to life: an effective brand communicates your distinct value. *Healthcare executive*, 27(1), 70-73.
- Morgan, M. (2011). *Personal Branding : Create your Value Proposition*. Strategic Finance magazine; 9(3): 13–28.1-

- Manurung, A. D. R. (2015). The influence of heroic leadership and learning organization to work achievement with authentic personal branding as mediator. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 6(5 S5), 18.
- Nolan, L. (2015). The impact of executive personal branding on non-profit perception and communications. *Public Relations Review*, 41(2), 288-292.
- Oriol Iglesiasa, Stefan Markovicb, Josep Rialpc,(2019), "How does sensory brand experience influence brand equity? Considering the roles of customer satisfaction, customer affective commitment, and employee empathy,"
- Journal of Business Research*, volume 96, pp 343-354.
- Oshiro, K. F., Brison, N., & Bennett, G. (2021). Personal branding project in a sport marketing class. *Journal of Hospitality, Leisure, Sport & Tourism Education*, 28, 100308.
- Pagis, M., & Ailon, G. (2017). The paradoxes of self-branding: An analysis of consultants' professional web pages. *Work and Occupations*, 44(3), 243-267.
- Vanderford, N. L. (2017). The "Me Brand": Tips for Successful Personal Branding. *ReSearch A Career Guide for Scientists*, 119-138.

**Presenting the Model of Personal Branding of Entrepreneurs
in Order to Increase the Profitability in Iran Automobile
Industry based on grounded Theory**

Abolghasem Pahlevan¹

Hamid Saeedi²

Mohammad Ali Abdolvand³

Hamidreza Saeednia⁴

Received: 13/ January/2025 Accepted: 05/ March /2025

Abstract

In highly competitive environment, entrepreneurs are facing various challenges in starting up and managing businesses, including increasing overhead costs and financial bankruptcy; By adopting approaches and executive policies, business entrepreneurs can play an important role in averting and preventing bankruptcy, as well as increasing the profitability of industries, especially the automobile industry. Considering the increasing growth of entrepreneurial activities, personal branding as one of the main solutions can be effective in the development of industries and the foundation of profit and growth areas, particularly in this challenging industry. The current study is conducted to create a model of the effective factors on the personal branding of entrepreneurs to increase the profitability in this industry. The participants are 12 managers selected via available and targeted sampling and the data is collected through interviews in the form of grounded theory. Based on the results of the research, the main factors influencing the strengthening of the personal branding of entrepreneurs in the automobile industry were identified and classified in the form of a paradigm model of the grounded theory of according to the opinions of experts. Causal variables include individual driving factors and environmental driving factors, intervention variables include facilitators, contextual variables include technology utilization, application of new industry and customer-oriented methods. Strategic variables include the personal branding power of entrepreneurs. The outcome of the model leads to the development of innovation, increasing profitability and market share.

Keywords: Model – Personal Branding - Entrepreneur - Profitability- Automotive industry.

JEL classification: M30, M31, L26 and L62

¹ Department of Entrepreneurship, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. mapahlavan@gmail.com

² Department of Business Administration, Yadegar Imam Khomeini (RA) Shahr-e Ray Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding author). hsaeedi@iau.ac.ir

³ Department of Business Administration, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. ma.abdolvand@srbiau.ac.ir

⁴ Department of Business Administration, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. hr.saeidnia@iau.ac.ir



ارایه مدل اندازه گیری ارزش در معرض ریسک شاخص های بازار سهام ایران مبتنی بر عوامل ریسک جهانی

علی یحیی نمر^۱

امیر رضا کیقبادی^۲

شهریار نصاییان^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۵

چکیده

بازارهای مالی در حال حاضر با شرایط عدم اطمینان مواجه هستند که باعث افزایش ریسک دنباله آنها شده است. این مطالعه با استفاده از روش رگرسیون چندکی به بررسی ۸ شاخص بازار سهام از ۲ مرداد ۱۳۹۶ تا ۳۱ مرداد ۱۴۰۲ پرداخته است. یافته‌ها نشان داد که مدل پیشنهادی به‌طور مؤثری ارزش در معرض خطر شاخص‌های نمونه در بازار سهام ایران را با در نظر گرفتن نوسانات قیمت نفت و طلا به عنوان عوامل ریسک، برآورد می‌کند. نتایج نشان داد که بحران جهانی ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ که در سال ۲۰۲۰ از چین آغاز شد، تأثیرات قابل توجهی بر شاخص‌های جهانی داشت. با این حال، شوک در بازار سهام ایران نسبتاً شدید بود، به ویژه در صنایعی مانند فلزات، سنگ معدن فلزی و شیمیایی‌ها، و شاخص کل آسیب‌پذیری بیشتری نسبت به بقیه شاخص‌ها داشتند. در طول بحران جهانی سال ۲۰۲۲ که به‌وسیله جنگ در اوکراین آغاز شد، بازار سرمایه ایران شوک قابل توجهی به نسبت بحران همه‌گیری کووید-۱۹ را تجربه کرد.

واژه های کلیدی: ارزش در معرض خطر، رگرسیون چندکی، شاخص های بازار سهام

طبقه بندی JEL: C02, C10

۱ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Yehyanemerali@gmail.com

۲ گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). a.keghobadi@iauctb.ac.ir

۳ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. nessabian@gmail.com



۱- مقدمه

سیرتاریخی نوسان در بازارهای مالی مانند تبدیل نظام نرخ ارز ثابت به نظام نرخ ارز شناور در سال ۱۹۷۱، شوک قیمت نفتی سال ۱۹۷۳، سقوط سهام آمریکا در دوشنبه سه یاه ۱۹۸۷، ترکیدن حساب قیمت سهام ژاپن در سال ۱۹۸۹، بحران مالی آسیای جنوب شرقی در سال ۱۹۹۷ و مسدود شدن بازارهای مالی و کاهش ارزش سهام آمریکا در یازدهم سپتامبر ۲۰۰۱، دلایلی برای الزام مدیریت ریسک و توجه نهادهای مالی به آن می باشد. علاوه بر این وقوع بحران بازارهای مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، اهمیت مدیریت ریسک و اندازه گیری دقیق ریسک را بیش از پیش مورد توجه قرار داده است (ادبی فیروزجایی و همکاران، ۱۳۹۴). عموماً بزرگ ترین ریسک در بازار سرمایه یا در پرتفوی سرمایه گذاران زمانی اتفاق می افتد که تغییرات بزرگ ناگهانی در جهت نامطلوب آن سبب رخ دهد. این زیان ها در دنباله توزیع قرار دارند (مظفری و نیکومرام، ۱۳۹۹). بررسی رفتار بورس ها نه تنها در بازار سرمایه بلکه در سایر بازارها مانند بازار ارز، نفت و طلا اهمیت دارد. این بازارها اغلب رفتارهای مشابهی با تغییرات شاخص بورس نشان می دهند. علاوه بر این، متغیرهای کلان اقتصادی که بر اقتصاد یک کشور تأثیر می گذارند نیز باید توسط شاخص مورد بررسی قرار گیرند. با تحلیل اثرگذاری شاخص های اصلی بورس بر یکدیگر، می توان چارچوبی بزرگتر و مناسب تر برای پیش بینی بحران های مالی ایجاد کرد (آسایش و همکاران، ۲۰۱۹). بازار سرمایه ایران تا حدودی متعلق به شرکت هایی است که به قیمت های جهانی وابسته هستند. شرکت های سرمایه گذاری و هلدینگ ها نقش مهمی در این بازار ایفا می کنند. برخی از شرکت ها در بازار سهام فعالیت می کنند که وابستگی زیادی به قیمت های جهانی ندارند. بنابراین، برخی معتقدند که بورس تهران به دلیل عدم تعامل متقابل با سایر بورس ها و حضور محدود سرمایه گذاران خارجی تحت تأثیر بحران ها قرار نمی گیرد و به عنوان یک بورس بین المللی محسوب نمی شود. با این حال، بحران مالی جهانی به طور غیرمستقیم بر قیمت سهام و درآمد شرکت هایی که محصولاتی مانند فلزات، پتروشیمی ها و مواد معدنی تولید می کنند از طریق افزایش قیمت طلا و کاهش قیمت نفت تأثیر می گذارد. از سوی دیگر، طبق نظر برخی کارشناسان، بازار سرمایه ایران در زمان بحران های جهانی از آسیب ها محافظت می شود. آنها معتقدند که بازار حتی تهدیدها را به فرصت تبدیل کرده و به طور قابل توجهی رشد کرده است. مطالعه عوامل مؤثر بر تغییرات شاخص های بورس تهران و چگونگی تعامل آنها با بازارهای جهانی می تواند به شناسایی متغیرهایی که بر نوسانات شاخص تأثیر می گذارند کمک کند. این امر می تواند منجر به تصمیم گیری بهتر سرمایه گذاران و تخصیص بهینه منابع شود (یزدان پرست و احدی سرکانی، ۲۰۱۳). همچنین، نیل به اهداف اقتصادی، مستلزم تصمیم گیری های آگاهانه از سوی مدیران و سیاست گذاران اقتصادی است و شناخت و تبیین هر چه بهتر روابط رفتاری عامل های اقتصادی می تواند آنان را برای کاهش اشتباهات در فرآیند تصمیم گیری یاری کند (امینی و همکاران، ۱۴۰۳). ریسک علاوه بر بازده، عامل مهمی است که تصمیمات سرمایه گذاران را در بازار تحت تأثیر قرار می دهد. برای اندازه گیری ریسک در بازارهای مالی ضروری است که توانایی مدل سازی ارزش در معرض خطر (VaR) با دقت بالا وجود داشته باشد. یکی از مهمترین روش های شناخته شده برای اندازه گیری، پیش بینی و مدیریت ریسک، ارزش در معرض خطر است که در سال های اخیر مورد توجه و استقبال گسترده نهادهای مالی قرار گرفته است. این شاخص می تواند به عنوان تابعی از

پیش بینی نوسانات تفسیر شود. ارزش در معرض خطر، زبانی را که با احتمال کم در طول دوره نگهداری مشخصی احتمال وقوع دارد، برآورد می کند. این معیار بدترین زبان قابل تحقق را در یک افق زمانی معین با سطح اطمینان معین تعیین می کند (خیابانی و ساروقی، ۱۳۹۰). هدف این تحقیق بررسی تأثیر قیمت های جهانی طلا و نفت بر بازار سرمایه ایران است. ریسک شاخص های مهم بورس تهران نسبت به نوسانات جهانی قیمت طلا و نفت نیز به صورت نمودار نمایش داده خواهد شد. با توجه به اهمیت این موضوع و ارتباط بین بازارهای جهانی با بازار سهام ایران، مدلی برای محاسبه ارزش در معرض خطر ارائه خواهد شد تا ریسک های جهانی برای بازار سهام ایران را ارزیابی می کند.

۲- چارچوب نظری تحقیق

بررسی تأثیر بحران مالی بر بازار سرمایه ایران

پژوهشگران مدت ها است که درباره پیامدهای بحران مالی بر بازار سرمایه ایران بحث و بررسی کرده اند. از آنجا که اقتصاد ایران عمده تاً متکی به نفت است، بنابراین پیش بینی می شود که رکود در اقتصاد جهانی تأثیر عمیقی بر واردات و صادرات کشور داشته باشد. از طرفی نیز اقتصادهای نوظهور، اهمیت بازارهای مالی همچون بازار سهام را برجسته کرده است (فلاحی و رحمانی، ۲۰۱۷). طی دهه های گذشته با توسعه فرآیند جهانی شدن، ارتباط بین کشورها و اقتصادهای آن روز به روز در حال افزایش است، به گونه ای که در صورت انتشار یک خبر در یک بازار (بازار نفت، بازار طلا، بازار سهام) به سرعت اثر این خبر به سایر بازارها و اقتصادها منتقل شده و این نشان می دهد که ارتباط بین کشورها (به ویژه بازارهای مالی) قوی است (حاجیلو مقدم و همکاران، ۱۴۰۳). از طرف دیگر، گسترش بازارهای مالی و ایجاد ابزارهای جدید مالی در سطوح و طبقات مختلف جامعه باعث افزایش توجه به بورس شده است. این امر منجر به مشارکت بیشتر عمومی در بازار سرمایه شده است که امروز مشهود است. دوره های بحران مالی نشان می دهد که سطح بالایی از ارتباط ریسک بین بازارهای مالی وجود دارد (منسی^۱ و همکاران، ۲۰۲۱). لذا با توجه به پیچیدگی رفتار عوامل اقتصادی، تلاشهای زیادی توسط اقتصاددانان در جهت تبیین الگوهای مناسب اقتصادی صورت گرفته است تا روابط متقابل بین متغیرهای اقتصادی در سطح کلان، به طور سیستماتیک مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد (عیدان ترک زاده و همکاران، ۱۴۰۰). مطالعات پیشین عمدتاً بر بررسی ریسک دنباله در کشورها و صنایع خاص و در سطح شرکت متمرکز بوده اند (لیو^۲ و هاموری، ۲۰۲۰؛ شوافنگ و همکاران، ۲۰۲۲؛ شارما و همکاران، ۲۰۲۱). با این حال، به اندازه گیری ریسک دنباله مربوط به شاخص های بازار سهام پرداخته نشده است. این مطالعات نشان داده اند که رویدادهای غیرمنتظره اقتصادی کلان، نوسانات قیمت طلا و نفت، و بحران های اقتصادی و مالی ناگهانی می توانند منجر به ریسک دنباله شوند. برای کاهش این ریسک ها، سرمایه گذاران باید استراتژی های موفق تنوع بخشی پورتفولیو را که بر کاهش ریسک خاص یک بازار یا مجموعه ای از بازارهای مالی تمرکز دارد، اتخاذ کنند. بنابراین، فهم تعاملات بین بازارها برای ارزیابی جامع ریسک دنباله و

¹ Mensi et al

² Liu et al

شناسایی بازارهایی که در شرایط نزولی (صعودی) بیشترین (کمترین) مواجهه را دارند، ضروری است (نعیم و همکاران، ۲۰۲۳). یک معیار سنتی و کمی ریسک، ارزش در معرض خطر (VaR) است که حداکثر زیان‌ها را در سطح اطمینان خاصی اندازه‌گیری می‌کند. توافق‌نامه بازل II، VaR را به عنوان یک معیار ترجیحی برای ریسک بازار معرفی کرد. با این حال، با توجه به بحران وام‌های رهنی فرعی در سال ۲۰۰۸، کمیته نظارت بانکی بازل توافق‌نامه‌های خود را برای تمرکز بر حاکمیت قوی و مدیریت ریسک بازنگری کرده است. بنابراین، بازل III برای کنترل ریسک سیستماتیک کل سیستم مالی تنظیم شده است (کایلبر^۱ و وانگ، ۲۰۲۱).

رگرسیون چندکی ابزار تحلیلی قوی برای اندازه‌گیری ریسک

رگرسیون کوانتایل از زمانی که کوئنکر^۲ و بست (۱۹۷۸) و کوئنکر و هالوک (۲۰۰۱) کارهای بنیادی انجام دادند، محبوبیت پیدا کرده و در چندین حوزه در دانشگاه و صنعت کاربرد یافته است. رگرسیون کوانتایل روشی غیرپارامتریک و دقیق برای برآورد کوانتایل‌های شرطی برای متغیرهای پیش‌بینی‌کننده با ابعاد بالا فراهم می‌کند. نمونه‌های عددی نشان می‌دهند که الگوریتم از نظر قدرت پیش‌بینی به صورت رقابتی است (کوئنکر و همکاران، ۲۰۱۷). آدامز و همکاران (۲۰۲۱) کوانتایل‌های نمونه عادی را به تنظیم رگرسیون تعمیم دادند که اطلاعات گسترده‌تری درباره توزیع شرطی یک متغیر وابسته، با توجه به متغیرهای همبسته، در مقایسه با تنظیم رگرسیون کلاسیک فراهم می‌کند، که به عنوان برآورد میانگین شرطی تعریف شده است. این الگوریتم گسترش یافته، می‌تواند در رویدادهای شدیدی که توزیع شرطی متغیرهایی مانند بازده دارایی تمایل به چولگی دارند، یا نقاط پرت و عدم تقارن‌ها، اهمیت زیادی داشته باشد. ادبیات اخیر فرض خطی بودن ارتباط بین کوانتایل شرطی متغیر هدف و پیش‌بینی‌کننده‌ها را کنار گذاشته و تخمین‌گرهای غیرپارامتری را برای کوانتایل شرطی در نظر گرفته است (بلونی و همکاران، ۲۰۱۹). روش‌های رگرسیون کوانتایل اغلب برای پیش‌بینی VaR اعمال می‌شوند. انگل و منگانلی (۲۰۰۴) روش CAViaR را پیشنهاد کرده‌اند. این مدل می‌تواند کوانتایل‌ها را به جای مدل‌سازی کل توزیع، به‌طور مستقیم تخمین بزند. چن و چن^۳ (۲۰۰۲) دریافتند که محاسبه VaR در شاخص Nikkei 225 با استفاده از رگرسیون کوانتایل از روش‌های واریانس-کوواریانس متعارف بهتر عمل می‌کند. علاوه بر این، شیم و همکاران (۲۰۱۲) از مدل‌های رگرسیون کوانتایل برداری نیمه‌پارامتری (SSVQR) برای تخمین VaR در داده‌های بازده شاخص‌های S&P 500، NIKEI 225 و KOSPI 200 استفاده کردند. آنها دریافتند که مدل‌های آنها از مدل‌های واریانس-کوواریانس و رگرسیون کوانتایل خطی بهتر عمل می‌کنند. چندین مطالعه از رگرسیون کوانتایل در زمینه پیش‌بینی نوسانات در بازارهای سهام استفاده کرده‌اند (بلوم و همکاران، ۲۰۲۳).

¹Keilbar & Wang

² Koenker R, Bassett

³ Chen & Chen

۳-پیشینه پژوهشی

۳-۱-تحقیقات داخلی

خانی و همکاران در سال (۱۴۰۰) موضوعی با عنوان آثار بازار پول بر بازار طلا با رویکرد پویایی شناسی سیستمی بررسی کردند. هدف مقاله کاربرد رهیافت پویایی سیستم برای پیش بینی قیمت طلا در کشور ایران، شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت طلا و شبیه سازی روند تاثیر سیاستهای پولی بر قیمت طلا در بازه زمانی ۱۳۸۹ - ۱۴۰۵ است شبیه سازی با نرم افزار و نسیم انجام شده است. در این مقاله سناریوهای مختلفی به شبیه سازی تغییر حجم نقدینگی شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ بهره بانکی بر بازار طلا پرداخته است. نتایج نشان داده است که قیمت طلا نه تنها متأثر از قیمت اونس جهانی و ارزش دلار است بلکه کنترل نقدینگی و مهار تورم نقش بسزایی در ثبات بازار طلا خواهد داشت. نتایج موید این موضوع است که حجم نقدینگی و شاخص قیمت مصرف کننده تاثیر مستقیم و نقش قابل توجهی در افزایش قیمت طلا دارد. هم چنین یافته ها نشان داده است که تغییر نرخ بهره بانکی تاثیری بر تغییر قیمت طلا تاثیر ندارد.

کاظم زاده ابراهیمی و بهنام (۱۳۹۸) در پژوهش خود به پیش بینی قیمت طلا در ایران با استفاده از رگرسیون داده ها و با تواتر متفاوت طی دوره ۱۳۷۶ - ۱۳۹۶ پرداخته اند برای این منظور از متغیرهای سری زمانی به صورت سالیانه فصلی ماهیانه و حتی روزانه و با تجمیع آنها در یک رگرسیون استفاده شد. در این رگرسیون از داده های ماهیانه نرخ ارز، شاخص کل بورس و قیمت اونس جهانی و از متغیرهای مجازی مانند نوسانات، سیاسی، هیجانات بازار و فصل تابستان به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر سکه طلا بهره برداری شده است. اعتبار سنجی مدل حاکی از آن است که مدل پیشنهادی قدرت پیش بینی دقیق تری در دامنه داده های پرتواتر متغیرهای توضیحی دارد. شهبازی و همکاران در سال (۱۳۹۱) موضوعی را با عنوان بررسی تأثیر شوکهای قیمت نفت ناشی از عرضه و تقاضای نفت خام بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. در راستای هدف پژوهش، متغیرهای عرضه نفت خام، تقاضای جهانی برای کالاهای صنعتی، قیمت واقعی نفت خام و بازدهی واقعی سهام تخمین زده شده است. نوسانات (SVAR) در بورس اوراق بهادار تهران یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری قیمت واقعی نفت خام به سه شوک ساختاری نسبت داده شده: شوک عرضه جهانی نفت خام، شوک تقاضای جهانی نفت خام، شوک تقاضای جهانی برای کالاهای صنعتی. تأثیر این شوکها بر روی بازدهی واقعی سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است که شوک عرضه نفت اثر معنی داری بر روی قیمت نفت ندارد و تنها شوک های تقاضای نفت و تقاضای کل از عوامل مؤثر بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران محسوب می شوند. صمدی و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه ای اثرپذیری قیمت سهام از قیمت جهانی نفت و طلا را با استفاده از داده های دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۷ و روش گارچ بررسی نموده و به این نتیجه رسیده اند که تاثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تاثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

۲-۳- تحقیقات خارجی

ساکووسکی^۱ در سال (۲۰۲۳) مطالعه ای با هدف پیشنهاد یک معیار جدید از ریسک سیستمیک برای تجزیه و تحلیل تاثیر آشفتنگی های عمده بازارهای مالی در بازارهای سهام از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۳ در ایالات متحده آمریکا، اروپا، برزیل و ژاپن را مورد بررسی قرار داد. نشانگر ریسک سیستمیک نوسانات ضمنی در مقابل نوسانات واقعی (IVRVSR) نشان می دهد که نحوه واکنش بازارهای سهام به شوک ها بر اساس موقعیت جغرافیایی آنها متفاوت است. علاوه بر این، مدت زمان این شوک ها به نوسانات تاریخی و همچنین متوسط سطح نوسان بلندمدت یک بازار معین بستگی دارد.

بلوم^۲ و همکاران در سال (۲۰۲۳) موضوعی را با هدف استفاده از اطلاعات در سطح نوسانات، همراه با یادگیری ماشین و رگرسیون چندکی، برای پیش بینی VaR سرمایه گذاری های ارزی بررسی کردند. مدل های مجموعه پیشنهادی تخمین های دقیقی را برای همه چندک ها ارائه می کنند. مدل های تقویت کننده ماشینی و تقویت کننده طبقه ای از نظر تخمین بهتر از مدل معیار هستند. با این حال، مدل های شبکه عصبی تمایل به ناپایداری دارند. نعیم^۳ و همکاران در سال (۲۰۲۳) موضوعی را با هدف اندازه گیری اتصال دنباله بین سرمایه گذاری های پایدار، مذهبی و متعارف با استفاده از شبکه عصبی و رویکرد رگرسیون چندکی بررسی کردند. یافته های شبکه عصبی سرمایه گذاری های مذهبی و متعارف را با حداکثر قرار گرفتن ارزش در معرض خطر دنباله دوره های بحرانی که منعکس کننده مزایای متنوع سازی دارایی های پایدار شناسایی کرده است.

ابوزاید^۴ و همکاران در سال (۲۰۲۱) با هدف بررسی سرریز ریسک سیستمیک بین بازار سهام جهانی و بازارهای سهام منفرد در کشورها بیشترین تأثیر را از همه گیری کووید-۱۹ گرفت. نتایج نشان دادند تجزیه و تحلیل انجام شده بر روی رابطه بین سری ارزش در معرض خطر (VaR) شاخص های مختلف بازار سهام و شاخص سهام جهانی نشان دهنده سطح قوی ارتباط در طول سناریوهای ریسک نزولی شدید در سیستم بازار سهام است. به ویژه در طول همه گیری کووید-۱۹ مشهود است.

۴- روش اندازه گیری ارزش در معرض خطر VaR

در این بخش، هدف ارائه دیدگاه جدیدی برای تخمین VaR با استفاده از رگرسیون چندکی برای بازده روزانه شاخص های بورس اوراق بهادار در بازه زمانی ۵ بهمن ۱۳۹۵ تا ۳۱ مرداد ۱۴۰۱ است. سوال اصلی این تحقیق: آیا می توان یک مدل قوی برای اندازه گیری ارزش در معرض خطر بر اساس عوامل ریسک مختلف معرفی کرد؟ با توجه به سؤال فوق، مطالعه حاضر به ادبیات موضوع کمی سازی ریسک کمک می کند. در این مقاله از رویکرد تجربی کیلبر و وانگ (۲۰۲۱) برای بررسی ریسک دنباله شاخص کل، شاخص کل فرابورس، شاخص کل هموزن، شاخص شیمیایی، شاخص فراورده های نفتی، شاخص فلزات، شاخص کانه های فلزی و شاخص محصولات فلزی با

¹ Sakowski

² Blom et al

³ Naeem et al

⁴ Abuzayed et al

استفاده از روش شناسی تخمین VaR استفاده کردیم. روش برآورد VaR با استفاده از رگرسیون چندک خطی با مجموعه ای از عوامل خطر به عنوان متغیرهای توضیحی است.

VaR به عنوان حداکثر ضرر در یک افق زمانی ثابت در سطح معینی از اطمینان تعریف می شود. توافق بازل II، VaR را به عنوان معیار ارجح برای ریسک بازار معرفی کرد. محاسبه VaR به عنوان مبنایی برای سرمایه مورد نیاز مؤسسات مالی عمل می کند. از نظر ریاضی، τ چندک توزیع بازده است:

$$P(X_{i,j} \leq VaR_{i,t}^{\tau}) = \tau. \quad (1)$$

که در آن $X_{i,j}$ بازده یک شاخص i در زمان t و $\tau \in (0, 1)$ سطح چندک است. راه های زیادی برای تخمین VaR وجود دارد. چائو و همکاران (۲۰۱۵) و هاردل و همکاران (۲۰۱۶)، را با استفاده از رگرسیون چندک خطی بر روی مجموعه ای از متغیرهای کلان برآورد می کند.

در این پژوهش رویکرد هاردل و همکاران (۲۰۱۶) را برای محاسبه var در نظر می گیریم. به طوری که هر شرکت با رگرسیون چندک خطی با استفاده از مجموعه ای از متغیرهای کلان M-1 برآورد می شود.

$$X_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i M_{i-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

که در آن چندک شرطی جمله خطا به این شکل $Q\tau(et|Xt) = 0$ می باشد. و تخمین var مقدار برازش رگرسیون چندکی است،

$$VaR_{i,t}^{LQR,\tau} = \hat{\alpha}_i + \hat{\gamma}_i M_{i-1}. \quad (3)$$

آمار توصیفی

میانگین بازده

شاخص کل هموزن بالاترین میانگین بازده را با ۰.۰۰۲۳ نشان می دهد. شاخص محصولات فلزی کمترین بازدهی متوسط را با ۰.۰۰۱۱ دارد که نشان دهنده میانگین بازده پایین تر نسبت به سایر شاخص ها است.

نوسان پذیری (انحراف معیار)

شاخص نفت بالاترین نوسان پذیری را با انحراف معیار ۰.۰۲۱ نشان می دهد که نشان دهنده ریسکی ترین بودن آن در میان شاخص ها است. شاخص کل هموزن کمترین انحراف معیار را با ۰.۰۱۲ دارد که نشان دهنده نوسان پذیری کمتر بودن برای سرمایه گذاری است. شاخص فلزات و شاخص کانه های فلزی نوسان پذیری مشابهی دارند (هر دو ۰.۰۱۸) که نشان دهنده انحراف معیار است. نوسان پذیری شاخص شیمیایی ۰.۰۱۶ است که نسبت به دیگران متوسط است.

جدول ۱- آمار توصیفی شاخص های بورس اوراق بهادار تهران

آماره کب۰	آماره آرچ	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	آماره جارك برا	کمترین	بیشترین	میانگین	شاخص
۴۵۰.۴۱	۴۶۵.۱۴	۱.۳۲۱۲	-۰.۰۱۱۸	۰.۰۱۳۹	۱۱۰.۷۴	-۰.۰۵۴۳	۰.۰۴۷۲	۰.۰۰۱۹	شاخص کل
۴۱۳.۹۹	۳۶۴.۰۸	۱.۴۷۸۱	-۰.۰۰۷۳	۰.۰۱۲۳	۱۳۸.۶۵	-۰.۰۴۶۶	۰.۰۵۱۶	۰.۰۰۲۰	شاخص کل فرابورس
۷۹۱.۶۸	۳۶۲.۵۵	۱.۰۳۶۴	-۰.۰۲۹۹	۰.۰۱۲۲	۶۸.۲۴	-۰.۰۴۶۰	۰.۰۴۲۷	۰.۰۰۲۳	شاخص کل هموزن
۳۱۰.۸۶	۶۳۹.۳۴	۱.۲۸۰۵	۰.۰۴۱۳	۰.۰۱۶۳	۱۰۴.۴۱	-۰.۰۶۰۱	۰.۰۵۷۲	۰.۰۰۲۱	شاخص شیمیایی
۲۷۷.۵۱	۱۱۴۱.۷۳	۰.۳۳۸۳	-۰.۰۷۷۳	۰.۰۲۱۹	۸.۶۷	-۰.۰۸۹۳	۰.۰۷۷۴	۰.۰۰۲۲	شاخص نفت
۲۶۸.۴۳	۸۱۷.۸۱	۰.۸۳۲۹	۰.۱۷۳۶	۰.۰۱۸۵	۵۱.۵۷	-۰.۰۵۹۹	۰.۰۶۲۷	۰.۰۰۲۲	شاخص فلزات
۲۶۳.۸۵	۸۳۹.۲۷	۱.۳۴۷۸	۰.۲۷۷۴	۰.۰۱۸۷	۱۳۴.۹۴	-۰.۰۵۸۱	۰.۰۸۷۲	۰.۰۰۲۱	شاخص کانه های فلزی
۳۰۰.۸۸	۹۴۸.۶۴	۱.۳۱۳۲	-۰.۱۸۰۹	۰.۰۱۹۹	۱۱۷.۷۵	-۰.۱۱۳۳	۰.۰۹۸۵	۰.۰۰۱۱	شاخص محصولات فلزی

منبع: یافته های پژوهشگر

توزیع (چولگی و کشیدگی)

شاخص هایی مانند شاخص کل، شاخص کل فرابورس، شاخص کل هموزن، و شاخص نفت چولگی منفی دارند که نشان می دهد بازده ها بیشتر زیر میانگین هستند. چولگی مثبت در شاخص فلزات، شاخص کانه های فلزی، و شاخص شیمیایی نشان می دهد که بازده ها بیشتر بالای میانگین هستند. تمام شاخص ها کشیدگی منفی دارند که نشان می دهد دم های کوچکتری نسبت به توزیع نرمال دارند که نشان دهنده کمتر بودن نتایج شدید نسبت به منحنی نرمال است. شاخص کل فرابورس بالاترین کشیدگی را نشان می دهد اما کمترین چولگی را دارد که نشان دهنده کمتر بودن مقادیر شدید است اما به طور مداوم زیر عملکرد نسبت به میانگین است.

آزمون های آماری

نتایج آزمون جارك-برا^۱ که نشان دهنده مقادیر بسیار بالاتر است، نشان می دهد که هیچ یک از شاخص ها توزیع نرمال ندارند که می تواند بر استراتژی های مدل سازی و ارزیابی ریسک تأثیر بگذارد. وجود اثر آرچ^۲ در شاخص ها نشان می دهد که خوشه بندی نوسانات وجود دارد - تغییرات بزرگ معمولاً دنبال شده از تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک دنبال شده از تغییرات کوچک هستند. نتایج آزمون Ljung-Box Q نشان دهنده وجود خودهمبستگی در بازگشت های شاخص است که نشان می دهد که ارزش های گذشته قدرت پیش بینی بر روی ارزش های آینده دارند که برای پیش بینی و مدل سازی مهم است.

¹ Jarque-Bera² ARCH

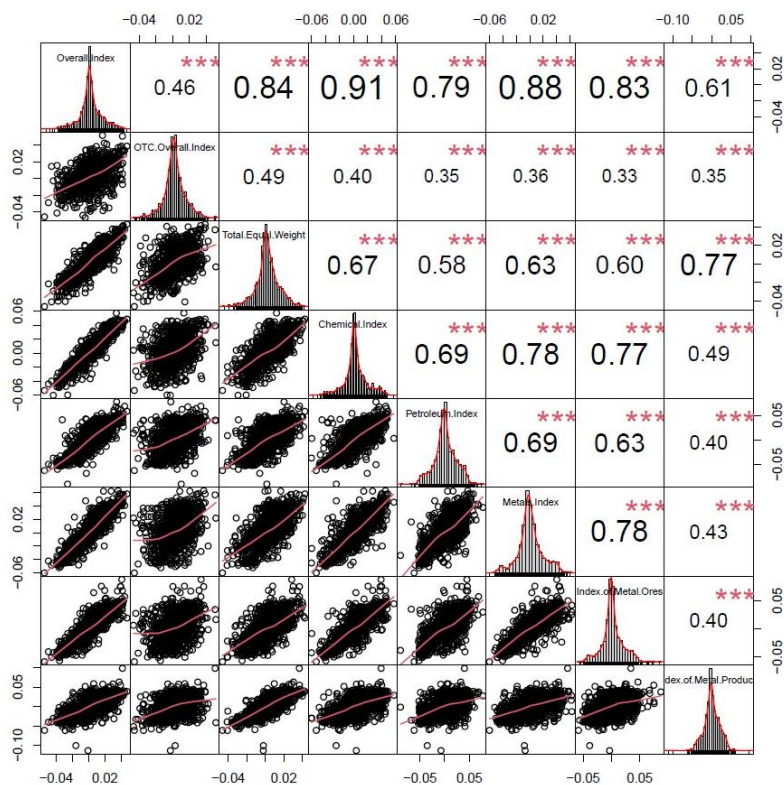
پیامدهای بازار

شاخص ها با نوسان پذیری بالا و ناهنجاری معنادار ممکن است نیاز به استراتژی های پیشرفته تر مدیریت ریسک داشته باشند تا ناپایداری ها را مدیریت کنند. وجود خودهمبستگی و اثر آرج می تواند توسط معامله گران کمی برای مدل های پیش بینی استفاده شود، اما همچنین ریسک را افزایش می دهد زیرا "الگوها" ممکن است ناگهان تغییر کنند. سرمایه گذاران ممکن است شاخص هایی مانند وزنی برابر کل را به دلیل نوسان پذیری کمتر و بازدهی بالاتر ترجیح دهند که نشان دهنده سرمایه گذاری پایدارتر است. به طور خلاصه، تحلیل این شاخص ها باید هم ریسک-بازده و هم ویژگی های آماری توزیع های آن ها را در نظر بگیرد تا با اهداف سرمایه گذار و تحمل ریسک او همخوانی داشته باشد. مدل های مالی به کار رفته نیز باید قادر به کنار آمدن با رفتار غیرنرمال نشان داده شده توسط این شاخص ها باشند.

۵- یافته های پژوهش

ماتریس همبستگی شاخص ها

ماتریس همبستگی که در شکل ۲ ارائه شده است نشان می دهد که شاخص های محصولات شیمیایی، فلزات و شاخص کل هموزن بیشترین همبستگی را با شاخص کل دارند. شاخص های کل فرابورس و محصولات فلزی همبستگی کمتری نسبت به سایر شاخص ها با شاخص کل دارند. علاوه بر این، شاخص کل فرابورس و شاخص محصولات فلزی کمترین همبستگی را با سایر شاخص ها نیز دارند. در میان سایر شاخص ها، شاخص های شیمیایی، نفت و کانه های فلزی همبستگی نسبتاً بالاتری با سایر شاخص ها به جز شاخص کل فرابورس و شاخص محصولات فلزی نشان می دهند. شاخص محصولات فلزی همبستگی بالایی با شاخص کل هموزن دارد و کمترین همبستگی را با سایر شاخص ها دارد. به طور کلی، همبستگی معناداری بین شاخص های بازار سهام وجود دارد که برای پیوندهای احتمالی میان شاخص کل، کل فرابورس، کل هموزن، شیمیایی، نفت، فلزات، کانه های فلزی، و محصولات فلزی ارائه می شود.



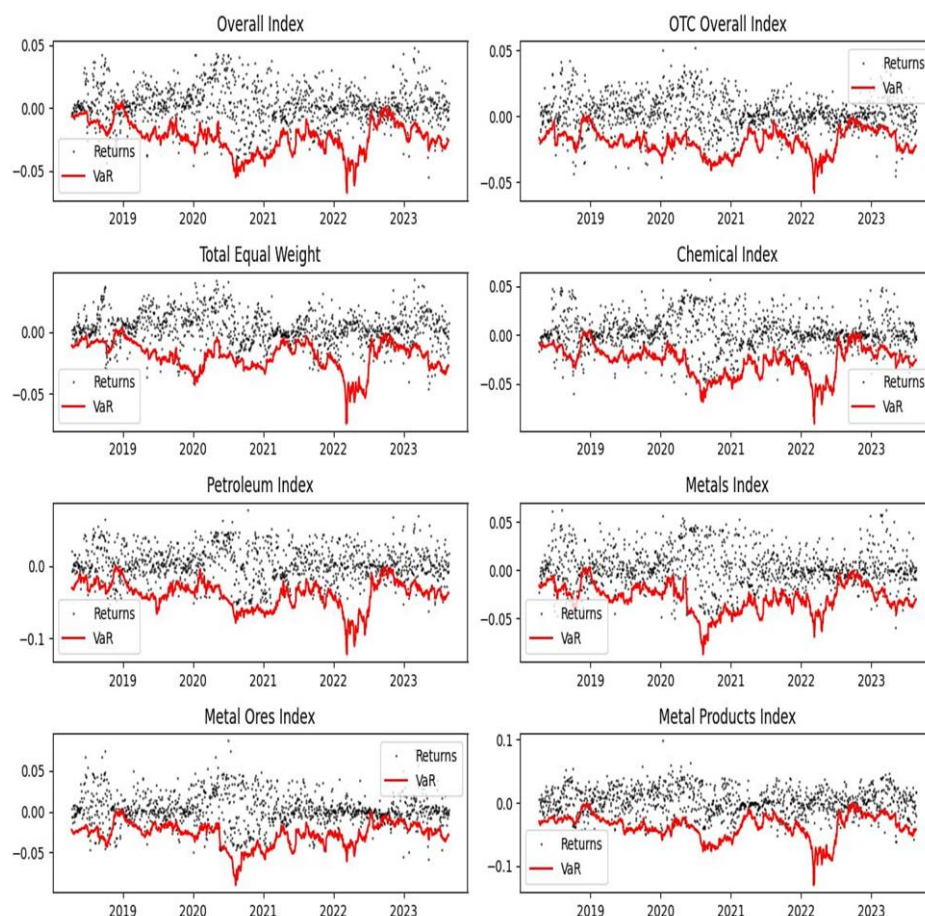
جدول ۲- ماتریس همبستگی شاخص های بورس اوراق بهادار

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳ تخمین ارزش در معرض خطر Var

با توجه به روش محاسباتی که در بخش ۳ توضیح داده شد، در این قسمت مراحل اول و دوم را تکمیل کردیم، از روش رگرسیون کوانتایل خطی برای محاسبه VaR برای هر شاخص استفاده شد. برای غلبه بر عدم ایستایی احتمالی در داده ها، از تحلیل پنجره متحرک ۲۵۰ روزه استفاده کردیم. شکل ۴-۱ نمودارهای بازده (نقاط سیاه)، VaR (خط قرمز) را با استفاده از تحلیل رگرسیون چندک شبکه عصبی نشان می دهد. بازده های شاخص های محصولات نفتی و فلزی نوسان بیشتری نسبت به سایر شاخص های بازار سهام نشان می دهند. علاوه بر این، روندهای متغیر زمانی بازده، VaR، نوسان بیشتری را در زمان های بحرانی نشان می دهند، به عنوان مثال، بحران مالی در سال ۲۰۲۰ که به واسطه کووید-۱۹ ایجاد شد، توسط جنگ در اوکراین در سال ۲۰۲۲ دنبال شد. بحران های همه گیری کووید-۱۹ در شاخص های فلزات، سنگ معدن فلزات، مواد شیمیایی و شاخص کل،

آسیب پذیری بیشتری نسبت به بقیه شاخص ها داشته اند. این یافته ها نشان می دهند که این شاخص ها آسیب پذیری بیشتری نسبت به حساسیت های بازار نفت و طلا دارند. علاوه بر این، جنگ اخیر مداوم در اوکراین تحت تأثیر بازار سهام ایران بیشتر از بحران همه گیر کووید-۱۹ بوده است. پس از دوره ای از عدم اطمینان، بازار رشد نسبتاً سریع تری را تجربه می کند. با بررسی ارزیابی های VAR در دوره های بحرانی، مشخص شده است که تمام شاخص ها به جز شاخص های سنگ معدن و فلزات، به دلیل بحران جنگ در سال ۲۰۲۲، افت بیشتری را تجربه کرده اند. در کل، شاخص های بازار سهام دچار افزایش نوسان و نوسانات بیشتری در سال ۲۰۲۲ شده اند. وجود ریزش قوی تر در دوره های بحرانی در همه شاخص ها به طور همزمان نشان دهنده افزایش ریسک سیستمی است، همانطور که تأثیر جنگ در اوکراین نسبت به همه گیری کووید-۱۹ شدیدتر بوده است.



منبع: یافته های پژوهشگر

شکل ۲- نمودار بازده (نقاط سیاه)، VaR (خط قرمز) برآورد شده با رگرسیون چندکی برای شاخص کل، شاخص کل فرابورس، شاخص کل هموزن، شاخص محصولات شیمیایی، شاخص فرآورده های نفتی، شاخص فلزات، شاخص کانه های فلزی و شاخص های محصولات فلزی، آلفا = ۰.۵٪.

۷- نتیجه گیری و بحث

وابستگی بازارهای مالی بین المللی به طور فزاینده ای به ویژه در رابطه با مزایای تنوع بخشی پورتفولیو مورد توجه قرار گرفته است. درک میزان ارتباط بین بازار کامودیتی جهانی و سایر دارایی های مالی برای به حداقل رساندن بازده پورتفولیو یا کاهش مواجهه با ریسک ضروری است. این مطالعه با هدف اندازه گیری ارزش در معرض خطر (VaR) در شاخص های بازار سهام ایران شامل شاخص کل، شاخص کل فرابورس، شاخص کل هموزن، شاخص شیمیایی، شاخص نفتی، شاخص فلزات، شاخص کانه های فلزی، و شاخص محصولات فلزی انجام شد. و از روش رگرسیون کوانتایل برای برآورد ریسک دنباله این شاخص ها از ۵ بهمن ۱۳۹۵ تا ۳۱ مرداد ۱۴۰۱ استفاده کرده است. این مطالعه بحران های مالی جهانی را در طول دوره تحقیق شناسایی کرد که شامل همه گیری کووید-۱۹ در سال ۲۰۲۰ و جنگ اوکراین در سال ۲۰۲۲ می شود. با برآورد ارزش در معرض خطر شاخص های انتخابی، این مطالعه نمودارهای بازده و ارزش در معرض خطر را برای ۸ شاخص بازار سهام ایران گزارش کرده است. نتایج نشان داد که مدل پیشنهادی به طور مؤثری ارزش در معرض خطر شاخص های نمونه در بازار سهام ایران را با در نظر گرفتن نوسانات قیمت نفت و طلا به عنوان عوامل ریسک، برآورد می کند. یافته ها نشان داد که بحران جهانی ناشی از همه گیری کووید-۱۹ که در سال ۲۰۲۰ از چین آغاز شد، تأثیرات قابل توجهی بر شاخص های جهانی داشت. با این حال، شوک در بازار سهام ایران نسبتاً کمتر بود، بررسی شاخص ها نشان داد که صنایعی مانند فلزات، سنگ معدن فلزی و شیمیایی ها، و شاخص های کلی آسیب پذیری بیشتری نسبت به بقیه شاخص ها داشتند. در طول بحران جهانی سال ۲۰۲۲ که به وسیله جنگ در اوکراین آغاز شد، بازار سرمایه ایران شوک قابل توجهی به نسبت شوک همه گیری کووید-۱۹ را تجربه کرد. برخلاف بحران ناشی از همه گیری کووید-۱۹ که در آن قیمت نفت کاهش یافت و قیمت طلا افزایش یافت، در این بحران قیمت های جهانی نفت و طلا به طور همزمان افزایش یافتند. بر اساس این مشاهدات، می توان نتیجه گرفت که بازار سهام ایران به طور نسبی کمتر تحت تأثیر کاهش قیمت جهانی نفت قرار می گیرد و تنها برخی صنایع به چنین نوساناتی حساس تر هستند. لازم به ذکر است که نوسانات قیمت طلا تأثیر مستقیم و قابل توجهی بر شاخص های بازار سهام ایران دارد. و این نتایج با یافته های (طاهری و همکاران، ۱۴۰۲) همسو است. با توجه به اینکه بازار طلا یک بازار موازی با بازار سهام برای سرمایه گذاری است، به سرمایه گذاران در ایران توصیه می شود که به بازار طلا به عنوان سپری دفاعی در برابر تورم توجه کنند. بنابراین، برای مدیریت مؤثر ریسک پورتفولیو، ضروری است که سرمایه گذاران نوسانات بازار جهانی طلا را به دقت تحلیل کرده و پیش بینی های دقیقی از ارزش در معرض خطر آن انجام دهند. در مقابل، پیگیری نوسانات قیمت نفت با توجه به اینکه به نظر نمی رسد تأثیر مستقیمی بر بازار سهام ایران داشته باشد، از اهمیت کمتری برخوردار است و نتایج این مطالعه با نتایج (شهبازین و همکاران، ۱۳۹۱) همخوانی دارد. این یافته ها برای سیاست گذاران، نهادهای

نظارتی، سرمایه گذاران، مدیران پورتفولیو و سایر فعالان بازار مالی اهمیت زیادی دارد. این تحقیق می تواند به توسعه مدل های مالی و اقتصادی ساختاری کمک کند که عوامل پدیده همزمانی بازده ها را توضیح دهند.

فهرست منابع

- آسایش، کوروش، فلاح شمس، میرفیض، جهانگیریان، حسین، و غلامی جمکرانی، رضا. (۱۳۹۹). تبیین مدل ریسک سیستمی با استفاده از رویکرد ریزش مورد انتظار حاشیه ای (MES) برای بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه برنامه ریزی و بودجه، ۲۵(۲)، ۱۱۵-۱۳۴.
- امینی، امین، ارباب، حمید رضا، و آماده، حمد. (۱۴۰۳). استفاده از رگرسیون کوانتایل در تشخیص تأثیر ناطمینانی سیاست های اقتصادی بر نسبت سوددهی شرکت های پتروشیمی در دهک های متفاوت. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۸(۶۸)، ۲۱-۴۳.
- حاجیلو مقدم، امیرحسین، ذوالفقاری، مهدی، و شکری، نعیم. (۱۴۰۳). تحلیل و اندازه گیری شکنندگی سیستماتیک در شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۸(۶۷)، ۱۱۱-۱۳۷.
- طاهری، شراره، عطاآبادی، عبدالمجید عبدالباقی، وزیر سرشک، مجید، و آرمان، محمد حسین. (۱۴۰۲). اثر چرخه نوسانات کوتاه مدت طلا و ارز بر نوسانات بازار سرمایه. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۷(۶۳)، ۹۵-۱۱۶.
- شهبازی، کیومرث، رضایی، ابراهیم، و صالحی، یاور. (۱۳۹۱). تأثیر شوک های قیمتی نفت بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد SVAR. دانش مالی تجزیه و تحلیل اوراق بهادار، ۶(۱۸)، ۱۲۵-۱۳۶.
- عیدان ترک زاده، خدیجه، رضایی، فرزین، صیقلی، محسن. (۱۴۰۰). ارائه مدل پول هوشمند در بازار سهام ایران مبتنی بر تئوری داده بنیاد. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۵(۵۷)، ۱۰۷-۱۲۸.
- مظفری، مهرداد، نیکومرام، هاشم. (۱۳۹۹). بررسی کارایی شاخص ارزش در معرض ریسک (Var) با استفاده از نظریه ارزش فرین در مقایسه با روش های سنتی ارزیابی ریسک. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۳(۴۶)، ۱۷۹-۱۹۱.
- یزدانپرست، عبدالرحیم، و احدی سرکانی، یوسف. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بحران مالی در بازارهای سرمایه عمده جهان و شاخص های بورس اوراق بهادار تهران، قبل، حین و بعد از بحران. دانش مالی تجزیه و تحلیل اوراق بهادار، ۶(۱۹).
- خیابانی، ناصر، ساروقی مریم. (۱۳۹۰). ارزش گذاری برآورد VaR بر اساس مدل های خانواده (ARCH) مطالعات موضوعی برای بازار اوراق بهادار تهران. پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۱۵(۴۷)، ۵۳-۷۳.
- Blom, H.M.; de Lange, P.E.; Risdad, M. (2023), Estimating Value-at-Risk in the EURUSD Currency Cross from Implied Volatilities Using Machine Learning Methods and Quantile Regression. J. Risk Financial Manag, 16, 312
- Chen, M.Y., & Chen, J.E., 2002. Application of quantile regression to estimation of value at risk. Review of Financial Risk Management 1: 15

- De Bandt, O. and P. Hartmann (1998), What Is Systemic Risk Today?, in Risk Measurement and Systemic Risk, Proceedings of the Second Joint Central Bank Research Conference (Tokyo: Bank of Japan), 37-84
- Sakowski, P., Sieradzki, R., & Ślepaczuk, R. (2023). Systemic risk indicator based on implied and realized volatility. Faculty of Economic Sciences Working Papers series, University of Warsaw.
- Sharma, G. D., Tiwari, A. K., Talan, G., & Jain, M. (2021). Revisiting the sustainable versus conventional investment dilemma in COVID-19 times. *Energy Policy*, 156, 11246#
- Keilbar, G., & Wang, W. (2021). Modelling systemic risk using neural network quantile regression. *Empirical Economics*, 62, 93–118
- Koenker R, Bassett G Jr (1982) Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econ JEcon Soc* 50:43–61
- Kuester K, Mittnik S, Paolella MS (2006) Value-at-risk prediction: a comparison of alternative strategies. *Financ Econ* 4(1):53–89
- Liu, T., & Hamori, S. (2020). Spillovers to renewable energy stocks in the US and Europe: Are they different?. *Energies*, 13(12), 3162
- Mensi, W., Naeem, M. A., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2021). Dynamic and frequency spillovers between green bonds, oil and G7 stock markets: Implications for risk management. *Economic Analysis and Policy*, 73, 333–344
- Naeem, M. A., Karim, S., Yarovaya, L., & Lucey, B. M. (2023). Systemic risk contagion of green and Islamic markets with conventional markets. *Annals of Operations Research*
- Xuefeng, Z., Razzaq, A., Gokmenoglu, K. K., & Rehman, F. U. (2022). Time varying interdependency between COVID-19, tourism market, oil prices, and sustainable climate in United States: Evidence from advance wavelet coherence approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 3337–3359

**Introducing and examining a model to measure value at risk
in Iranian stock indices based on global factors**

Ali Yahya Nemer¹
Amirreza Keyghobadi²
Shahriar nessabian³

Received: 14/ January/2025 Accepted: 06/ March /2025

Abstract

The financial markets are currently facing uncertain circumstances, which is increasing their tail risk. The study looked at 8 stock market indices using a quantile regression approach from 24 July 2017 to 22 August 2023. The findings demonstrated that the proposed model effectively estimated the value at risk of the sample indices of the Iranian stock market while considering oil and gold price fluctuations as risk factors. The results showed that the global crisis of the COVID-19 pandemic, which began in China in 2020, had significant impacts on global indices. However, the shock was relatively worse in the Iranian stock market, particularly in some industries such as Metals, Metal ores, and Chemicals, and the Overall indices had greater vulnerability than the rest of the indices. During the global crisis in 2022, which was triggered by the war in Ukraine, the Iranian capital market experienced a significant shock.

Keywords: value at risk, Quantile regression, stock market indices

JEL Classification:; C02 C10

¹ Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Yehyanemerali@gmail.com

² Department of Industrial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
(Corresponding author) a.keghobadi@iauctb.ac.ir

³ Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. nessabian@gmail.com



اثرات پویای بانکداری سایه بر بی‌ثباتی بخش بانکی در کشور ایران: مطالعه موردی بانک‌ها و موسسات مالی اعتباری پذیرفته شده در بورس تهران

نیما نهتانی^۱

حسین شریفی رنانی^۲

سعید دایی کریم زاده^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۶

چکیده

بانکداری سایه نوعی واسطه مالی، اعتباری و نقدینگی است که نقدینگی زیادی را با سرمایه کم از طریق تقویت اهرم‌های مالی جذب کرده که در نهایت موجب بحران بازار سرمایه می‌شود. با توجه به روند روزافزون گسترش بانکداری سایه در ایران که تداوم این روند نیز برای سال‌های آینده پیش‌بینی می‌شود، ضرورت به کنترل درآمدن فعالیت‌های آن در راستای ثبات بازار مالی کشور و به صورت خاص بخش بانکی، بیش از پیش اهمیت می‌یابد. در همین راستا در تحقیق حاضر به بررسی اثرات پویای بانکداری سایه بر بی‌ثباتی بخش بانکی در کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ پرداخته شده است. نمونه آماری تحقیق شامل ۲۳ صندوق سرمایه‌گذاری، ۲۳ شرکت بیمه ای و ۱۹ بانک و موسسه مالی اعتباری فعال در بازار بورس تهران می‌باشد. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM استفاده شده است و به منظور بررسی اثرات بانکداری سایه بر ریسک بانکی با تمرکز بر دیدگاه کفایت سرمایه، از الگوی رگرسیونی بهره‌گیری شده است که متغیرهای تحقیق عبارتند از: شاخص ریسک‌پذیری، کفایت سرمایه، اندازه بانک، نسبت وام‌ها به کل سپرده‌های بانکی، نسبت سپرده‌های جاری و کوتاه مدت به کل سپرده‌ها، رشد اقتصادی و حاکمیت شرکتی. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که فعالیت‌های بانکداری سایه، موجب افزایش بی‌ثباتی بخش بانکی در کشور ایران شده است. بر همین اساس، ضرورت طراحی سیاست‌های کلان را بر اساس انواع مختلف فعالیت‌های بانکداری سایه و انواع مختلف بانک‌ها به منظور کاهش فعالیت‌های بانکداری سایه در کشور را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: بانکداری سایه، بی‌ثباتی بخش بانکی، بحران بازار سرمایه، ریسک بانک‌ها.

طبقه بندی JEL: P12 ، M41 ، G21

^۱ گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. nohtani.nima@gmail.com

^۲ گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول). h.sharifi@khuif.ac.ir

^۳ گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. saeedkarimzade@yahoo.com



۱- مقدمه

بانک‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین نهادهای مالی، وظایف مهمی را در اقتصاد به عهده دارند که شامل تجهیز سپرده‌ها، واسطه‌گری و تسهیل جریان‌های پرداخت، تخصیص اعتبارات و ... است. در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و اقتصادهای در حال گذار که دارای بازارهای مالی توسعه‌یافته نیستند، بانک‌ها عموماً تنها نهادهایی هستند که قادر به واسطه‌گری مالی بوده و می‌توانند با ارائه روشهای گوناگون اعتباری به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری کمک کنند (صفری و رافتی، ۱۳۹۸)^۱. عملکرد بخش بانکی در اقتصاد ایران با توجه به توسعه یافته نبودن بازار سرمایه اهمیت بسیار بالایی در تامین مالی بنگاه‌های اقتصادی دارد. احتمال ورشکستگی و ناتوانی بانک‌ها در انجام تعهدات مالی ایجاد شده یکی از مهم‌ترین مسائل صنعت بانکداری است و این مسئله با شدت گرفتن روند خصوصی‌سازی و همین‌طور دور شدن نظام بانکی از یک فضای امن مالکیت دولتی، بانک‌ها را با چالش بزرگی در زمینه ادامه فعالیت‌های خود روبرو کرده است (بهرامی زنوز، ۱۴۰۰)^۲ از زمان بحران مالی جهانی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸، بخش بانکداری سایه و ریسک بالقوه آن برای سیستم بانکداری عادی توجه زیادی از سوی مقامات نظارتی و دانشگاهیان به خود جلب کرده است. تعریف اصطلاح «بانکداری سایه» متفاوت است. اگرچه هیئت ثبات مالی (FSB^۳) اصطلاح سنتی «بانکداری در سایه» را به «واسطه‌های مالی غیر بانکی (NBFI^۴)» تغییر نام داد (هیئت ثبات مالی (FSB)، ۲۰۱۹)، اما به صورت کلی بانکداری سایه به عنوان یک سیستم واسطه‌گری اعتباری خارج از بخش بانکداری عادی شناخته می‌شود. بانکداری سایه از مؤسسات و مشاغل با عملکردهای تبدیل نقدینگی و اعتباری تشکیل شده است و ممکن است منجر به ریسک سیستمی یا آربیتراژ نظارتی شود (اویانگ و وانگ، ۲۰۲۲)^۵. سیستم بانکداری سایه می‌تواند از یک کشور به کشور دیگر متفاوت باشد (اهلرز و همکاران، ۲۰۱۸). به طور خاص، بانکداری سایه در ایالات متحده و اروپا عمدتاً بر مؤسسات مالی غیربانکی مانند شرکت‌های اوراق بهادار، شرکت‌های مدیریت دارایی و شرکت‌های صندوق‌های تامین‌متمركز است، در حالی که سیستم بانکداری سایه چین تحت سلطه بانک‌های تجاری است. سیستم بانکداری سایه چین اغلب با درجه پایینی از اوراق بهادار شدن دارایی با ساختار ساده محصولات مالی مشخص می‌شود. این بیشتر شبیه جایگزینی برای تجارت سپرده و وام عادی بانک‌ها است. بر اساس قوانین موجود در کشور ایران نیز، می‌توان فعالیت بسیاری از مؤسسات اعتباری غیرمجاز، یا حتی مجاز، و برخی صرافی‌ها را در قالب فعالیت بانکداری سایه تعریف کرد (وو و شن، ۲۰۱۸)^۶.

در نظامهای بانکی، سرمایه مناسب و کافی یکی از شرایط لازم برای حفظ سلامت نظام بانکی است و هریک از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود باید همواره نسبت مناسبی را میان

^۱ - استفاده شده از فصلنامه اقتصاد مالی

^۲ - استفاده شده از فصلنامه اقتصاد مالی

^۳ Financial Stability Board (FSB)

^۴ Non-bank financial intermediation (NBFI)

^۵ Alice Y.Ouyang and Jifan Wang

^۶ Ehlers et al.

^۷ Wu M.-W. & Shen C.H.

سرمایه و ریسک موجود در دارایی‌های خود برقرار نمایند. کارکرد اصلی این نسبت حمایت بانک در برابر زیانهای غیرمنتظره و نیز حمایت از سپرده‌گذاران و اعتباردهندگان است (عیسوی و همکاران، ۱۴۰۰).^۱

از آنجاکه بانک‌های سنتی به‌ناچار سود پرداختی به حساب‌ها را بر اساس قوانین پولی کشور تنظیم می‌کنند، سپرده‌گذاران، برای افزایش سود دریافتی، به سمت موسسات اعتباری تایید نشده بانک مرکزی روانه می‌شوند. اما وقتی در یک مقطع زمانی نگرانی سپرده‌گذاران نسبت به عملکرد این موسسات سبب عدم بازسرمایه‌گذاری/سپرده‌گذاری آنان یا درخواست بازپس‌گیری سپرده‌ها در موسسات اعتباری شد، موسسات اعتباری که سپرده‌های کوتاه‌مدت را در دارایی‌های بلندمدت (نظیر پرداخت وام‌های سررسیددار) سرمایه‌گذاری کرده بودند در بازپرداخت سپرده‌های مردمی بازماندند و بانک مرکزی نیز قصور یا مسئولیت عدم تعهد آنان را به عهده نگرفت. در نتیجه این موسسات به‌ناچار به فروش دارایی‌های خود به ارزش بسیار پایین روی آوردند. این موضوع، با ایجاد نگرانی در سپرده/سرمایه‌گذاران سایر موسسات مالی بدون مجوز، تسری یافته و در ضمن افزایش ریسک آن‌ها، باعث ورشکستگی یکی پس از دیگری این موسسات و واگذاری دارایی به پایین‌تر ارزش ممکن به بانک‌ها و سایر موسسات مالی مجاز منجر می‌شود. در همین راستا، تأثیر فعالیت‌های بانکداری سایه بر ثبات بانک‌ها باید مورد بررسی قرار گیرد، زیرا پیچیدگی بانکداری سایه‌ای و دارایی‌های با اهرم‌های مالی بالا، اغلب آن را به ابزار آربیتراژ نظارتی برای دور زدن نظارت دولت تبدیل می‌کند و در نتیجه بی‌ثباتی مالی را تشدید می‌کند و شکنندگی سیستم مالی را افزایش می‌دهد (آچاریا و همکاران، ۲۰۲۰).

بر همین اساس، در تحقیق حاضر به بررسی اثرات بانکداری سایه بر ریسک و بی‌ثباتی بخش بانکی در کشور ایران پرداخته شده است. ساختار کلی مقاله حاضر بدین صورت می‌باشد که در بخش بعدی به ارائه ادبیات موضوعی تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی پرداخته می‌شود. سپس مدل و متغیرها و نحوه تخمین مدل و آزمون‌های مربوط به آن بیان می‌شود. در ادامه به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شده و در نهایت نیز به جمع‌بندی مطالب پرداخته خواهد شد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

پس از بحران مالی ۲۰۰۸، استانداردهای مالی و حسابداری و همچنین نظارت‌های بانکی با تغییرات بنیادین در جهت شفاف‌سازی گزارش‌دهی اقلام مالی در ترازنامه و صورت‌های مالی و عملیات بانکی روبرو شد و بانک‌ها به رعایت مقررات بسیار موشکافانه و فعالیت در چارچوب نظارت‌های قانونی پیچیده ملزم شدند. امروزه، قوانین و مقررات ناظر و الزامات سرمایه‌ای نظیر کفایت سرمایه (CAR) از یک سو و قوانین و مقررات مبارزه با پول‌شویی (AML)، احراز هویت مشتریان (KYC) و ... از جهات مختلف، فعالیت و عملکرد بانک‌ها، به‌ویژه در بخش روابط کارگزاری، را تحت فشارهای متعددی قرار داده‌است. به‌نحوی که بانکداری سنتی از ورود به بسیاری از فعالیت‌های

^۱ - استفاده شده از فصلنامه اقتصاد مالی

^۲ Acharya et al.,

قدیمی واهمه دارد و حوزه فعالیت‌های گسترده و پویای آن با خلاء عملیاتی قابل توجهی روبرو شده است که توسط بانک‌های سایه پر می‌شود (وو و شن، ۲۰۱۸).

در همین راستا و به دلیل اهمیت سیستم بانکداری سایه، این سیستم در سال‌های اخیر مورد تمرکز پژوهش‌های علمی بوده است. محققان غربی معتقدند که بانکداری سایه نوعی واسطه مالی، اعتباری و نقدینگی است که نقدینگی زیادی را با سرمایه کم از طریق تقویت اهرم‌های مالی جذب کرده که در نهایت موجب بحران بازار سرمایه می‌شود. گورتون و سوللس^۱ (۲۰۰۷) و مینتون و همکاران^۲ (۲۰۰۴) بر این باورند که بانکداری سایه می‌تواند ریسک بانک را کاهش دهد. از آنجایی که بانک نه تنها بخشی از ریسک اعتبارات بانکی را به سرمایه‌گذاران خارجی منتقل می‌کند، بلکه باعث می‌شود از طریق ایمن سازی دارایی‌ها، ریسک موجود در کل بازار سرمایه به اشتراک گذاشته شود. همچنین کمک می‌کند تا بانک‌ها نقدینگی خود را بهبود بخشند. بعضی از محققان دیگر اشاره نمودند که بانک‌ها از طریق سرمایه‌گذاری در بخش اوراق بهادار و سایر فعالیت‌های غیر ترازنامه‌ای، از یک سو نسبت‌های کفایت سرمایه بانک را کاهش می‌دهند و از طرف دیگر ریسک سیستمی را افزایش می‌دهند (شیان و هیوانگ^۳، ۲۰۲۰).

اما نکته مهمی که برای این بانک‌ها مطرح می‌باشد این است که بانک‌های سایه ملزم به نگهداری الزامات سرمایه‌ای مورد نیاز نیستند و از طریق اقدام بانک مرکزی به عنوان وام دهنده آخر مورد حمایت نمی‌باشند و در نتیجه امنیت شبکه ندارند (الیوت و همکاران^۴، ۲۰۱۵). از آنجایی که بانک‌های سایه سپرده دریافت نمی‌کنند، از طریق ابزارهای کوتاه مدت تأمین مالی، بیمه نشده و غیر امن تأمین مالی می‌شوند. ایده بنیادین عملکرد سیستم بانکی سایه توسط صندوق‌های کوتاه مدت در بازارهای پول تأمین می‌شود و از این صندوق‌ها برای خرید دارایی‌ها با دوره‌های بلند مدت استفاده می‌شود، اما پس از آن، بانک‌ها قادر به دسترسی به حمایت‌های نقدینگی اضطراری نمی‌باشند. بانک سایه ممکن است در معرض ریسک بالاتری قرار گیرد، به خصوص در صورتی که همراه با غرامت و ریسک‌های پیش فرض ناشی از انگیزه‌های اشتباه عوامل باشند (یوی و همکاران^۵، ۲۰۱۷).

بانک‌ها نه تنها سرمایه را پس‌انداز می‌کنند، بلکه محتوای مرتبط با وزن دارایی‌های پر ریسک را نیز تغییر می‌دهند. با توجه به نسبت‌های سرمایه‌ای قانون‌گذاری شده، قانون‌گذاران ممکن است شرایط احتمالی بدتر را برای بانک‌های فردی نادیده بگیرند، که می‌تواند ثبات سیستم مالی را به خطر بیندازد. طفره رفتن از چنین وام‌هایی معیارهای سرمایه را تحریف می‌کند، بنابراین سلامت واقعی یک بانک در چنین شرایطی کاملاً مبهم است. از آنجا که وام‌های شرکتی که در ابتدا پر ریسک هستند؛ از طریق تبدیل شدن به وام‌های بین بانکی ریسکشان کاهش پیدا می‌کند، با استفاده از قوانین جدید حسابداری، وزن در دارایی‌های ریسک دار (RWAs^۶) کمتر از حد برآورد

¹ Gorton & Souleles

² Minton et al

³ Li, Shiyun, and Yiping Huang

⁴ Elliott et al.

⁵ Yiu et al

⁶ Risk-weighted assets (RWAs)

می‌گردد. بر این اساس، در حین این فرآیند، نسبت کفایت سرمایه و سایر معیارهای مربوط به سرمایه بیش از حد ارزیابی می‌شود، زیرا آنها دارایی‌های وزن‌دهی شده مبتنی بر ریسک را کمتر از حد ارزیابی می‌کنند (لیو^۱، ۲۰۱۷). صندوق بین‌المللی پول (IMF^۲) و بانک تسویه‌های بین‌المللی^۳ (BIS) در دهه گذشته بارها نسبت به خطر بانکداری سایه هشدار داده‌اند و معتقدند که سرمایه‌گذاری بین بانکی، وام‌های امانی و سایر فعالیت‌های بانکداری سایه، تهدیدی جدی برای بخش بانکی کشورها و ثبات این بخش به حساب می‌آید (اویانگ و وانگ، ۲۰۲۲). ادبیات کنونی نظرات متفاوتی را در مورد اینکه آیا فعالیت‌های بانکداری سایه به ثبات بانک‌ها آسیب می‌رساند یا خیر ارائه می‌دهد. برخی از مطالعات نشان می‌دهد که فعالیت‌های بانکداری سایه می‌تواند به عنوان ابزار مدیریت ریسک اعتباری متنوع و کارآمد برای بانک‌ها عمل کند. گسترش فعالیت‌های بانکداری سایه به بانک‌ها کمک می‌کند تا مدل کسب و کار خود و در نتیجه ثبات بانک‌ها را بهبود بخشند. با این حال، حتی مطالعات بیشتری به دلایل زیر تأثیر منفی بانکداری سایه‌ای بر ثبات بانک‌ها را مورد بحث قرار داده‌اند (اویانگ و وانگ، ۲۰۲۲):

- مفهوم بانک داری سایه

اصطلاح "بانکداری سایه"^۴ نخستین بار توسط پل مکالی^۵، اقتصاددان برجسته حوزه مالی در سال ۲۰۰۷ به کار برده شد. بانکداری سایه شامل مجموعه‌ای از واسطه‌گری‌های مالی غیر بانکی مانند صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌ها و موسسات پولی و مالی است که در واقع عملکرد بانکی را انجام می‌دهند اما تحت نظارت قوانین مدون نظام بانکی نیستند. بانک‌های فعال ذیل بانکداری سایه، برخلاف بانک‌های سنتی، می‌توانند با آزادی عمل بیشتری نسبت به نظام بانکی اقدام به ارائه خدمات و محصولات و استفاده از ابزارهای متنوع موجود در بازارهای مالی نموده و کارمزدهای ارائه خدمات متنوع را متناسب با منافع خود و شرایط بازار رقابتی تغییر دهند (الیوت، کروبر و کیائو، ۲۰۱۵).

- کفایت سرمایه

کمیته بال در اعلامیه مربوط به کفایت سرمایه که از سال ۱۹۸۸ اجرای آن آغاز شد استاندارد جهانی برای ارزیابی سلامت مالی بانک‌ها ارائه نمود که به عنوان نسبت‌های سرمایه بال معروف است. هدف اصلی این اعلامیه جلوگیری از کاهش سرمایه بانک‌ها و فراهم نمودن زمینه فعالیت یکسان برای بانک‌های فعال در عرصه بین‌المللی است. روش کمیته بال، بانک‌ها را ملزم می‌کند که نسبت به کل دارایی‌های موزون به ریسک حداقل میزان سرمایه را داشته باشد. در کشور ایران نیز مساله کفایت سرمایه بانک‌ها پس از اجرای برجام به یکی از دغدغه‌ها در حوزه بانکی تبدیل شد چراکه دارا بودن استانداردهای کمیته بال یکی از شروط برقراری روابط بانکی در عرضه بین‌الملل است. سرمایه مناسب و کافی یکی از شرایط لازم برای حفظ سلامت نظام بانکی است و هریک از بانک‌ها و موسسات اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود باید همواره نسبت مناسبی را میان سرمایه و ریسک موجود

¹ Jing Luo

² International Monetary Fund (IMF)

³ Bank for International Settlements (BIS)

⁴ Shadow Banking

⁵ Paul McCulley

در دارایی‌های خود برقرار کند. کارکرد اصلی این نسبت حمایت بانک در برابر زیان‌های غیرمنتظره و نیز حمایت از سپرده‌گذاران و اعتباردهندگان است. به دلیل حفاظتی که این نسبت در برابر زیان‌های وارده ایجاد می‌کند، حفظ و نگهداری سرمایه کافی و متناسب با مخاطرات موجود منبع اصلی اعتماد عمومی به هر بانک بطور اخص و سیستم بانکی بطور اعم است.

- روش‌های اندازه‌گیری بانکداری سایه

برای اندازه‌گیری بانکداری سایه معیارهای مختلفی ارائه شده است. برخی از این معیارها مانند تعاریف بانکداری سایه بر اساس فعالیت، نهاد یا نهاد و فعالیت بیان شده‌اند. برای اندازه‌گیری بانکداری سایه می‌توان از جریان وجوه در موسسات مالی غیربانکی استفاده کرد. در این معیار اندازه‌گیری، اطلاعات آماری از جریان وجوه دارایی‌های مالی موسسات مالی غیربانکی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. این معیار بر مبنای تعاریف متکی به نهاد ارائه شده است. معیار اندازه‌گیری دیگری که توسط هیات ثبات مالی ارائه شده، استفاده از جریان وجوه و حساب‌های بخشی در بانکداری سایه‌ای با تاکید بر نوع فعالیت‌های بانکداری سایه است و معیار سوم با در نظر گرفتن نوع فعالیت و نهاد، بر اساس بدهی‌های غیراصلی صورت می‌پذیرد. این معیار در مطالعات اخیر هیات ثبات مالی به عنوان معیار اندازه‌گیری بانکداری سایه‌ای معرفی شده که در اصل همان وجوه تامین مالی واسطه گران مالی سنتی است و شامل بدهی‌های غیراصلی بانک‌ها و سایر موسسات مالی می‌شود. معیارهای جریان وجوه و بدهی‌های غیراصلی صندوق‌های غیر از صندوق‌های مشترک بازار پولی را در نظر نگرفته‌اند و این در حالی است که معیار هیات ثبات مالی این صندوق‌ها را نیز شامل می‌شود.

- تفاوت نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها در ایران و بانکداری بین‌المللی

شکل و ساختار سرمایه پرداخت شده در بانک‌های خصوصی و بانک‌های دولتی در ایران متفاوت است. در کشورهایی که نرخ بهره به عنوان یکی از ابزارهای سیاست پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد، بانک‌ها می‌توانند از ترکیب‌های متنوعی در پرتفوی سرمایه خویش استفاده کنند، زیرا به کمک مکانیزم نرخ بهره می‌توانند نسبت به جلب سهامداران جدید برای افزایش سرمایه اقدام نمایند. ابزارهای سرمایه‌ای دو منظوره (بدهی - سرمایه) و بدهی مدت دار فرعی از این قبیل می‌باشند، که حامل نرخ بهره بوده و هنگام بروز زیان، به کاهش ریسک بانک کمک می‌کنند. چنین ابزارهایی در نظام بانکی ایران وجود ندارد و این امر نه تنها به دلیل حذف بهره از سیستم بانکی در ایران است، بلکه دولتی بودن بانک‌ها نیز سبب می‌شود تا انواع سهام عادی و ممتاز که در سرمایه بانک‌های خصوصی سایر کشورها وجود دارند، در سرمایه بانک‌های ایران جایی نداشته باشند. مقدار سرمایه اولیه پرداخت نشده بانک‌ها در مقایسه با ارقام دارایی‌ها بسیار ناچیز بوده و قدرت پوشش ریسک بانک‌ها در صورت مواجه شدن با بحران را نخواهد داشت (خالقی، ۱۳۹۵).

در ادامه به مروری بر مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در مورد ارتباط بانکداری سایه با بی‌ثباتی بخش بانکی پرداخته می‌شود.

۲-۲. پیشینه تحقیق

پورنجاتی و هوشمند بقایی (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی «اثرات بانکداری سایه بر ریسک بانکی و کفایت سرمایه در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پرداخته‌اند. در این راستا هدف پژوهش حاضر بررسی اثرات بانکداری سایه بر ریسک بانکی و کفایت سرمایه در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۸ (۱۴ بانک) می‌پردازد. بدین منظور با استفاده از روش بررسی میدانی و اسنادکاوی، اطلاعات استخراج شده با استفاده از روش‌های آمار توصیفی و الگوی رگرسیونی داده‌های تابلویی با نرم افزار ایویوز مورد آزمون و تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از فرضیه نشان می‌دهد: بانکداری سایه بر ریسک بانکی تاثیر مستقیم معناداری دارد. و بانکداری سایه بر کفایت سرمایه تاثیر معکوس معناداری دارد.

محسنی و مجدزاده طباطبایی (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی «اثرات بانکداری سایه‌ای بر بازده بانک‌های تجاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پرداخته‌اند. نمونه آماری این پژوهش شامل ۱۹ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش، از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. نتایج بدست آمده از پژوهش حاضر بیانگر آن است که بانکداری سایه‌ای بر بازده بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنی‌داری داشته است. این در حالی است که فرضیه تاثیر معنادار بانکداری سایه‌ای بر نسبت شارپ (بازده ریسک تعدیل شده) بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پذیرفته نمی‌شود.

دشتی رحمت آبادی و صالح آبادی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به «مطالعه تطبیقی بانکداری سایه در کشورهای هدف و ارایه سیاست‌هایی برای نظام مالی ایران»، پرداخته‌اند. در این پژوهش، برای شناخت بیشتر این سیستم مالی و ابعاد گوناگون این پدیده، سه کشور آمریکا انگلیس و چین که پیشرفت و توسعه قابل توجهی در بانکداری سایه داشته‌اند را به عنوان کشورهای هدف در مطالعه تطبیقی انتخاب کرده و از جنبه‌هایی همچون اندازه، نهادهای فعال، ابزارها و همچنین قوانین و مقررات وضع شده بررسی نموده‌ایم. از آن جهت که بانکداری سایه در ایران نیز وجود داشته و ممکن است اثرات مخرب آن بر اقتصاد کشور بعنوان تهدید شناخته شود، با بررسی قوانین وضع شده توسط کشورهای مورد مطالعه، معیارهایی همچون شفافیت، جلوگیری از بروز ریسک، قوانین حمایتی و تلاش برای افزایش بهره‌وری اقتصادی در برخورد با بانکداری سایه پیشنهاد شده‌اند.

قمی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر اهرم مالی و نقدینگی بر مدیریت سود و سرمایه بانک‌های تجاری ایران پرداختند. تحقیق حاضر به بررسی رابطه بین اهرم مالی و نقدینگی و مدیریت سود و سرمایه بانک‌های تجاری پذیرفته شده در بازار سهام، طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ پرداخته است. در این تحقیق، با استفاده از مدل رگرسیون مبتنی بر داده‌های پانلی، فرضیه همبستگی بین این متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. داده‌های بانک‌ها از صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه آنها استخراج شده و برای طبقه‌بندی داده‌ها از نرم‌افزار Excel و به منظور تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار EViews استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد، بین نسبت‌های نقدینگی و اهرم مالی در بانک‌های تجاری و مدیریت سود و سرمایه رابطه معنی‌داری وجود دارد.

افضلی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی «کلان‌نگاری بانکداری سایه‌ای در ایران»، پرداخته‌اند. در این یادداشت میزان فعالیت‌های بانکداری سایه‌ای بر اساس استانداردهای هیئت ثبات مالی همچون اندازه دارایی‌ها و جریان وجه نقد موسسات فعال در بانکداری سرمایه‌ای محاسبه و روند آن طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ بررسی می‌شود. یادداشت حاضر به در هم تنیدگی میان نظام بانکداری سایه‌ای و نظام بانکی در ایران می‌پردازد. بخش بانکی از طریق شرکت‌های سرمایه‌گذاری بیمه‌ای و لیزینگ به فعالیت‌های واسطه‌گری مالی اقدام می‌کند، بنابراین ضرورت دارد مقام ناظر با تشخیص ارتباط دقیق بین این دو بخش و تفکیک حوزه‌های کارکردی آن‌ها از انتقال ریسک‌های سیستماتیک بانکداری سایه‌ای به سایر بخش‌های مالی جلوگیری کند.

اویانگ و وانگ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی «بانکداری سایه، سیاست‌های کلان احتیاطی و ثبات بانکی» پرداخته‌اند. این مطالعه بررسی می‌کند که آیا فعالیت‌های بانکداری سایه ثبات ۲۶۹ بانک تجاری در چین را کاهش می‌دهد یا خیر، و در صورت کاهش، آیا یک سیاست احتیاطی کلان سخت‌تر می‌تواند این اثر منفی را کاهش دهد یا خیر. برای این منظور بر اساس داده‌های بانکی در کشور چین از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۸، فعالیت‌های بانکداری سایه چین اندازه‌گیری شده است. نتایج نشان می‌دهد که فعالیت‌های بانکداری سایه چین، ثبات بانک‌ها را تضعیف می‌کند. همچنین مشاهده شده است که نظارت کلان احتیاطی در چین سلامت بانک‌ها را بهبود می‌بخشد و اثرات منفی بانکداری سایه بر ثبات بانکی را کاهش می‌دهد.

یانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی «بانکداری سایه در کشور چین، قوانین مالی و اثر بخشی سیاست‌های پولی» این موضوع پرداخته‌اند. برای کشف این موضوع، از یک چارچوب DSGE که دارای بانک‌های سنتی و سایه‌ای است، مدلی برای اقتصاد چین تهیه شده است. برآوردهای این تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های مقرراتی عامل اصلی افزایش بانکداری سایه در طول سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۱۶ بوده است. بانکداری سایه با کمک محدودیت‌های فرار از واسطه‌گری‌های سنتی منجر به افزایش اعتبار بیشتر در اقتصاد می‌شود، اما اصطکاک مالی در بخش بانکداری سایه، مکانیزم «شتاب مالی دوگانه» را ایجاد می‌کند. دیگر یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که چگونه حضور بانکداری سایه تأثیر منفی بر انتقال سیاست پولی و اثربخشی سیاست کلان دارد.

هیوانگ^۲ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی «بانکداری و بانکداری سایه»، پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که مشکل اجرای ضمانت‌ها باعث محدودیت درون‌زا در اهرم‌های مالی بانکداری سایه می‌شود. مدل مورد بررسی در این تحقیق تصور می‌کند که بانکداری سایه رفتار چرخه‌ای دارد و بانکداری سایه ریسک درون‌زا را افزایش می‌دهد. تشدید تنظیم مقررات بانکی در مدل مورد استفاده در این تحقیق، ظرفیت استقراض بانکداری سایه و بی‌ثباتی مالی را افزایش می‌دهد.

لیو و ژی^۳ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی «نقدینگی، الزامات سرمایه و بانکداری سایه»، این موضوع پرداخته‌اند. در این تحقیق نقش الزامات سرمایه در تعدیل نقدینگی بازار بررسی می‌شود. نقدینگی یک عامل

¹ Liu Yang and S.van Wijnbergen and Xiaotong Qi and Yuhuan Yi

² Ji Huang

³ Zehao Liu and Chengbo Xie

ضروری است و در صورت بروز شوک منفی، مشکل تغییر ریسک را سرکوب می‌کند. با این حال، احتکار بیش از حد نقدینگی پرهزینه است زیرا سرمایه‌های کارآمد را جمع می‌کند. نیاز سرمایه در بانک‌های تجاری بازده سپرده را کاهش می‌دهد. این امر باعث می‌شود سرمایه‌گذاران منابع بیشتری را به سرمایه‌گذاری‌های کارآمد تر در بازار سرمایه و بهبود رفاه اجتماعی اختصاص دهند. با این حال، یک سرمایه بیش از حد بالا و نامطلوب است زیرا بازده نقدینگی آنقدر کم است که تأمین نقدینگی برای جلوگیری از رفتارهای تغییر ریسک کافی نیست. بانکداری سایه می‌تواند از مقررات سرمایه سر باز زنند و تنظیم دقیق سرمایه باعث می‌شود پول به سمت بانکداری سایه هدایت شود. بنابراین، کمبود نقدینگی به وجود می‌آید زیرا بانکداری سایه نقدینگی کمتری از سپرده‌های بانکی تجاری دارند.

فیلکو و همکاران^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از تئوری نمایندگی به بررسی رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و ریسک بانکی پرداخته شده است. با استفاده از پانل داده ۹۷ بانک بزرگ اروپایی در فاصله سالهای ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ بررسی شده و بدین وسیله بحران مالی بین‌المللی اخیر مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر ریسک بانکی تأثیر می‌گذارد. طی بحران مالی، سازوکارهای مختلف شرکتی می‌توانند تضاد نمایندگی را بین سهامداران و مدیران کاهش داده‌ها تسریع بخشد. در مدل تحقیق حاضر، اندازه بانک و سرانه تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر قابل ملاحظه‌ای دارند.

پلگرینی و همکاران^۲ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی «صندوق‌های بازارهای پولی، بانکداری سایه و ریسک سیستماتیک در کشور انگلستان»، این موضوع پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از روش CoVaR سهم وجوه بازار پول، بخش مهمی از بانکداری سایه، در مقابل ریسک بانکی در انگلستان مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور با استفاده از یک نمونه از ۱۴۳ صندوق بازار پول، که به طور مداوم بین ۴Q۲۰۰۵ و ۴Q۲۰۱۳ پذیرفته شده‌اند، تأثیر متغیرهای سازمانی بر ریسک سیستمیک بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که عدم تطابق نقدینگی، میانگین ریسک سیستمیک را در کل دوره افزایش می‌دهد، اما ریسک در طی رکود مالی بزرگ را کاهش می‌دهد.

وو و شن (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات بانکداری سایه بر ریسک بانکی از دیدگاه کفایت سرمایه»، به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. این مطالعه دو موضوع را بررسی می‌کند. اولاً پیشنهاد می‌شود که یک بانک که در بانکداری سایه دخالت دارد، تمایل به ریسک‌های قابل توجهی دارد و این اثر تحت عنوان فرضیه ریسک‌پذیری تعریف و آزمون می‌شود. دوم، بررسی می‌شود که چگونه حاکمیت شرکتی خوب می‌تواند این اثر بانکداری سایه را در مورد ریسک‌پذیری افزایش یا کاهش دهد. نمونه مورد نظر تحقیق شامل ۵۹ بانک چینی در طول سالهای ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ می‌باشد. نتایج این تحقیق از فرضیه ریسک‌پذیری و تمایل به حکومت‌داری خوب حمایت می‌کند تا به طور قابل توجهی اثر بانکداری سایه بر ریسک را کاهش دهد.

1 - Felício et al

2 Carlo Bellavite Pellegrini and Michele Meoli and Giovanni Urga

لیو^۱ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی «بانکداری سایه، بازسازی نرخ بهره و ریسک‌پذیری بانکی: یک مطالعه تجربی برای ۴۰ بانک تجاری در کشور چین»، پرداخته است. وی در این مطالعه بر اساس داده‌های پانل ۴۰ بانک تجاری در چین طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۱۴، یک ارزیابی تجربی راجع به رابطه بین بانکداری سایه، نرخ بهره و ریسک‌پذیری بانک‌ها با استفاده از مدل GMM انجام می‌دهد. این مطالعه نشان داد که توسعه بانکداری سایه و بازاری سازی نرخ بهره منجر به انحصار کسب و کار بانک‌ها می‌شود، در نتیجه ریسک بانک‌ها کاهش می‌یابد.

ما^۲ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی «اثرات سرریز ریسک ناشی از بانکداری سایه بر بانکداری سنتی در کشور چین»، پرداخته است. این مقاله ۲۹ مورد از شرکت‌های پذیرفته شده از جمله ۱۳ بانک را به عنوان نمونه انتخاب کرده است. این مقاله از قیمت سهام روزانه سهام شرکت به عنوان نمونه تحقیقاتی و از مدل GARCH جهت محاسبه ارزش VaR و CoVaR سود سهام شرکت استفاده خواهد کرد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در مقایسه با مؤسسات بانکی سنتی، مؤسسات بانکی سایه‌ای، سرریزهای ریسک مربوط به مؤسسات بانکداری سایه بیش از حد بزرگ می‌باشد و ادارات نظارتی بانکی باید مقررات این مؤسسات را تقویت کنند تا از وقوع بحران مالی جلوگیری شود.

یوی و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی «ریسک و آسیب‌پذیری بانکداری سایه: مطالعه موردی کشور مالزی»، پرداخته‌اند. برای این منظور، ۷ متغیر مستقل در مدل مورد بررسی قرار گرفته تا تاثیر این متغیرها بر وام‌های غیرفعال شرکت‌های بانکی سایه در مالزی طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار گیرد. نتایج تجربی نشان داد که سپرده‌های بدهی‌های اوراق قرضه، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، بدهی‌های خانوار و بحران مالی به صورت منفی با وام‌های غیر عملیاتی در ارتباط است، در حالی که وام و وثیقه، نسبت وام مسکن به کل وام‌ها به طور مثبت با وام‌های غیر عملیاتی ارتباط دارد.

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد هر چند مطالعاتی در داخل و خارج از کشور به بررسی اثرات بانکداری سایه بر ریسک بخش بانکی پرداخته، ولی تاکنون تحقیقی در داخل کشور با استفاده از نمونه‌ای شامل شرکت‌های بیمه‌ای و صندوق‌های بازنشستگی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ و همچنین استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM، به بررسی اثر بانکداری سایه بر بی-ثباتی بخش بانکی نپرداخته است که این مهم‌ترین جنبه نوآوری تحقیق حاضر می‌باشد. در ادامه و در بخش بعدی به معرفی الگو و متغیرهای مورد استفاده در تحقیق و همچنین نحوه تخمین مدل و آزمون‌های مربوط به آن پرداخته می‌شود.

۳. روش تحقیق

این تحقیق از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی به‌شمار می‌رود، زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند در تصمیمات مقامات کلان کشوری مورد استفاده قرار گیرد. همچنین از بعد نحوه استنباط در خصوص فرضیه‌های پژوهش، در گروه تحقیقات توصیفی-همبستگی قرار می‌گیرد، زیرا جهت کشف روابط بین متغیرهای تحقیق، از ضریب

¹ Jing Luo

² Lin Ma

همبستگی تکنیک‌های رگرسیونی استفاده خواهد شد. همچنین، از آنجایی که از طریق آزمایش داده‌های موجود به نتیجه‌ای خواهیم رسید از منظر زمانی جزو تحقیقات مقطعی است. درخصوص مراحل اجرایی تحقیق، در ابتدا با مطالعه منابع از جمله کتب و مقالات موجود فارسی و لاتین و ترجمه مقالات، ورود به بحث اصلی صورت گرفته و اقدام به جمع‌آوری اطلاعات مدون تئوری در زمینه مورد بحث خواهد گردید.

در این تحقیق برای جمع‌آوری داده‌ها، مفهومی و مربوط به تئوری و مفاهیم این پژوهش از روش کتابخانه‌ای و مطالعه مجلات تخصصی استفاده می‌شود و برای جمع‌آوری داده‌ها از صورت‌های مالی بانک‌های تجاری، شرکت-های بیمه‌ای و صندوق‌های بازنشستگی و صندوق‌های سرمایه‌گذاری فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران که در سایت کدال درج شده و همچنین نرم افزار رهاورد نوین استفاده می‌شود.

جامعه آماری تحقیق حاضر، بخش بانکداری سایه کشور شامل بانک‌های تجاری فعال در بازار بورس (۱۹ شرکت)، شرکت‌های بیمه‌ای و صندوق‌های بازنشستگی (شامل ۲۳ شرکت) و صندوق‌های سرمایه‌گذاری (شامل ۲۳ شرکت) طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ می‌باشد.

جدول ۱- نمونه آماری تحقیق

ردیف	صندوق سرمایه‌گذاری	شرکت بیمه‌ای	بانک و موسسه مالی اعتباری
1	صندوق س. اعتماد آفرین پارسیان-د	بیمه آرمان	بانک سامان
2	صندوق س. آرمان آتی کوثر-د	بیمه سامان	بانک شهر
3	صندوق درآمد ثابت امین یکم فردا	بیمه رازی	بانک دی
4	صندوق س. توسعه اندوخته آینده-س	بیمه ملت	پست بانک ایران
5	صندوق س. ثروت آفرین پارسیان-م	بیمه پاسارگاد	بانک ایران زمین
6	صندوق س. هستی بخش آگاه-س	بیمه میهن	بانک گردشگری
7	صندوق سرمایه‌گذاری صنوین-مختلط	بیمه کارآفرین	بانک سرمایه
8	صندوق س. با درآمد ثابت کیان	بیمه سینا	بانک خاورمیانه
9	صندوق س. پاداش سهامداری توسعه ۱	بیمه ما	بانک ملت
10	صندوق س. سپهر خبرگان نفت-د	بیمه زندگی خاورمیانه	بانک صادرات
11	صندوق س. آرمان آتیه درخشان مس-س	بیمه کوثر	بانک پارسیان
12	صندوق س. امین تدبیرگران فردا-س	بیمه سرمد	بانک پاسارگاد
13	صندوق س. آسمان آرمانی سهام-س	بیمه آسیا	بانک تجارت
14	صندوق س. آرمان سپهر آیندگان-م	بیمه البرز	بانک سینا
15	صندوق س. سپهر کاریزما-س	بیمه دانا	بانک کارآفرین
16	صندوق شاخص ۳۰ شرکت فیروزه- سهام	بیمه پارسیان	بانک اقتصاد نوین
17	صندوق س. تجارت شاخصی کاردان	بیمه دی	بانک آینده
18	صندوق س. گنجینه آینده روشن-د	بیمه تعاون	بانک رسالت

ردیف	صندوق سرمایه‌گذاری	شرکت بیمه‌ای	بانک و موسسه مالی اعتباری
19	صندوق س. پارد پایداری سپهر	بیمه حافظ	موسسه اعتباری ملل
20	صندوق س. در سهام افق ملت	بیمه نوین	-
21	صندوق س. با درآمد ثابت کمند	بیمه اتکایی ایرانیان	-
22	صندوق س. زرافشان امیدایرانیان	شرکت بیمه اتکایی امین	-
23	صندوق سکه طلای کیان	بیمه حکمت صبا	-

منبع: یافته‌های پژوهشگر

به منظور بررسی اثرات پویای بانکداری سایه بر کاهش بی‌ثباتی بخش بانکی، به تبعیت از اوینگ و وانگ (۲۰۲۲) و وو و شن (۲۰۱۸)، از برآورد مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$BSI_{it} = c0 + c1 BSI_{it}(-1) + c2 Shadow_{it} + c3 CAR_{it} + c4 Size_{it} + c5 NIM_{it} + c6 ShortDep_{it} + e_{it} \quad (۱)$$

که در آن:

متغیر وابسته

بی‌ثباتی بخش بانکی (BSI): بر اساس شاخص Z-Score به صورت (میانگین بازده دارایی‌ها + نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها) تقسیم بر انحراف معیار بازده دارایی‌ها محاسبه می‌شود. ریسک بانکی (Z-SCORE) معیاری کلی برای ریسک بانکی Z-SCORE می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z = \frac{\mu ROA + EA}{SD ROA}$$

که: μROA میانگین بازده دارایی‌ها (طریق تقسیم سود سالیانه، به کل دارایی شرکت) در سه سال اخیر، EA نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها و $SDROA$ نیز انحراف معیار سه ساله بازده دارایی‌های بانک است. شاخص Z میزان ثبات بانک را نشان می‌دهد و معکوس آن احتمال ورشکستگی را بیان می‌کند. مقادیر بالای Z نشان‌دهنده ریسک پایین و ثبات بالا برای بانک بوده و مقادیر پایین آن نیز حاکی از ثبات پایین و ریسک‌پذیری بالا است.

$$ROA = \frac{Net Income}{Average Total Assets}$$

کفایت سرمایه (Adequacy of capital):

نسبت کفایت سرمایه حاصل تقسیم سرمایه پایه (سرمایه ثبت شده موسسه مالی نزد دولت) به مجموع دارایی‌های موزون شده به ضرایب ریسک برحسب درصد می‌باشد. این نسبت اولین بار در سال ۱۹۸۸ توسط کمیته بال به بانک‌های دنیا معرفی گردید. کمیته بال در آن سال مجموعه‌ای از شروط حداقل سرمایه را به بانک‌ها پیشنهاد کرد

که بعدها به پیمان بال معروف شد. براساس قوانین بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حداقل نسبت کفایت سرمایه مطلوب برای بانک‌های ایرانی معادل ۸ درصد است (نظام آباد و همکاران، ۱۳۹۵).
سرمایه پایه: منظور از سرمایه‌ی پایه در بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، مجموع سرمایه‌ی اصلی و سرمایه‌ی تکمیلی پس از کسورات است.

$$\text{نسبت کفایت سرمایه} = \frac{\text{سرمایه پایه}}{\text{دارایی و تعهدات موزون شده بر حسب ریسک}}$$

متغیر مستقل

بانک‌داری سایه (Shadow): به صورت نسبت دارایی‌های بانک‌های سایه به کل دارایی‌های واسطه‌های تأمین مالی محاسبه می‌شود.^۱

متغیرهای کنترل

نسبت کفایت سرمایه (CAR): به صورت نسبت سرمایه پایه بانک^۲ (سرمایه درجه ۱ و سرمایه درجه ۲) به کل دارایی‌های موزون شده با ریسک^۳ محاسبه می‌شود.
 اندازه بانک (Size): اندازه بانک می‌باشد که به صورت لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های بانک تعریف می‌شود.
 وام‌های بانکی (NIM): نشان دهنده نسبت وام‌ها به کل سپرده‌های بانکی می‌باشد.
 سپرده‌های بانکی (SHORTDEP): نشان دهنده نسبت سپرده‌های جاری و کوتاه مدت به کل سپرده‌ها می‌باشد.
 به منظور برآورد الگوی فوق از روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM استفاده می‌شود که کلیه تجزیه و تحلیل‌ها با کمک نرم افزار ایویوز نسخه ۹ انجام می‌شود.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها

۴-۱. یافته‌های توصیفی

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول ۲ آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد.

^۱ به طور خلاصه، بانکداری سایه شامل مجموعه‌ای از واسطه‌گری های مالی غیر بانکی مانند صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌ها و موسسات پولی و مالی است که در واقع عملکرد بانکی را انجام می‌دهند اما تحت نظارت قوانین مدون نظام بانکی نیستند.
^۲ سرمایه درجه ۱ شامل سرمایه پرداخت شده و ذخیره‌های اعلام شده است. این دو مورد به‌طور عینی در صورت وضعیت بدهی شبکه بانکی ایران با سرفصل‌های سرمایه پرداخت شده، اندوخته قانونی و اندوخته احتیاطی (دیگر) مشاهده می‌شوند. سرمایه درجه ۲ یا سرمایه تکمیلی شامل اقلامی مانند ذخیره‌های اعلام‌نشده، ذخیره‌های تجدید ارزیابی دارایی‌ها، ذخیره‌های عمومی یا ذخیره‌های مربوط به زبان ناشی از وام‌های مشکوک‌الوصول؛ ابزارهای سرمایه‌ای دو منظوره (بدهی - سرمایه) و بدهی مدت‌دار فرعی است.
^۳ موجودی نقد، مطالبه‌ها از بانک مرکزی و اوراق مشارکت دولتی ضریب ریسک صفر درصد؛ مطالبه‌ها از بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی ضریب ریسک ۲۰ درصد؛ مسکن و اجاره به شرط تملیک ضریب ریسک ۵۰ درصد و بقیه دارایی‌ها از جمله دیگر عقدها ضریب ریسک صد درصد.

جدول ۲- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میان	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بی-ثباتی	BSI	0/63	0/66	0/10	-2/17	4/49
بانکداری سایه	Shadow	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۱۳	۰/۰۳	۱/۸۵
نسبت کفایت سرمایه	CAR	0/25	0/20	0/18	0/96	2/35
اندازه بانک	SIZE	6/41	6/59	0/71	0/18	1/25
نسبت وام	NIM	0/62	0/69	0/31	-0/28	2/01
نسبت سپرده‌ها	SHORTDEP	0/63	0/59	0/18	-0/56	2/25

منبع: یافته‌های پژوهشگر

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست که برای متغیر اندازه بانک (SIZE) برابر با ۶/۴۱ است. میان یکدیگر از شاخص‌های مرکزی می‌باشد که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد و بیان می‌دارد که نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. همچنین یکسان بودن مقدار میانگین و میان نشان دهنده نرمال بودن این متغیر می‌باشد که برای متغیر اندازه بانک برابر با ۶/۵۹ است. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است که برای متغیر اندازه بانک برابر با ۰/۷۱ است. مقدار چولگی نیز نشان دهنده میزان عدم تقارن توزیع احتمالی است که برای متغیر اندازه بانک برابر با ۰/۱۸ می‌باشد. تفسیر داده‌های مربوط به سایر متغیرها نیز مشابه متغیر اندازه بانک می‌باشد که در فوق آورده شد.

۴-۲. آزمون‌های تشخیصی

شرط اصلی استفاده از روش GMM این است که، تعداد مشاهدات (N) بیشتر از طول دوره (T) باشد. با توجه به اینکه در مطالعه حاضر تعداد مشاهدات (۵۸۵) بیشتر از تعداد سال‌های مورد نظر (۹) است، لذا این شرط برای مدل تأمین می‌شود.

دو شرط دیگر به دو فرضیه اساسی سازگاری برآوردگرهای GMM بر می‌گردد. اول این که، مجموعه متغیرهای ابزاری بایستی معتبر باشند، یعنی با جملات خطا همبسته نباشند. این فرضیه با استفاده از آزمون سارگان و هانسن سنجیده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، در مطالعه حاضر تعداد دوازده متغیر ابزاری از متغیرهای مستقل و وابسته به کار گرفته شده است که آزمون سارگان و هانسن و آماره J مربوط به آن، که از توزیع با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردارند، آزمون صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌کند، و از این رو، حاکی از معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده و در نتیجه، تأیید اعتبار نتایج برای تفسیر مدل است (آماره J سارگان = ۴۱/۳۰ با احتمال ۰/۱۲۳۶).

دوم این‌که، باید عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم (AR2) در پسماندها تأیید بشود، مطابق اطلاعاتی که در جدول ذیل ارائه شده است، این فرضیه نیز با استفاده از آزمون همبستگی سریالی آرلاندو و باند مورد آزمون قرار گرفته و در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید شده است.

جدول ۵- آزمون خودهمبستگی AR

مرتبه AR	m-Statistic	rho	SE(rho)	Prob.
AR(1)	-۴/540675	-۲۵/146454	۵/538043	۰/0000
AR(2)	۰/515951	۳/641338	۷/057524	۰/6059

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بنابراین، می‌توان گفت مرتبه خودهمبستگی در تفاضل مرتبه اول جملات اخلال از مرتبه یک بوده و لذا مدل برآورد شده با تفاضل وقفه دار مرتبه اول، مدل مناسبی بوده و دارای تورش تصریح نیست.

۳-۴. بررسی مانایی متغیرها

پیش از برآورد مدل لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها مورد آزمون قرار گیرد. زیرا نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. برای انجام آزمون مانایی در این تحقیق، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بهره‌گیری شده است، که نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳- بررسی مانایی متغیرها

متغیر	نماد	آماره t	احتمال	نتیجه
بی‌ثباتی	BSI	-۵۱/40	۰/۰۰۰۰	مانا
بانکداری سایه	Shadow	-۴۰/۳۳	۰/۰۰۰۰	مانا
نسبت کفایت سرمایه	CAR	-۸/46	۰/۰۰۰۰	مانا
اندازه بانک	SIZE	-۲۷/23	۰/۰۰۰۰	مانا
نسبت وام	NIM	-۳۶/41	۰/۰۰۳۹	مانا
نسبت سپرده‌ها	SHORTDEP	-۱۱۵/61	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهشگر

چون سطح معناداری آزمون برای تمام متغیرهای موجود در پژوهش کمتر از ۰/۰۵ است. لذا فرض مبنی بر وجود ریشه واحد در سری‌ها را رد کرده و داده‌ها مانا هستند. در ادامه به برآورد الگوی تحقیق به روش GMM پرداخته می‌شود.

۴-۴. برآورد الگوی تحقیق

در این قسمت به برآورد الگوی پژوهش به روش GMM پرداخته می‌شود.

$$BSI_{it} = c_0 + c_1 BSI_{it}(-1) + c_2 Shadow_{it} + c_3 CAR_{it} + c_4 Size_{it} + c_5 NIM_{it} + c_6 ShortDep_{it} + e_{it} \quad (2)$$

جدول ۴- نتایج تحلیل رگرسیون مدل تحقیق

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
c	۱/047521	۰/002418	۲/۲۰۶۶۴۵	۰/۰۰۰۰
BSI(-1)	۰/51693	۰/004631	۱۱/۶۲۶۶	۰/۰۰۰۰
SHADOW	۰/842071	۰/208294	۴/۰۴۲۷۱۱	۰/۰۰۰۰
CAR	-۰/215275	۰/008916	-۴/۱۴۴۴۹۸	۰/۰۰۰۰
SIZE	۰/1215	۴/643547	۳/۰۲۶۱۷	۰/۰۰۰۹
NIM	۰/141036	۰/۰۰۱۳۱۵	۱/۲۵۳۹۹۱	۰/۱۰۵۹
SHORTDEP	۰/313594	۰/۰۰۱۲۴۹	۲/۱۲۴۸۰۴	۰/۰۴۵۹
R-squared = ۰/۵۹ Adjusted R-squared = ۰/۵۶				
Durbin-Watson = ۲/۱۱				
J-statistic = ۴۱/۳۰ Prob(J-statistic) = ۰/۱۲۳۶				

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول فوق نشان می‌دهد که به دلیل این که آماره J، احتمالی بیشتر از سطح خطای ۵ درصد دارد، معناداری کل مدل رگرسیونی و صحت ابزارهای مورد استفاده در مدل تأیید می‌گردد. علاوه بر موارد فوق، مقدار ضریب تعیین نشان می‌دهد که حدود ۹۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، مقدار آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد مدل فاقد خود همبستگی مرتبه اول می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد الگوی اول نشان می‌دهد که:

- متغیر بی‌ثباتی بانکی با یک وقفه (BSI(-1)) اثر مثبت بر متغیر وابسته (بی‌ثباتی بانکی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر بی‌ثباتی بانکی با یک وقفه، معیار بی‌ثباتی بانکی به میزان ۰/۵۱ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر بانکداری سایه (Shadow) اثر مثبت بر متغیر وابسته (بی‌ثباتی بانکی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر بانکداری سایه، معیار بی‌ثباتی بانکی به میزان ۰/۸۴ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار بوده است.

- متغیر نسبت کفایت سرمایه (CAR) اثر منفی بر متغیر وابسته (بی-ثباتی بانکی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نسبت کفایت سرمایه، معیار بی-ثباتی بانکی به میزان ۰/۲۱ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر اندازه بانک (Size) اثر مثبت بر متغیر وابسته (بی-ثباتی بانکی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر اندازه بانک، معیار بی-ثباتی بانکی به میزان ۰/۱۲ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نسبت وام (NIM) اثر مثبت بر متغیر وابسته (بی-ثباتی بانکی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نسبت وام، معیار بی-ثباتی بانکی به میزان ۰/۱۴ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری غیر معنادار بوده است.
- متغیر نسبت سپرده‌ها (SHORTDEP) اثر مثبت بر متغیر وابسته (بی-ثباتی بانکی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نسبت سپرده‌ها، معیار بی-ثباتی بانکی به میزان ۰/۳۱ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار بوده است.

۵. جمع بندی و نتیجه‌گیری

نتایج تحقیق نشان داد که که بانک‌های سایه ملزم به نگهداری الزامات سرمایه‌ای مورد نیاز نیستند و از طریق اقدام بانک مرکزی به عنوان وام دهنده آخر مورد حمایت نمی‌باشند و در نتیجه امنیت شبکه ندارند. همچنین از آنجایی که بانک‌های سایه سپرده دریافت نمی‌کنند، از طریق ابزارهای کوتاه مدت تأمین مالی، بیمه نشده و غیر امن تأمین مالی می‌شوند. ایده بنیادین عملکرد سیستم بانکی سایه توسط صندوق‌های کوتاه مدت در بازارهای پول تأمین می‌شود و از این صندوق‌ها برای خرید دارایی‌ها با دوره‌های بلند مدت استفاده می‌شود، اما پس از آن، بانک‌ها قادر به دسترسی به حمایت‌های نقدینگی اضطراری نمی‌باشند. بانک سایه ممکن است در معرض بی-ثباتی بالاتری قرار گیرد، به خصوص در صورتی که همراه با غرامت و بی-ثباتی‌های پیش فرض ناشی از انگیزه‌های اشتباه عوامل باشند. بانک‌ها نه تنها سرمایه را پس‌انداز می‌کنند، بلکه محتوای مرتبط با وزن دارایی‌های پر ریسک را نیز تغییر می‌دهند. با توجه به نسبت‌های سرمایه‌ای قانون‌گذاری شده، قانون‌گذاران ممکن است شرایط احتمالی بدتر را برای بانک‌های فردی نادیده بگیرند، که می‌تواند ثبات سیستم مالی را به خطر بیندازد. طفره رفتن از چنین وام‌هایی معیارهای سرمایه را تحریف می‌کند، بنابراین سلامت واقعی یک بانک در چنین شرایطی کاملاً مبهم است. از آنجا که وام‌های شرکتی که در ابتدا پر ریسک هستند؛ از طریق تبدیل شدن به وام‌های بین بانکی ریسکشان کاهش پیدا می‌کند، با استفاده از قوانین جدید حسابداری، وزن در دارایی‌های ریسک دار کمتر از حد برآورد می‌گردد. بر این اساس، در حین این فرآیند، نسبت کفایت سرمایه و سایر معیارهای مربوط به سرمایه بیش از حد ارزیابی می‌شود، زیرا آنها دارایی‌های وزن‌دهی شده مبتنی بر ریسک را کمتر از حد ارزیابی می‌کنند. در نتیجه

وجود رابطه مثبت بین بانکداری سایه و افزایش بی-ثباتی بانکی از لحاظ تئوریک مورد تأیید می‌باشد. این نتیجه-گیری با یافته‌های بدست آمده توسط پورنجاتی و هوشمند بقایی (۱۴۰۰)، دشتی رحمت آبادی و صالح آبادی (۱۳۹۷)، افضل‌ی و همکاران (۱۳۹۴)، وو و شن (۲۰۱۸)، اویانگ و وانگ (۲۰۲۲)، مطابقت دارد که نشان داده‌اند که بانکداری سایه اثرات معناداری بر بی-ثباتی بخش بانکی داشته است. در راستای نتایج حاصل شده پیشنهادهای به شرح زیر ارائه می‌شود:

یافته‌های پژوهش نشان داد که شاخص مربوط به بانکداری سایه اثرات معنادار بر ریسک‌پذیری بانکی در کشور ایران داشته است، در نتیجه به مدیران بانک‌ها پیشنهاد می‌گردد که فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های خود را در بخش بانکداری غیر سایه و فعالیت‌های اصلی بانکی متمرکز سازند تا از این طریق، ریسک بانکی خود را در حد بهینه و متناسب حفظ نمایند.

همچنین شاخص‌های همانند اندازه بانک، نسبت وام‌ها، نسبت سپرده‌ها و استقلال هیئت مدیره اثرات معنادار بر ریسک‌پذیری بانکی در کشور ایران داشته است، در نتیجه پیشنهاد می‌گردد که مدیران بانکی از طریق کنترل معیارها و شاخص‌های بانکی همانند اندازه بانک، حجم سپرده‌های دریافتی و نسبت وام‌های اعطایی، ریسک بانک‌ها را در سطح متناسب با حجم فعالیت‌های خود تنظیم نمایند.

شاخص رشد اقتصادی به عنوان یک شاخص کلان اقتصادی اثرات معنادار بر ریسک‌پذیری بانکی در کشور ایران داشته است، در نتیجه پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران کلان کشور، همواره اثرات شاخص‌های کلان اقتصادی همانند نرخ رشد اقتصادی و ... را بر ریسک بخش بانکی مد نظر داشته باشند.

فهرست منابع

- افضل‌ی، محمد ارباب و شاهچرا، مهشید و طاهری، ماندانا (۱۳۹۴) «کلان نگاری بانکداری سایه‌ای در ایران»، پژوهشکده پولی و بانکی، یادداشت سیاستی، MBRI-PN-94022.
- بهرامی زنوز، پریما؛ محرابیان، آزاده؛ سیفی پور، رویا و امین رشتی، ناریس (۱۴۰۰)، «بررسی عوامل موثر بر نسبت کفایت سرمایه در نظام بانکداری اسلامی (مطالعه موردی ایران و مالزی)»، (۱۵) ۵۴، صص ۱۳۷-۱۵۹.
- پورنجاتی، مهدی و هوشمند بقایی، زهرا (۱۴۰۰) «اثرات بانکداری سایه بر ریسک بانکی و کفایت سرمایه در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، دوره: ۴، شماره: ۴۱.
- خالقی، محمد جواد (۱۳۹۵) «چالش‌های نظام بانکی ایران در تعامل با مقررات بانکداری بین‌المللی»، چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، ۲۵ شهریور ۱۳۹۵، تهران، ایران.
- دشتی رحمت آبادی، محمد مهدی و صالح آبادی، علی (۱۳۹۷) «مطالعه تطبیقی بانکداری سایه‌ای در کشورهای هدف و آرایه سیاست‌هایی برای نظام مالی ایران»، چهارمین همایش ملی پژوهش‌های مدیریت و علوم انسانی در ایران.

رحیمیان، نظام الدین؛ منصوریان نظام‌آباد، رضا و محبوب، محمدرضا (۱۳۹۵)، «بررسی ارتباط بین عملکرد و نسبت کفایت سرمایه در شبکه بانکی کشور مطالعه موردی (بانک های تجاری دولتی، خصوصی و اصل (۴۴)، مجله بررسی‌های حسابداری، دوره ۲، شماره ۵، صص ۷۱-۹۰.

صفری، سعیده و رافتی، مریم (۱۳۹۸). «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی بر حجم سپرده‌های بانک‌های خصوصی منتخب در ایران»، فصلنامه اقتصاد مالی، (۱۳) ۴۷، ۱۹۹-۲۱۶.

عیسوی، محمود؛ انصاری سامانی، حبیب؛ تار، فتح الله و عموزاد خلیلی، حسن. (۱۴۰۰). «تعیین نسبت کفایت سرمایه مناسب در بانک‌های اسلامی ایران»، فصلنامه اقتصاد مالی، (۱۵) ۵۵، ۵۵-۷۸.

محسنی، بلقیس و مجدزاده طباطبایی، شراره (۱۳۹۸) «اثرات بانک‌داری سایه‌ای بر بازده بانک‌های تجاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، چهارمین کنفرانس ملی در مدیریت، حسابداری و اقتصاد با تاکید بر بازاریابی منطقه‌ای و جهانی.

نادی‌قمی، ولی؛ حاجی زاده، بهاره و گمار، عباس، (۱۳۹۶)، «بررسی تأثیر اهرم مالی و نقدینگی بر مدیریت سود و سرمایه بانک‌های تجار ایران»، فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، دوره ۳، صص ۱۳۱-۱۵۶.

- Acharya, V. V., & Steffen, S. (2020). The risk of being a fallen angel and the corporate dash for cash in the midst of COVID. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 430-471.
- Augusto Felícioa, Ricardo Rodrigues Hugh Grovec and Adam Greiner (2019) The influence of corporate governance on bank risk during a financial crisis. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 2018 VOL. 31, NO. 1, 1078-1090 <https://doi.org/10.1080/1331677X>.
- Ehlers, T., Kong, S., & Zhu, F. (2018). Mapping shadow banking in China: structure and dynamics.
- Elliott, D., Kroeber, A., & Qiao, Y. (2015). Shadow banking in China: A primer. *Economic Studies at Brookings*, 3(2015), 1-7.
- Gorton, G. B., & Souleles, N. S. (2007). Special purpose vehicles and securitization. In *The risks of financial institutions* (pp. 549-602). University of Chicago Press.
- Huang, J. (2020). Banking and shadow banking. *Journal of Economic Theory*, 178, 124-152.
- Liu Yang and S.van Wijnbergen and Xiaotong Qi and Yuhuan Yi (۲۰۲۰) "Chinese shadow banking, financial regulation and effectiveness of monetary policy", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 57, October 2020, 101169.
- Liu, Z., & Xie, C. (2021). Liquidity, capital requirements, and shadow banking. *International Review of Economics & Finance*, 76, 1379-1388.
- Luo, J. (2017). Shadow banking, interest rate marketization and bank risk-taking: An empirical study of the 40 commercial banks in China. *Journal of Financial Risk Management*, 6(01), 27.
- Ma, L. (2017, July). Study on risk spillover effects of shadow banks on traditional banks in China. In 2017 4th International Conference on Industrial Economics System and Industrial Security Engineering (IEIS) (pp. 1-6). IEEE.
- Minton, B., Sanders, A., & Strahan, P. E. (2004). Securitization by banks and finance companies: Efficient financial contracting or regulatory arbitrage? (No. 2004-25).
- Ouyang, A. Y., & Wang, J. (2022). Shadow banking, macroprudential policy, and bank stability: Evidence from China's wealth management product market. *Journal of Asian Economics*, 78, 101424.
- Pellegrini, C. B., Meoli, M., & Urga, G. (2017). Money market funds, shadow banking and systemic risk in United Kingdom. *Finance Research Letters*, 21, 163-171.

- Shen, C. H., Fan, X., Huang, D., Zhu, H., & Wu, M. W. (2018). Financial development and economic growth: Do outliers matter?. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(13), 2925-2947.
- Shiyun. Li, & Huang, Y. (2020). Do cryptocurrencies increase the systemic risk of the global financial market?. *China & World Economy*, 28(1), 122-143.
- Tan, J. S., Ooi, P. W., Sim, Z. W., Ng, S. Y., & Tang, W. M. (2017). Risks and Vulnerabilities of Shadow Banks: The Case in Malaysia (Doctoral dissertation, UTAR).
- Wu, M. W., & Shen, C. H. (2018). Effects of shadow banking on bank risks from the view of capital adequacy. *International Review of Economics & Finance*, 63, 176-197.
- Yiu , L., Sulla, V., Vittas, D., 2017. The development of mutual funds around the world. *Emerging Markets Review* 5 (1), 1–38.

**Dynamic effects of shadow banking on banking sector
instability in Iran (case study: banks and credit financial
institutions of Tehran stock exchange)**

Nima Nohtani¹

Hossein Sharifi Renani²

Saeed Daei-Karimzadeh³

Received: 15/ January/2025 Accepted: 07/ March /2025

Abstract

Shadow banking is a type of financial, credit and liquidity intermediary that has attracted a lot of liquidity with little capital by strengthening financial levers, which ultimately causes a capital market crisis. We are witnessing the growing trend of shadow banking in Iran. The continuation of this upward trend is also predicted for the coming years so the need to control the relevant activities for the stability of the country's financial market, especially the stability of the banking sector, becomes apparent. This study also evaluates the dynamic effects of shadow banking on the instability of the banking sector in Iran for the period 2012 to 2020. The statistical sample of this research includes 23 investment funds, 23 insurance companies and 19 banks and credit financial institutions active in the Tehran Stock Exchange. The GMM method was used to analyze the relevant data And in order to investigate the effects of shadow banking on banking risk, focusing on the perspective of capital adequacy, a regression model has been used. The research variables are: risk tolerance index, capital adequacy, bank size, ratio of loans to Total bank deposits, ratio of current and short-term deposits to total deposits, economic growth and corporate governance. The results of this study show that shadow banking activities have increased the instability of the banking sector in Iran. Therefore, these results indicate the need to design macro policies based on different types of shadow banking activities and different types of banks to reduce shadow banking activities in Iran.

Keywords: Shadow Banking, Banking Sector Instability, Capital market crisis, banks' risk

JEL Classification: G21, M41, P12

¹ - Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, (nohtani.nima@gmail.com)

² - Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, (corresponding author), .h.sharifi@khuisf.ac.ir

³ - Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, (saeedkarimzade@yahoo.com)



ارزیابی کارایی الگوی GARCH-ARMA در بررسی ناهمگنی رفتار سهامداران نویزی مبنی بر رابطه قیمت-حجم در دوره‌ی بحران، قبل و پس از آن

محمد حسن صالح^۱

فاضل محمدی نوده^۲

مجتبی ملکی چوبری^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۷

چکیده

در دوره بحران فعالان بازار ممکن است اطلاعات مالی را متفاوت تفسیر کنند چراکه وقوع شکست‌های ساختاری در قیمت‌های بازار باعث می‌شود که آن‌ها به دلیل احساسات و واکنش به روند بازار، در برابر استراتژی‌های معاملاتی خود رفتار نامتقارنی نشان دهند. لذا هدف این مطالعه بررسی و مقایسه تأثیر حجم معاملات در پایداری نوسانات بازده، در طول بحران، قبل و بعد از وقوع بحران نزول اساسی شاخص بورس اوراق بهادار می‌باشد. لذا بر اساس داده‌های روزانه از فروردین‌ماه ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰ ابتدا نقاط شکست ساختاری تعیین شده و در رژیم‌های متفاوت قیمت ۳ دوره مختلف شناسایی گردید. تابع همبستگی متقابل نشان داد اکثر وقفه‌های معنی‌دار، در قبل و بعد از بحران حاکی از آن است که علیت در واریانس مربوط به حجم معاملات گذشته بر بازده فعلی بوده و بین باقیمانده‌های مجذور استاندارد شده حجم معاملات گذشته و بازده فعلی، نشانه‌ای ناسازگار برای این همبستگی‌ها وجود دارد که به‌عنوان شواهد متقاعدکننده‌ای از ماهیت معامله‌گر نویزی در معاملات عمل می‌کند. قبل از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی نسبتاً بلندمدت همبستگی مثبت و همچنین همبستگی منفی در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. بر اساس داده‌های بحران، هیچ اثر سرریز نوسانی مشاهده نشد که این نشان‌دهنده حضور معامله‌گران نویزی است چراکه باور بدبینانه‌ای نسبت به این موضوع دارند که نمی‌توانند باور خود را در مورد بازده آتی با روشی منطقی بیان کنند. در دوره پس از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی کوتاه همبستگی مثبت دارند.

کلمات کلیدی: حجم معامله، بازده سهام، علیت گرنجر، علیت در میانگین، علیت در واریانس

طبقه‌بندی JEL: G01، G17

۱ گروه حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. saleh.ac.ir@gmail.com

۲ گروه مدیریت، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران (نویسنده مسئول) mnfazel2@gmail.com

۳ گروه حسابداری، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران. Harfenoo_2005@yahoo.com

۱- مقدمه

در مورد ارتباط حجم معاملات و بازده سهام، آنچه بیش از هر چیزی ذهن محققان را به خود مشغول کرده چگونگی و علت ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار می‌باشد. در بازارهای مالی مدل‌هایی مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرند که روابط بین حجم معاملات و قیمت سهام را با توجه به میزان ورود اطلاعات به بازار، چگونگی انتشار اطلاعات، اندازه بازار و شروط قید شده در معاملات کوتاه مدت پیش‌بینی می‌کنند. به همین جهت روشن شدن نحوه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام از طریق آزمون‌های مختلف، دیدگاه‌ها را نسبت به بازارهای مالی و تشخیص (تمایز) فرضیه‌های متفاوت در مورد ساختار بازار شفاف می‌کند (نجار زاده و همکاران، ۱۳۸۵). آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام در مطالعات واقعه نگر^۱، که از ترکیبی از داده‌های مربوط به حجم معاملات و قیمت سهام جهت تفاسیر خود استفاده می‌کنند، حائز اهمیت است. تعیین هم‌زمان نوسانات قیمت و میزان معاملات باعث افزایش قدرت تشخیص چنین آزمون‌هایی می‌شود. در سایر آزمون‌ها تغییرات قیمت متأثر از نحوه ارزش‌گذاری اخبار جدید توسط بازار است، ولی تغییرات حجم معاملات به معنی شدت توافق یا عدم توافق مبادله‌گران در مورد کیفیت اطلاعات جدید است. در هر صورت تهیه یک آزمون و اعتبار نتایج آن بستگی به توزیع مشترک نوسانات قیمت و حجم معاملات دارد (کارپوف^۲، ۱۹۸۷). رابطه حجم معاملات و قیمت سهام در مباحث مربوط به توزیع تجربی قیمت‌های سفته‌بازی^۳ نقشی اساسی دارد. هنگامی که در یک دوره مشخص از داده‌هایی در فواصل زمانی معین همچون روزانه نمونه‌گیری می‌شود، نرخ بازده در مقایسه با توزیع نرمال، توزیعی کشیده‌تر دارد. این موضوع هم می‌تواند به علت فرضیه توزیع نرخ بازدهی با واریانس نامحدود باشد و هم می‌تواند به آن علت باشد که آمار تهیه شده حاصل توزیع‌های متفاوت با واریانس‌های مختلف است (فرضیه ترکیب توزیع‌ها^۴). چگونگی و کیفیت رابطه حجم معاملات و تغییر قیمت‌ها همچنین تبعات مهمی برای مطالعات بازارهای آتی دارد. تغییرات قیمت، حجم معاملات قراردادهای آتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در واقع دربرگیرنده این نظریه است که آیا سفته‌بازی به‌عنوان یک عامل تثبیت‌کننده قیمت عمل می‌کند یا اینکه ثبات قیمت‌های آینده را بر هم می‌زند. زمان تحویل کالا در قراردادهای آتی حجم معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از طریق این تغییر، احتمالاً قیمت‌ها نیز تغییر خواهند کرد (کارپوف، ۱۹۸۷).

از طرفی در طول دوره بحران مالی، یک تغییر قیمت توزیع دم چاق^۵ را نشان می‌دهد^۶ که یکی از مشخصه‌های شناخته شده رفتار بازار است. این توزیع ممکن است ناشی از تغییر قیمت باشد که احتمالاً نشانه عدم کارایی بازار است. در مواجهه با اطلاعات ناهمگن و هزینه‌های بالای فرصت در طی بحران، واکنش فعالان بازار در برابر ورود اطلاعات جدید ممکن است وقفه‌های مختلفی را نشان دهد (ترسوایستا^۷، ۱۹۹۸). این امر باعث می‌شود که انتشار

^۱ Event Studies

^۲ Karpoff

^۳ Speculative prices

^۴ Mixture of Distribution Hypothesis (MDH)

^۵ Fat-Tailed

^۶ توزیعی است که در صورت رخ دادن یک اتفاق غیر قابل پیش‌بینی می‌تواند تبعات غیر قابل پیش‌بینی و وحشتناکی در پی داشته باشد.

^۷ Tersvirta

اطلاعات در بین آن‌ها ناهموار باشد و به وقوع جریان اطلاعات نامتقارن کمک کند. جدا از آن، ممکن است ارتباط بین حجم معاملات و اطلاعات جدید درجایی که یکی از سریال‌ها نویزی می‌شود، از بین برود.

با توجه به ادبیات فوق، هدف این مطالعه بررسی و مقایسه تأثیر حجم معاملات در پایداری نوسانات بازده، در طول بحران، قبل و بعد از وقوع بحران نزول اساسی شاخص بورس اوراق بهادار می‌باشد. از لحاظ تئوری، به دلیل شرایط مختلفی که مربوط به بازارهای سهام است، فعالان بازار ممکن است اطلاعات را در دوره بحران مالی متفاوت تفسیر کنند. وقوع شکست‌های ساختاری در قیمت بازار باعث می‌شود که آن‌ها به دلیل احساسات، واکنش به روند بازار و هزینه‌های مختلف فعالیت‌های فروش کوتاه‌مدت، در برابر استراتژی‌های معاملاتی خود رفتار نامتقارنی داشته باشند (اپس^۱، ۱۹۷۵؛ جنیفر و همکاران^۲، ۱۹۸۱؛ کارپوف، ۱۹۸۷؛ گو و لاو^۳، ۲۰۱۴). علاوه بر این، رفتار نامتقارن آن‌ها همچنین به دلیل عدم نقدینگی بازار در بازارهای مالی غیر بالغ مانند بازارهای نوظهور است که باعث می‌شود مقدار کمی از معاملات منجر به تغییر قیمت بزرگ شود (گنوته^۴ و همکاران، ۱۹۹۰). لذا بر اساس مطالعات صورت گرفته در این خصوص، خلأ پژوهشی مبنی بر اینکه سرعت حجم معاملات قیمت‌های بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در شرایط بحران، به اطلاعات جدید پاسخ دهد، کاملاً بارز است. هدف این مطالعه کمک به ادبیات موجود بر اساس جنبه‌های زیر است: نخست، در تجزیه و تحلیل روند انتقال اطلاعات بین بازده و حجم معاملات، ویژگی‌های متمایز بازار بورس تهران در طول دوره‌های مختلف بحران در نظر گرفته شده است. دوم، همبستگی‌های پویا بین تغییرات قیمت و حجم مورد بررسی قرار می‌گیرد. جدا از آن، از توابع همبستگی باقیمانده‌های مربع استاندارد شده ساخته شده توسط هونگ^۵ (۲۰۰۱) برای آزمایش اینکه آیا از حجم معاملات گذشته در بازار در بحران‌های اقتصادی می‌توان بهره برد، می‌توان اطلاعات بیشتری در مورد حرکت بعدی بازده به دست آورد. اگر وابستگی واریانس از حجم معاملات به بازده وجود داشته باشد و از نوسانات پایدار بازده بکاهد، حجم معاملات به عنوان پروکسی اندازه‌گیری اطلاعات و انتشار اطلاعات در بازار در نظر گرفته خواهد شد (راس^۶، ۱۹۸۹، انگل^۷ و همکاران، ۱۹۹۰؛ اندرسن^۸، ۱۹۹۶؛ بهار و حموری^۹، ۲۰۰۵).

لازم به ذکر است رویداد در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر، رویداد نزول اساسی شاخص بورس سال ۱۳۹۹ می‌باشد. با توجه به کاهش ارزش پول ملی و افزایش قیمت ارز و افت شدید ارزش ریال در مقابل سایر ارزها فضای بازار سرمایه متأثر از پلن کلی اقتصاد کشور ارزش‌گذاری‌های جدید سهام شرکت‌ها را آغاز کرد و روندی صعودی به خود گرفت. روندهایی که در بازار خودرو، مسکن، طلا، سکه و ارز در حال وقوع بود به بازار سرمایه نیز سرایت کرد و در این بازار نیز شاهد رشد سهام، هم‌زمان با افزایش تقاضا بودیم. از سوی دیگر دولتمردان به دلیل دارا بودن

¹ Epps

² Jeniifer et al

³ Go and Lau

⁴ Gennotte and Leland

⁵ Hong

⁶ Ross

⁷ Engle

⁸ Andersen

⁹ Bhar & Hamori

تجربه شرایط تورمی، برای جلوگیری از حضور مردم در بازارهای سفته‌بازی همچون ارز، طلا و سکه و پیشگیری از رشد سرسام‌آور قیمت مسکن و خودرو، مردم را به سمت بورس دعوت کردند و از مردم خواستند تا نقدینگی خود را به سمت بازار سرمایه هدایت کنند تا شرایط بنیادی بازار سرمایه نیز بهبود یابد. از طرف دیگر تولید و آمار فروش شرکت‌ها به خصوص شرکت‌های صادرات محور بسیار خوب و چشم‌انداز سرمایه‌گذاری در سهام این شرکت‌ها مثبت بود؛ بنابراین بازار سهام از چند جهت موردتوجه قرار گرفت و توانست رشدی شارپ را تا مردادماه تجربه کند. در بازارهای مالی همواره رشدهای شارپ، ریزش‌های عمیق را از پی خود می‌آورد و این یک قاعده ناگزیر است. وقتی در بازاری با رشدی این‌چنین پرشتاب مواجهیم و استراحتی در این رشد رخ نمی‌دهد و بازار پله‌پله بالا نمی‌رود، این خطر به وجود می‌آید که در اصلاح نیز سقوط آزاد اتفاق بیفتد. روند شاخص در سال ۹۹، در دوره‌ای که دوره طلایی بورس نامیده می‌شد، پس از یک دوره رشد تقریباً شش‌ماهه، از کانال دو میلیون عبور کرد. از نیمه مرداد ۹۹ روند نزولی بورس آغاز شد و بعد از مدت‌ها نزول در زمستان ۹۹، یک حرکات نوسانی را پشت سر گذاشت و بعد از یک دوره نزولی، از کانال یک میلیون و ۲۰۰ هزار عبور کرد. گرچه طی ماه اخیر، روند سهام با تشکیل سقف‌ها و کف‌های متعدد، دائماً مثبت و منفی می‌شود. درواقع موج‌های بلند سهام تبدیل به ریزموج‌هایی شده که دوره عمر کوتاهی دارند. دلایل یادشده منجر شد در تاریخ ۱۹ مردادماه سال ۱۳۹۹ بازار بورس تهران وارد فاز نزولی شده و در کمتر از ۸۰ روز کاری، نزدیک به ۲۷ درصد نزول را ثبت کند. البته دلایل نظری قابل‌اتکایی برای انتخاب این تاریخ به‌عنوان نقاط شکست برای بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در بورس تهران وجود دارد به‌عنوان نمونه سالاسینوس و همکاران برای اینکه یک نزول را نقطه شکست یا نزول اساسی بنامیم، نزول ادامه‌دار و قابل‌توجه شاخص را در نظر گرفتند.

لذا مطالعه حاضر برای فعالان بازار بورس اوراق بهادار و بازار بورس کالا که نیاز به ارزیابی قیمت در بورس کالا با استفاده از قراردادهای آتی دارند، آگاهی از رابطه قیمت و حجم اطلاعات مهمی را برای استراتژی‌های معاملاتی آن‌ها تشکیل می‌دهد. علاوه بر این، چنین رابطه‌ای این احتمال را ایجاد می‌کند که نوسانات حجم معاملات گذشته با نوسانات بازده فعلی در بازه زمانی کوتاه‌مدت ارتباط داشته باشد و باعث کاهش دوام نوسانات بازده شود. این کاهش ماندگاری به میزان جریان اطلاعات مربوط می‌شود.

مبانی نظری

بر مبنای مطالعات پیشین^۱ در بررسی دلایل ارتباط مثبت حجم معاملات، بازده سهام و تغییرات قیمت درنهایت چهار نظریه را می‌توان ارائه داد:

اول) فرضیه ورود متوالی اطلاعات:^۲ این مدل توسط کوپلند (۱۹۷۶) ارائه و توسط جنینگ، استارکس و فلینگهام^۳ (۱۹۸۱) توسعه داده شد. در این مدل مبادله‌گران به دودسته خوش‌بین و بدبین تقسیم شده‌اند. همچنین

^۱ Gong-meng Chen, Michael Firth and Oliver Rui, "The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume and Volatility"; The financial review, p.155

^۲ Sequential Information Arrival Hypothesis

^۳ Jennings, R. H., Starks, L. T., Fellingham

مبادلات کوتاه‌مدت، پرهزینه‌تر از مبادلات بلندمدت فرض شده‌اند؛ بنابراین سرمایه‌گذارانی که خرید و فروش کوتاه‌مدت می‌کنند نسبت به تغییرات قیمت کمتر حساس هستند. آن‌ها نشان دادند که به‌طور کلی زمانی که مبادله گران بدبین هستند حجم معاملات کمتر از زمانی است که مبادله گران خوش‌بین هستند. در این مدل فرض بر این است که عکس‌العمل‌های متفاوت مبادله گران به اطلاعات، بخشی از یک سری تعادل‌های ناقص می‌باشد.

دوم) فرضیه ترکیب توزیع‌ها: یکی از توجیهات وجود همبستگی مثبت بین حجم معاملات و نوسان قیمت‌ها نشأت گرفته از توزیع قیمت‌ها در اثر سفته‌بازی است. کلارک^۲ (۱۹۷۳) و اپس و اپس^۳ (۱۹۷۶) طبق این فرضیه نشان دادند که نوسانات قیمت و حجم معاملات به دلیل اینکه در یک متغیر مشترک و نهفته باهم ارتباط دارند الزاماً باید همبستگی مثبت داشته باشند. این متغیر می‌تواند میزان انتقال اطلاعات به بازار باشد. به عبارت دیگر هم قیمت و هم حجم معاملات به‌صورت هم‌زمان به اطلاعات جدید حساسیت نشان می‌دهند. همچنین فرضیه ترکیب توزیع به‌منظور تشریح فرآیند آرج که متغیر نوسان‌پذیری از آن تبعیت می‌کند، به کار می‌رود.

سوم) قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر اساس انتظارات عقلایی^۴: بر اساس این تئوری اختلاف‌نظرها نشأت گرفته از اطلاعات محرمانه می‌باشد. این مدل‌ها به‌طور کلی مبادلات را بین مبادله گران زیر می‌دانند:

– مبادله گران مطلع از اطلاعات محرمانه^۵

– مبادله گران نا مطلع^۶

– مبادله گران نویزی^۷

وانگ^۸ (۱۹۹۴) در یک مدل تعادلی، مبادلات سهام را به‌گونه‌ای توسعه داد که طبق آن سرمایه‌گذاران به دلایل اطلاعاتی و غیر اطلاعاتی مبادلات عاقلانه‌ای انجام می‌دهند. بر مبنای نظر وی، حجم معاملات همیشه با قدر مطلق تغییرات قیمت رابطه‌ای مثبت دارد و این همبستگی با افزایش عدم تقارن اطلاعات افزایش می‌یابد.

چهارم) اختلاف عقیده^۹: به نظر هریس و راویو^{۱۰} (۱۹۹۳) مبادله گران اطلاعات مشترکی به دستشان می‌رسد؛ لیکن در تحلیل و تفسیر آن‌ها تفاوت دارند به‌طوری‌که هر یک از آن‌ها تحلیل خود را معتبر می‌پندارند. به اعتقاد ایشان دو نوع ریسک طبیعی وجود دارد و با توجه به این موضوع نیز دودسته مبادله گر وجود دارد. این دودسته در قابل توجه بودن اطلاعات سازگاری دارند اما در دامنه اهمیت اخبار اختلاف‌نظر دارند و همین موضوع در نهایت باعث ارتباط مثبت بین قدر مطلق تغییر قیمت‌ها و حجم معاملات می‌شود.

¹ Mixture of Distribution Hypothesis

² Clark

³ Epps and Epps

⁴ Rational Expectation Asset Pricing

⁵ Privately informed traders

⁶ Uninformed traders

⁷ Noise trader

⁸ Wang

⁹ Difference of Opinion

¹⁰ Harris and Raviv

پنجم) فرضیه اطلاعات نامتقارن: علی‌رغم توضیح مناسبی که فرضیه ترکیب توزیع ارائه می‌دهد، این فرضیه از توانایی لازم جهت توضیح اجزای تشکیل‌دهنده حجم معاملات برخوردار نیست. درواقع حجم معاملات سهام به دو جزء تعداد دفعات معاملات و اندازه معاملات تفکیک می‌شود؛ بنابراین می‌توان رابطه حجم و نوسان پذیری را با توجه به دو عامل بیان‌شده بررسی نموده و مشخص نمود که این رابطه بیشتر تحت تأثیر کدام یک است. فرضیه اطلاعات نامتقارن بر رابطه میان اجزای حجم معاملات و قیمت تمرکز کرده است. این تئوری مشتمل بر مدل‌های اطلاعات نامتقارن رقابتی و مدل‌های اطلاعات نامتقارن استراتژیک می‌باشد. در مدل‌های اطلاعات نامتقارن رقابتی معامله‌گران آگاه ترجیح می‌دهند که مقادیر بزرگ‌تری از سهام را معامله نمایند و از این‌رو اندازه معاملات محتوای اطلاعاتی بیشتری در بردارد. نتایج این مطالعات حاکی از رابطه مثبت میان اندازه معاملات و نوسان پذیری است. معامله‌گران آگاه ممکن است به‌منظور پنهان نمودن اطلاعات خود در بازار، معاملات بزرگ خود را به معاملات کوچک‌تری تقسیم کرده و سپس انجام دهند.

بر اساس مطالعات صورت گرفته حجم معاملات از دو مؤلفه تشکیل شده است: تعداد معاملات و اندازه معاملات. با هر دو مؤلفه، معاملات می‌توانند بر اساس معاملات نقدینگی یا معاملات اطلاعاتی انجام شوند. درنتیجه، حجم معاملات می‌تواند با تغییرات قیمت، همبستگی مثبت یا منفی داشته باشد و منجر به رابطه نامتقارن نوسانات و حجم شود. بر اساس مطالعات وانگ^۱ (۱۹۹۴)، خو و وو^۲ (۱۹۹۹)، چان و فونگ^۳ (۲۰۰۰) و لورنته^۴ و دیگران (۲۰۰۲)، معامله‌گران آگاه در بازارهای رقابتی احتمالاً حجم زیادی را در مبادلات مالی، معامله می‌کنند. این مقدار متعاقباً تغییرات قیمت را تحریک می‌کند تا با حجم معاملات همبستگی مثبت داشته باشند. وانگ (۱۹۹۴) فرضیه معامله مبتنی بر نقدینگی را برای توضیح رابطه مثبت بین حجم و تغییرات مطلق قیمت برای انگیزه‌های اطلاعاتی و غیر اطلاعاتی با مدل سرمایه‌گذار ناهمگن ارائه می‌دهد^۵. طبق فرضیه وی، سرمایه‌گذاران آگاه تمایل به معامله در تغییرات مطلق بالای قیمت دارند. رفتار نامتقارن معامله‌گران در پوشش اطلاعات خصوصی‌شان جهت انجام استراتژی معاملاتی^۶ می‌تواند بین نوسانات و حجم رابطه مثبت ایجاد کند. باین‌حال، لیو^۷ و همکاران (۲۰۱۵) تأیید می‌کنند که چنین رابطه‌ای در بازارهای سهام ساختگی به‌جای معامله مبتنی بر اطلاعات با اندازه معامله ایجاد می‌شود.

برعکس، استیکل^۸ و همکاران (۱۹۹۴)، جیوت^۹ و همکاران (۲۰۱۰) و لوهیچی^{۱۰} (۲۰۱۱) اظهار داشتند که معامله‌گران مطلع می‌توانند با افزایش تعداد معاملات خود، اطلاعات خصوصی خود را پوشش دهند. این کار را می‌توان با تقسیم تعداد زیادی از معاملات به چند عدد کوچک انجام داد. این تجارت اطلاعاتی منجر به همبستگی

¹ Wang

² Xu & Wu

³ Chan & Fon

⁴ Llorente, Michaely, Saar, Wang

^۵ سرمایه‌گذاران آگاه از معاملات غیر اطلاعاتی به‌عنوان معامله نویزی (که به آن معامله نقد نیز می‌گویند)، هنگام تغییر فرصت سرمایه‌گذاری شخصی خود استفاده می‌کنند. نتیجه گنجاندن این متغیر در تحلیل منجر به ایجاد مشکل در تحلیل وی می‌شود (وانگ، ۱۹۹۴، ص ۱۳۱).

⁶ Trading Strategy

⁷ Liu et al

⁸ Stickel and Verrecchia

⁹ Giot

¹⁰ Louhichi

منفی هر دو سری می‌شود. در مورد سهام نزدیک، استیکل و همکاران (۱۹۹۴) از تجزیه و تحلیل چند متغیره و گرافیکی استفاده می‌کنند. آن‌ها دریافتند که تغییرات ضعیف حجم در روز گذشته به تغییرات بزرگ قیمت برای روز بعد کمک می‌کند. این شواهد از همبستگی منفی بین بازده و حجم معاملات از فرضیه معاملاتی مبتنی بر اطلاعات پشتیبانی می‌کند و این بدان معناست که سرمایه‌گذاران باید در تفسیر تغییرات بزرگ قیمت سهام روزانه به دلیل حجم ضعیف محتاط باشند. در بازار آتی نفت خام، موسی^۱ و همکاران (۲۰۰۳)، دریافتند که تأثیر شدیدتر اخبار بد نسبت به خبرهای خوب به رابطه منفی قوی بین هر دو مجموعه کمک می‌کند.

در شاخص‌های سهام ایالات متحده، کانلی و استیورس^۲ (۲۰۰۳) دریافتند که گردش غیرمنتظره بالا در حجم معاملات منجر به حرکت قابل توجهی در بازده هفتگی سهام متوالی طی سالهای ۲۰۰۰ تا ۱۹۶۲ می‌شود. وقتی هفته گذشته گردش غیرمنتظره کم داشت، بازده‌های هفتگی متوالی سهام معکوس خواهد شد. در بورس اوراق بهادار ورشو^۳ در طی دوره نمونه ۱۹۹۶-۲۰۰۰، گبکا^۴ (۲۰۰۵) دریافت که عملکرد یک معامله‌گر ناآگاه منجر به حجم بالایی می‌شود، در نتیجه معکوس قیمت^۵ قوی ایجاد می‌کند.

بررسی چنین ارتباطی بین بحران توسط ادبیات زیر ایجاد می‌شود. اول، وانگ (۱۹۹۴) و لورنته و همکاران (۲۰۰۲) اظهار داشتند که توانایی سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه می‌تواند از نظر مرور زمان در ارزیابی دارایی‌های مالی آن‌ها متغیر باشد. از دیدگاه مالی رفتاری، این ابهام وجود دارد که آیا آن‌ها اطلاعات ناهمگن در دوره‌های بحران و غیر بحران دارند یا خیر. دوم، بال^۶ (۲۰۰۹) اظهار داشت که سرمایه‌گذاران می‌توانند به راحتی و بدون توجه به پیش‌بینی، بر اساس درس‌هایی از بحران مالی جهانی^۷، وقایع غیرمنتظره را در آینده تشخیص دهند. این باعث می‌شود رفتارهای نامتقارن در اجرای استراتژی‌های معاملاتی خود بر اساس انتظاراتشان از سقوط بازار ایجاد شود. سوم، ایستون و کرین^۸ (۲۰۱۰) اظهار داشتند که اطلاعات خصوصی را نمی‌توان به طور کامل و سریع در طول بحران در قیمت گنجاند. از این رو، برای بهبود کارایی معاملات در سطح خرد در دوره بحران، باید به افزایش کمیت، کیفیت و به موقع بودن اطلاعات نیاز داشت. به نوبه خود، این نشان‌دهنده نقض فرضیه بازار کارا^۹ با فرض سرعت ثابت درج اطلاعات در قیمت‌ها است که عمده‌تاً توسط اثرات بحران اتفاق می‌افتد. چهارم، ایستون و کرین (۲۰۱۰) اظهار داشتند که بحران اطلاعات را تقویت می‌کند تا به سرعت کاملاً در قیمت‌ها گنجانده نشود. باین حال، گفته‌های آن‌ها به عنوان حکایت تلقی می‌شود زیرا در واقع هیچ شواهد مفید دیگری در مورد کارایی بازار ارائه نمی‌دهد.

¹ Moosa

² Connolly and Stivers

³ Warsaw Stock Exchange

⁴ Gebka

⁵ Price Reversals

⁶ Ball

⁷ Global Financial Crisis (GFC)

⁸ Easton & Kerin

⁹ EMH

پیشینه پژوهش

زتلا^۱ و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود تحت عنوان "رابطه بین روند و حجم در بازار بیت کوین" به بررسی وجود روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قدرت یک‌روند و حجم در بازارهای ارز صعودی و نزولی پرداختند. آن‌ها مدل تصحیح خطای برداری را بر داده‌های روزانه بیت کوین اعمال نمودند. بر اساس قیمت‌ها و پیروی از الگوریتم وایلدِر، میانگین شاخص حرکت جهت محاسبه شد و دوره‌های روند صعودی و نزولی تعیین شد. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که هیچ رابطه بلندمدت بین قدرت یک روند و حجم در هر دو بازار نزولی و صعودی وجود ندارد. از این‌رو، روندها به تغییرات حجم واکنش نشان نمی‌دهند. باین‌وجود، یک رابطه بلندمدت بین حجم و روند وجود دارد. اردلانکیا و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهش خود تحت عنوان "ویژگی‌های مقیاس‌گذاری همبستگی قیمت و حجم" اظهار داشتند که حجم معاملات قیمت متناظر آن را تأیید می‌کند، بنابراین اطلاعات متقابل و همبستگی بین قیمت و حجم معاملات وجود دارد. آن‌ها در مورد ویژگی‌های فراکتال این ارتباط صحبت می‌کنند که ساختارهای در مقیاس‌های مختلف چگونه اطلاعات را ترجمه می‌کنند. برای بررسی تأثیر اندازه سرمایه‌گذاری (حجم معاملات)، قیمت‌گذاری (سود / ضرر) و اثرات مقیاس زمانی، با استفاده از روش MF-DXA، قیمت و حجم معاملات آن‌ها را تحلیل نمودند. نتایج حاکی از آن است که با توجه به بازارهای توسعه‌یافته، قیمت و حجم به‌طور قابل‌توجهی با یکدیگر رابطه منفی دارند. باین‌حال، در بازارهای نوظهور، قیمت سهم کمتری در جفت شدن قیمت و حجم دارد. اسلیم و دامن^۲ (۲۰۱۵) با بررسی رابطه عوامل تشکیل‌دهنده حجم سهام و نوسان پذیری از طریق بررسی نمونه‌ای از شرکت‌های موجود در شاخص اصلی بورس اوراق بهادار پاریس، دریافتند که رابطه مثبت و معنادار میان حجم معاملات سهام و عامل مستمر نوسان پذیری و رابطه ضعیفی میان حجم معاملات سهام و عامل جهشی نوسان پذیری وجود دارد.

لامورکس و لستراپ^۳ (۱۹۹۰) با استفاده از داده‌های بازار آمریکا نشان دادند که تداوم نوسان پذیری با ورود حجم سهام معامله‌شده در معادله واریانس شرطی مدل گارچ کاهش می‌یابد. این موضوع در بازارهای کره (پین^۴ و همکاران، ۲۰۰۰)، عربستان سعودی (الزوبی و نجند^۵، ۲۰۰۹) و بازار آتی (پاتی و رجیب^۶، ۲۰۱۰) تأیید شده‌اند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهند که حجم با همان عواملی که اثرات مدل آرچ را ایجاد می‌کنند، راهبری می‌شود. به‌طور کلی، فرضیه ترکیب توزیع یک رابطه معنادار و مثبت میان حجم و نوسان پذیری را نشان می‌دهد.

سید نژاد فهیم و همکاران (۱۳۹۸) رد پژوهش خود با موضوع "بررسی تأثیر معاملات غیرعادی معامله گران آگاه بر نقد شوندگی سهام" اظهار نمودند که بین معاملات غیرعادی معامله گران آگاه و نقد شوندگی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده رفتار ناهمگن سهامداران حقوقی به‌عنوان یکی از

¹ Szetela

² Slim & Dahmene

³ Lamoureux & Lastrapes

⁴ Pyun

⁵ Alsubaie & Najand

⁶ Pati & Rajib

قدرتمندترین بازار گردان‌های بازار سرمایه، در رابطه با نقد شوندگی سهام باشد که نتیجه آن نارضایتی سهامداران خرد برخی از شرکت‌ها خواهد بود.

امام وردی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهش خود تحت عنوان " اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه‌یافته و ایران " طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ به صورت روزانه، جهت شناسایی بحران‌های مالی در بازارهای مالی، ابتدا تغییرات ساختاری موجود در نوسانات را با استفاده از الگوریتم اصلاح‌شده مجموع مربعات تجمعی تکراری به‌طور درون‌زا شناسایی نمودند؛ سپس با استفاده از مدل گارچ چند متغیره به بررسی فرضیه تحقیق مبنی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان از بازارهای مالی توسعه‌یافته و نوظهور به بازار سرمایه ایران پرداختند. نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره در قالب تصریح قطری بابا، انگل، کرافت و کرومر نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و ایران به صورت یک‌طرفه می‌باشد.

زمانیان و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهش خود تحت عنوان " رهیافت مدل احتمال مبادله آگاهانه در بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران " با استفاده از مدل احتمال مبادله آگاهانه (PIN) به بررسی این موضوع پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه ایشان نشان داد که عدم تقارن اطلاعات در کل بر بازده سهام اثر مثبت دارد که در نتیجه آن بر تلاطم بازده سهام نیز اثرگذار است. از طرفی احتمال وقوع خبر خوب و جدید (که از معیارهای اندازه‌گیری PIN هستند) بر نرخ رشد حجم معاملات اثرگذار است؛ که در نتیجه آن عدم تقارن اطلاعات بر حجم معاملات اثری مثبت داشته است. در نهایت اینکه تلاطم حجم معاملات بر عدم تقارن اطلاعات اثری منفی دارد.

نمازی و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهش خود تحت عنوان " مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران " اظهار داشتند سری‌های زمانی پیچیده مانند قیمت‌های بازار سهام بیشتر تصادفی و در نتیجه تغییر آن‌ها غیرقابل پیش‌بینی فرض می‌شود. در حالی که احتمال دارد این سری‌ها حاصل فرآیندی غیرخطی پویای معین یا به عبارت بهتر آشوبی بوده و در نتیجه قابلیت پیش‌بینی داشته باشند. لذا برای دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۲ بررسی نمودند که آیا شاخص از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند یا نشأت‌گرفته از فرآیندی آشوبی یا معین است. برای دست‌یابی به هدف فوق از آزمون‌های ریشه واحد، بی‌دی‌اس، تابع خودهمبستگی و خود رگرسیون برداری استفاده‌شده است. یافته‌های حاصل از آزمون‌های فوق بیان‌گر این است که شاخص قیمت و بازده نقدی، فرآیندی آشوبی و معین را تجربه می‌کند.

احمد پور و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهش خود تحت عنوان " بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران " اظهار داشتند حجم مبادلات درواقع مسئله پایداری و صحت قیمت را موردبررسی قرار می‌دهد و پژوهش‌هایی که حجم مبادلات را در کنار قیمت در نظر نمی‌گیرند، درواقع مسأله صحت قیمت را موردتوجه قرار نمی‌دهند. بر این اساس، آزمون‌های تعیین همبستگی بین متغیرهای پژوهش بر روی داده‌های مربوط به نمونه آماری پژوهش شامل ۷۰ شرکت حاضر در ۳ صنعت پر معامله بورس تهران انجام شد. نتایج پژوهش نشان داده است که در ساختار معاملات بازار روابط وجود دارد و تعداد دفعات معامله

و تعداد سهام معامله شده و تغییر قیمت سهام روزانه با یکدیگر رابطه مثبت دارند. این ارتباط در فاصله زمانی یک روز نیز وجود دارد؛ بنابراین تغییر قیمت سهام از تعداد سهام معامله شده و تعداد دفعات معامله شده روز قبل نیز سرچشمه می گیرد، ضمن اینکه تغییر قیمت سهام طی روزهای متوالی از یکروند صعودی یا نزولی تبعیت می کند. نجار زاده و همکاران (۱۳۸۵)، با موضوع "بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران" پژوهشی را انجام دادند و ارتباط بین حجم معاملات و تغییرات قیمت با استفاده از رگرسیون ساده OLS موردبررسی قرار دادند و روابط علی را با رویکرد VAR بررسی نمودند. نتایج تحقیق آن ها ارتباط هم زمان بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید کرده و نیز یک ارتباط بازخوردی (دوطرفه) بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید می کند.

با توجه به پیشینه پژوهش های مطرح شده می توان به این مهم دست یافت که استفاده از رویکردهای خطی در مدل سازی شاخص های اقتصادی و مالی معمولاً با اشکال روبه روست (استوک و واتسون، ۱۹۹۶) دو دلیل برای اثبات این ادعا وجود دارد: (الف) وجود همبستگی پویا بین قیمت شاخص و اقتصاد کلان به رفتار غیرخطی در یک سری مالی منجر می شود (فیلیس و همکاران، ۲۰۱۱) و (ب) رویکردهای خطی، توزیع نامتقارن قیمت ها را نادیده می گیرند (بکمن و سوداژ، ۲۰۱۴). به همین دلایل، بخش قابل توجهی از داده های سری زمانی اقتصاد کلان تمایل به ناپایداری در مدل های خطی دارد. لذا رویکرد تابع همبستگی متقابل^۱ که توسط چنگ^۲ و همکاران (۱۹۹۶) توسعه یافته است می تواند برای گرفتن اثر علیت غیرخطی هر دو سری استفاده شود. استفاده از رویکرد تابع همبستگی متقابل سه مزیت دارد: اول، اینکه شامل مدل سازی هم زمان برای پویایی درون و بین متغیرها نیست. دوم، نسبت به مفروضات توزیع پایدار است. سوم، اثرات علیت غیرخطی معنی دار را در تعداد زیادی سری در وقفه های طولانی تر تشخیص می دهد. لذا وجود این خلأ در تحقیق های پیشین کاملاً محرز است. چنانچه در تحقیق سید نژاد فهیم و همکاران (۱۳۹۸) مشاهده می شود که به بررسی این مسئله با روش رگرسیون خطی پرداخته شده است. همچنین این موضوع در پژوهش احمدپور و همکاران (۱۳۹۲)، نیز به چشم می خورد. لازم به ذکر است که در پژوهش نجار زاده و همکاران (۱۳۸۵)، ارتباط بین حجم معاملات و تغییرات قیمت با استفاده از رگرسیون ساده OLS موردبررسی قرار گرفته است و تنها روابط علی با رویکرد VAR موردبررسی قرار گرفته است. لذا پژوهش حاضر هم از جنبه آماری و هم از جنبه رخدادهای ناپهنگام اقتصادی در قالب بحران با پژوهش های صورت گرفته در این زمینه دارای تفاوت است. بر اساس ادبیات موجود و پیشینه مطرح شده، فرضیه پژوهش حاضر بدین شرح مطرح گردید:

فرضیه پژوهش: وجود نوسانات ناپایدار حجم معاملات گذشته به بازده فعلی، ۸۰ روز قبل و بعد از رویداد نزول اساسی شاخص بورس سال ۱۳۹۹، ماهیت معامله گر نویزی در بازار را نشان می دهد.

^۱ Cross Correlation Function (CCF)

^۲ Cheung (1996)

روش پژوهش

پژوهش حاضر بر مبنای طبقه‌بندی تحقیقات بر اساس روش، ماهیت و جهت به ترتیب توصیفی، کاربردی و پس رویدادی بوده و از نظر نوع، همبستگی محسوب می‌گردد. در این پژوهش از داده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است و اطلاعات آن از داده‌ها و اطلاعات موجود در شرکت مدیریت فن‌آوری بورس تهران^۱ و نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج و در پایگاه داده اکسل ثبت گردید. رویداد در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر، نزول اساسی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۹ می‌باشد، لذا دوره زمانی پژوهش را روزهای معاملاتی ۲۳ فروردین‌ماه ۱۳۹۹ الی ۶ مهر سال ۱۴۰۰ تشکیل می‌دهد.

۴-۱ مراحل انجام کار و روش تجزیه تحلیل داده‌ها

برای بررسی اینکه آیا از حجم معاملات گذشته در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌توان برای به دست آوردن اطلاعات اضافی در مورد حرکت بعدی بازده بهره‌برداری کرد، مراحل زیر باید بررسی گردد:

- (۱) تعیین نقاط شکست ساختاری و بحران
- (۲) بررسی رابطه بین حجم معاملات روزانه و تغییرات قیمت شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی GARCH-ARMA
- (۳) تحلیل علیت گرنجر در الگوهای میانگین جهت سنجش k مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات
- (۴) تحلیل علیت گرنجر در الگوهای واریانس جهت سنجش k مین وقفه همبستگی متقابل بین مجذور باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات

تعیین نقاط شکست ساختاری و بحران

به‌طور کلی، حرکت بازده در مقایسه با حرکت حجم معاملات نسبت به رویدادهای بزرگ حساس است. درواقع مشخصات مدل بدون در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری تخمین بیش‌ازحد تداوم نوسانات را همراه خواهد داشت (لامورکس و لاستراپس^۲، ۱۹۹۰). برای جلوگیری از نمایش کاذب تداوم بسیار قوی در واریانس هر دو سری، این پژوهش تلاش می‌کند تا با بررسی دوره‌های قبل از بحران، در طول بحران و بعد از دوره بحران به‌طور مجزا رصد کند که آیا رابطه حجم-قیمت در طول این بحران دستخوش تغییر می‌شود یا خیر. مدت‌زمان برای هر دوره فرعی در دوره قبل از بحران، در طول بحران و پس از بحران در جدول ۱ بیان شده است:

^۱ Tsetmc.ir

^۲ Lamoureux and Lastrapes

جدول ۱- زمان زیر دوره‌ها

۱۳۹۹/۰۵/۱۸	۱۳۹۹/۰۱/۲۳	۸۰ روز (معاملاتی) قبل از بحران
۱۴۰۰/۰۳/۰۳	۱۳۹۹/۰۵/۱۹	بحران نزول اساسی شاخص بورس سال ۱۳۹۹
۱۴۰۰/۰۷/۰۶	۱۴۰۰/۰۳/۰۴	۸۰ روز (معاملاتی) بعد از بحران

منبع: شرکت مدیریت فن‌آوری بورس تهران (www.tsetmc.ir)

الگوی سری زمانی تک متغیره GARCH-ARMA

اولین قدم کنترل هرگونه وابستگی سریالی در بازده و حجم معاملات است. این موضوع را می‌توان از طریق برآورد مدل‌های تک متغیره در میانگین شرطی و واریانس شرطی هر دو سری بر اساس جزء وقفه^۱ آن انجام داد. میانگین شرطی یک سری، به‌عنوان فرایند خود رگرسیون میانگین متحرک^۲ مشخص می‌شود زیرا نمایشی نسبی از همبستگی خود را در یک سری فراهم می‌کند. در همین حال، واریانس شرطی یک سری، به‌عنوان یک فرایند GARCH مدل‌سازی می‌شود (بولرسلو^۳، ۱۹۸۶). در این مطالعه توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی به‌عنوان ابزارهای مطالعاتی برای شناسایی رفتار سری زمانی موقعیت روزانه شاخص بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار می‌گیرند و امکان بررسی وابستگی داده‌های روزانه سری زمانی موقعیت را فراهم می‌نمایند. مدلی که برای هر سری در نمونه برآورد می‌شود توسط معادله‌های زیر ارائه شده است:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P1} \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^{P2} b_i \varepsilon_{R,t-i} + \varepsilon_{R,t}, \quad N(0, \sigma_{R,t}^2) \quad \text{معادله ۱}$$

$$\sigma_{R,t}^2 = w + \sum_{i=1}^{P3} \alpha_i \varepsilon_{R,t-i}^2 + \sum_{i=1}^{P4} \beta_i \sigma_{R,t-i}^2 \quad \text{معادله ۲}$$

$$V_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P5} \alpha_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^{P6} b_i \varepsilon_{V,t-i} + \varepsilon_{V,t}, \quad N(0, \sigma_{V,t}^2) \quad \text{معادله ۳}$$

$$\sigma_{V,t}^2 = w + \sum_{i=1}^{P7} \alpha_i \varepsilon_{V,t-i}^2 + \sum_{i=1}^{P8} \beta_i \sigma_{V,t-i}^2 \quad \text{معادله ۴}$$

که در رابطه فوق:

R_t بازدهی روزانه شاخص بورس اوراق بهادار

$\sigma_{R,t}^2$ واریانس شرطی بازده در روز t

$\varepsilon_{R,t}$ یک بازده روزانه غیرمنتظره است که بر اساس کلیه اطلاعات موجود تا دوره قبل قابل پیش‌بینی نیست

V_t لگاریتم طبیعی حجم معاملات در روز t است

$\sigma_{V,t}^2$ واریانس شرطی حجم معاملات در روز t

$\varepsilon_{V,t}$ حجم معاملات غیرمنتظره روزانه که بر اساس کلیه اطلاعات موجود تا دوره قبل قابل پیش‌بینی

نیست

^۱ Lagged Terms

^۲ Autoregressive-Moving-Average Model (ARMA)

^۳ Bollerslev

بر اساس معادله‌های ۲ و ۴ پارامترهای تخمین باید شرایط زیر را داشته باشد تا مثبت بودن واریانس شرطی را تضمین نماید: $w > 0$ و $\alpha_i > 0$ و $\beta_i > 0$. برای تعیین مقدار مقاومت شوک‌ها به واریانس شرطی، ثبت بودن نوسانات ثابت با شرایط زیر مورد انتظار است: $0 < (\sum_{i=1}^{P3} \alpha_i + \sum_{i=1}^{P4} \beta_i) < 1$ و $0 < (\sum_{i=1}^{P7} \alpha_i + \sum_{i=1}^{P8} \beta_i) < 1$. این محدودیت نشان می‌دهد که واریانس غیرشرطی برای یک مدل GARCH محدود است.

تحلیل علی گرنجر در الگوهای میانگین و واریانس شرطی

مرحله دوم آزمایش علیت گرنجر در میانگین و علیت گرنجر در واریانس هر دو سری ثابت است. مجموعه اطلاعات زیر برای سری‌های R_t و V_t به صورت معادله‌های ۵ تا ۷ تعریف می‌گردد:

$$\begin{aligned} I_{R,t} &= (R_{t-j}; j \geq 0) && \text{معادله ۵} \\ I_{V,t} &= (V_{t-j}; j \geq 0) && \text{معادله ۶} \\ I_{R,V,t} &= (R_{t-j}, V_{t-j}; j \geq 0) && \text{معادله ۷} \end{aligned}$$

معادله (۸) نشان می‌دهد که یک حجم معاملات روزانه گرنجر باعث بازده روزانه در میانگین نسبت به $I_{R,V,t-1}$ می‌شود. به صورت مشابه معادله ۹ نشان می‌دهد که بازدهی روزانه گرنجر باعث حجم معاملات روزانه در میانگین نسبت به $I_{R,V,t-1}$ می‌شود.

$$\begin{aligned} E[R_t | I_{R,t-1}] &\neq E[R_t | I_{R,V,t-1}] && \text{معادله ۸} \\ E[V_t | I_{V,t-1}] &\neq E[V_t | I_{R,V,t-1}] && \text{معادله ۹} \end{aligned}$$

بر اساس معادله (۱) - (۴)، مقادیر استاندارد شده برای هر دو سری همان طور که در معادله‌های (۱۰) - (۱۱) نشان داده شده است باید از توزیع مستقل و یکسان پیروی کند:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \frac{R_t - \mu_{R,t}}{\sqrt{\sigma_{R,t}^2}} && \text{معادله ۱۰} \\ \xi_t &= \frac{V_t - \mu_{V,t}}{\sqrt{\sigma_{V,t}^2}} && \text{معادله ۱۱} \end{aligned}$$

که در روابط فوق $\mu_{R,t}$ میانگین روزانه بازده؛ $\mu_{V,t}$ میانگین روزانه حجم معاملات؛ $\sigma_{R,t}^2$ واریانس شرطی بازده در روز t ؛ و $\sigma_{V,t}^2$ واریانس شرطی حجم معاملات در روز t می‌باشد. از آنجا که ε_t و ξ_t قابل مشاهده نیست، ε_t و ξ_t تخمین زده شده برای محاسبه K مین وقفه نمونه همبستگی متقابل بین مانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات استفاده می‌شود که در رابطه ۱۲ این موضوع نشان داده شده است:

$$r_{\xi\varepsilon}(k) = \frac{C_{\xi\varepsilon}(k)}{\sqrt{C_{\xi\xi}(0)C_{\varepsilon\varepsilon}(0)}} \quad \text{معادله ۱۲}$$

که در رابطه فوق $C_{\xi\xi}(k)$ کمین وقفه نمونه همبستگی متقابل به دست آمده از رابطه زیر است:

$$C_{\xi\xi}(k) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \widehat{\varepsilon}_t \widehat{\xi}_{t-k}, & k \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=-k+1}^T \widehat{\varepsilon}_{t+k} \widehat{\xi}_t, & k < 0 \end{cases}$$

$C_{\xi\xi}(0)$ واریانس نمونه باقیمانده استاندارد برای بازده روزانه و $C_{\xi\xi}(0)$ واریانس نمونه باقیمانده استاندارد برای حجم معامله روزانه است.

بر اساس معادله (۱۲)، مقدار آماره آزمون با استفاده از معادله (۱۳) محاسبه می شود. برای بررسی اینکه آیا علیت-در-میانگین بین هر دو سری وجود دارد، می توانیم فرضیه صفر عدم وجود علیت-در-میانگین را رد کنیم اگر مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی توزیع کای دو بیشتر باشد.

$$S_1 = T \left[\sum_{i=1}^k \left(\widehat{r}_{\xi\xi}(k) \right)^2 \right] \xrightarrow{L} \chi^2(k) \quad \text{معادله ۱۳}$$

هنگامی که درجه آزادی k بزرگ است، این آماره آزمون با کم کردن میانگین k و تقسیم بر انحراف استاندارد $(2k)^{1/2}$ به یک توزیع نرمال استاندارد تبدیل می شود (هونگ^۱، ۲۰۰۱). در نتیجه، نسخه استاندارد شده S_1 به صورت معادله ۱۴ نوشته می شود:

$$M_1 = \frac{S_1 - k}{\sqrt{2k}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad \text{معادله ۱۴}$$

آماره آزمون بر اساس معادله (۱۴) با مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال استاندارد مقایسه می شود. اگر آماره آزمون بزرگ تر از مقدار بحرانی توزیع نرمال باشد، می توانیم فرضیه صفر عدم علیت در میانگین را رد کنیم. در ادامه برای بررسی وابستگی بین بازده و حجم معاملات، حرکت هر دو سری نه تنها بر ممان مرتبه اول^۲ (علیت در میانگین) متمرکز است، بلکه حرکت در ممان مرتبه دوم^۳ (علیت در واریانس) نیز که نقش مهمی در مدیریت ریسک بازی می کنند، متمرکز است. معادله (۱۵) نشان می دهد که حجم معاملات روزانه باعث بازده روزانه در واریانس با توجه به $I_{R,V,t-1}$ می شود. در حالی که معادله (۱۶) نشان می دهد که بازده روزانه باعث ایجاد حجم معاملات روزانه با توجه به $I_{R,V,t-1}$ می شود.

$$E \left[(R_t - \mu_{R,t})^2 | I_{R,t-1} \right] \neq E \left[(SR_t - \mu_{R,t})^2 | I_{R,V,t-1} \right] \quad \text{معادله ۱۵}$$

$$E \left[(V_t - \mu_{V,t})^2 | I_{V,t-1} \right] \neq E \left[(V_t - \mu_{V,t})^2 | I_{R,V,t-1} \right] \quad \text{معادله ۱۶}$$

^۱ Hong

^۲ first-order moments

^۳ Second-order moments

ممان مرتبه دوم همچنین به عنوان تعامل در وابستگی علیت در واریانس یا سرریز نوسان شناخته می شود که می توان از آن برای دریافت اطلاعات بین تغییرات قیمت و حجم معاملات استفاده کرد (هونگ، ۲۰۰۱).

که در رابطه فوق $\mu_{R,t}$ میانگین بازده روزانه شرطی بر $I_{R,t-1}$ و $\mu_{V,t}$ میانگین حجم معاملات روزانه شرطی بر $I_{V,t-1}$ است. مجذور مقادیر استاندارد شده برای سری‌های مربوطه (به دست آمده از معادله (۱) - (۴)) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$u_t = \frac{(R_t - \mu_{R,t})^2}{\sigma_{R,t}^2} \quad \text{معادله ۱۷}$$

$$w_t = \frac{(V_t - \mu_{V,t})^2}{\sigma_{V,t}^2} \quad \text{معادله ۱۸}$$

از آنجایی که u_t و w_t جزء غیرقابل مشاهده هستند، از u_t و w_t تخمین زده شده، برای محاسبه k -امین وقفه همبستگی نمونه بین باقیمانده‌های مربع استاندارد شده بازده و حجم معاملات استفاده می‌شود (معادله ۱۹):

$$\widehat{r}_{uw}(k) = \frac{C_{uw}(k)}{\sqrt{C_{uu}(0)C_{ww}(0)}} \quad \text{معادله ۱۹}$$

که در رابطه فوق $C_{uw}(k)$ k -امین وقفه نمونه همبستگی متقابل به دست آمده از رابطه زیر است:

$$C_{uw}(k) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \widehat{u}_t \widehat{w}_{t-k}, & k \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=-k+1}^T \widehat{u}_{t+k} \widehat{w}_t, & k < 0 \end{cases}$$

$C_{uu}(0)$ واریانس نمونه مجذور باقیمانده استاندارد برای بازده روزانه و $C_{ww}(0)$ واریانس نمونه مجذور باقیمانده استاندارد برای حجم معامله روزانه است. حرکت در ممان مرتبه دوم که مربوط به وابستگی واریانس بین هر دو سری است برای بررسی وجود علیت در واریانس بین هر دو سری استفاده می‌شود. اگر مقدار آماره آزمون بر اساس معادله (۲۰) بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع کای دو باشد، پس می‌توانیم فرضیه صفر عدم وجود علیت در واریانس را رد کنیم.

$$S_2 = T \left[\sum_{i=1}^k (\widehat{r}_{uw}(k))^2 \right] \xrightarrow{L} \chi^2(k) \quad \text{معادله ۲۰}$$

هنگامی که درجه آزادی k بزرگ است، این آماره آزمون با کم کردن میانگین k و تقسیم بر انحراف استاندارد $(2k)^{1/2}$ به یک توزیع نرمال استاندارد تبدیل می‌شود (هونگ^۱، ۲۰۰۱). در نتیجه، نسخه استاندارد شده S_2 به صورت معادله ۲۱ نوشته می‌شود:

$$M_2 = \frac{S_2 - k}{\sqrt{2k}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad \text{معادله ۲۱}$$

آماره آزمون بر اساس معادله (۲۱) با مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌شود. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع نرمال باشد، می‌توانیم فرضیه صفر عدم علیت در واریانس را رد کنیم.

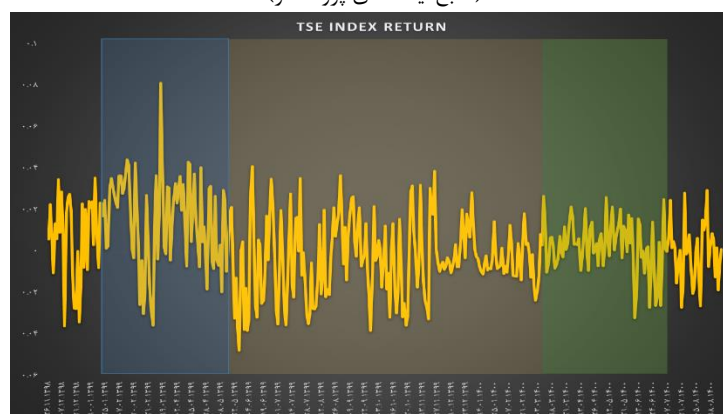
¹ Hong

یافته‌های پژوهش

جهت به تصویر کشیدن نمایشی بصری از شکست‌های ساختاری احتمالی، قیمت‌ها و بازده روزانه از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین‌ماه ۱۴۰۰ در شکل ۱-۱ و شکل ۲-۱ ترسیم شده‌اند. دو مشاهده در این شکل قابل توجه است: اولاً، سه دوره فرعی برای نشان دادن تغییرات ساختاری شناسایی شده است که با رنگ‌های آبی، زرد و سبز جدا شده است. ثانیاً، قیمت در دوره ۱۹ مرداد ۱۳۹۹ الی ۳ خرداد ۱۴۰۰ به شدت کاهش یافته است. در طول این روند نزولی، بحران تقریباً ده ماه را تجربه می‌کند. حرکت نزولی قیمت‌ها در بازه زمانی اشاره شده یک رویداد فوق‌العاده محسوب می‌شود و به عنوان دوره بحران تلقی می‌شود.

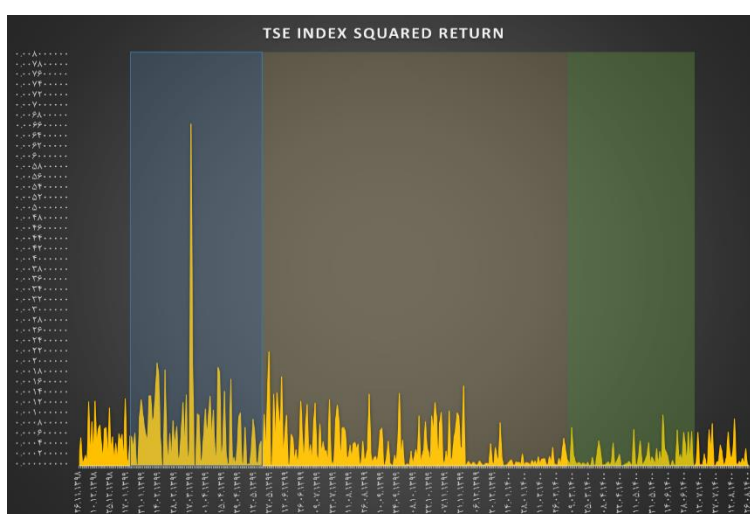


شکل ۱-۱: قیمت روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰
(منبع: یافته‌های پژوهشگر)



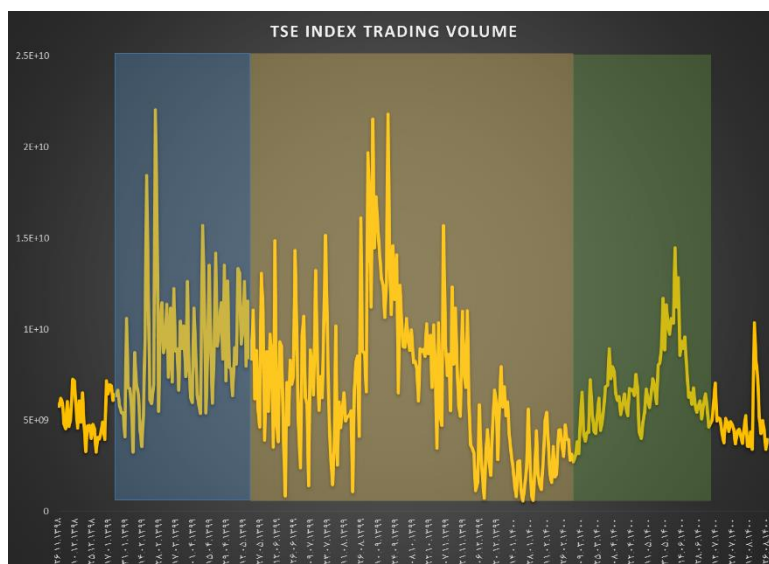
شکل ۲-۱: بازده روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰
(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

شکل ۲-۱ و شکل ۲-۲ به ترتیب بازده مجذور شاخص بورس اوراق بهادار تهران (روزانه) و حجم معاملات مربوطه را از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ماه ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. از بازده مجذور جهت نمایش نوسانات بازده استفاده شده است (تهرانی و همکاران، ۱۳۸۹). همان‌طور که مشاهده می‌شود، حرکت مجذور بازده یک انحراف شدید نسبی را در ابتدای کل دوره نمونه نشان می‌دهد. پس از آن، انحرافات شدید کم در مربعات بازده به‌وضوح تا پایان دوره نمونه مشاهده می‌شود.



شکل ۲-۱: مجذور بازده روزانه در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰
(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

بر اساس حرکت حجم معاملات، حرکت آن با تغییرات زیادی در ابتدای دوره نمونه بیشتر مستعد فعالیت‌های سفته‌بازی است. مشارکت‌کنندگان بازار با این باور که حرکت صعودی ادامه می‌کند، چنین معامله‌ای را انجام می‌دهند و باعث می‌شود که معامله‌گران نویزی از معامله‌گران آگاه در بازار پیشی بگیرند و نتایج بهتری به دست آورند. برای اینکه معامله‌گران آگاه بتوانند معاملات نویزی را جبران کنند، ممکن است ریسک بالایی برای حفظ موقعیت‌های خود اتخاذ کنند. این جبران متعاقباً اندازه تراکنش بین آن‌ها و معامله‌گران نویزی را افزایش می‌دهد. حجم معاملات همان‌طور که در شکل ۲-۲ مشاهده می‌شود، از چهارماهه آخر سال ۱۴۰۰ تا پایان دوره نمونه با تغییرات کمتری روبرو بوده است.



شکل ۲-۲: حجم معاملات روزانه در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰
(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

۵-۱ نتایج آزمون ریشه واحد

آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر^۱ و فیلیپس-پرون^۲ با استفاده از دو مدل رگرسیون کمکی انجام شدند. مدل اول فقط از یک جمله ثابت تشکیل شده است، درحالی که مدل دیگر از یک جمله ثابت همراه با یک روند قطعی تشکیل شده است. نتایج حاصل شده بیانگر رد فرضیه صفر ریشه واحد برای هر دو سری در سطح ۱٪ می باشد که به این معنی است هر دو سری ایستایی سری زمانی را نشان می‌دهند.

۵-۲ آمار توصیفی داده‌ها

در ادامه جدول ۲ میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، آزمون Ljung-Box برای خودهمبستگی باقیمانده‌ها (Q) و مربعات باقیمانده‌های (Q2) و همچنین آزمون ضرب کننده لاگرانژ ناهمسانی شرطی خود رگرسیون (ARCH-LM) برای تعیین وجود اثرات ARCH را نشان می‌دهد.

¹ Augmented Dickey-Fuller (ADF)

² Phillips-Perron (PP)

جدول ۲- آمار توصیفی

مشاهدات	ARCH-LM	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	میان	میانگین		
۸۰	۶.۴۰**	۳.۹۸۸	-۰.۱۲۲	۰.۰۲۱	۰.۰۲۰	۰.۰۱۵	(R)	بازده
۸۰	۱۹.۵۰***	۲.۹۱۲	-۰.۰۰۴	۰.۳۶۶	۲۲.۸۷	۲۲.۸۵	(V)	حجم
۱۹۳	۱۸.۱۰۶***	۳.۶۴	-۰.۱۲۴	۰.۰۳۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۳	(R)	بازده
۱۹۳	۳۲.۹۸**	۳.۳۲۳	-۰.۷۹۴	۰.۷۴۱	۲۲.۵۲	۲۲.۴۳	(V)	حجم
۸۰	۱۸.۸۱***	۳.۵۴۵	-۰.۵۱	۰.۰۱۲	۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	(R)	بازده
۸۰	۳۲.۲۰**	۲.۹۲۷	-۰.۳۱۷	۰.۳۰۲	۲۲.۵۹	۲۲.۵۷	(V)	حجم

***، ** و * نشان‌دهنده رد فرضیه صفر به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند. بازده به درصد و حجم در مقایسه لگاریتمی ارائه شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در طول بحران، بازده دارای بالاترین انحراف استاندارد است. این موضوع نشان می‌دهد که وقوع بحران نزول اساسی شاخص بورس به انحرافات شدید در واریانس سری بازده می‌انجامد. این موضوع متعاقباً باعث می‌شود که حرکت بازده در طول دوره بحران کمی بی‌ثبات‌تر از دوره غیر بحران باشد. برای حجم معاملات، انحراف معیار چشمگیر در دوره بحران در مقایسه با دوره بعد از بحران و قبل از آن وجود دارد. علاوه بر این، انحراف معیار آن تا پایان دوره نمونه کاهش می‌یابد. این یافته با حرکت حجم معاملات مطابق شکل ۲-۲ مطابقت دارد. به همین ترتیب، انتظار می‌رود کاهش تغییرات در نوسانات حجم، میزان نویز را در اندازه‌گیری نرخ جریان اطلاعات تغییر دهد، در نتیجه این امر ممکن است بر وابستگی بین بازده و حجم معاملات در طی بحران تأثیر بگذارد. حرکت صعودی قیمت در قبل از بحران و بعد از بحران رخ می‌دهد. همان‌طور که مشخص است، چنین روندی در بازار تمایل به افزایش سود فعالان بازار سرمایه در طول زمان در کوتاه‌مدت یا بلندمدت را منجر خواهد شد. جدای از آن، باید انتظار داشت که بازدهی در این دوره‌ها چولگی مثبت با میانگین مثبت باشد. باکمال تعجب، این سری در قبل از بحران و بعد از بحران با اینکه میانگین آن‌ها مقادیر مثبتی است، دارای چولگی منفی است. این نشان می‌دهد که رویداد ریسک دنباله چپ^۱ در بازار بارزتر شده است (سان^۲ و همکاران، ۲۰۲۲) که با کاهش عملکرد بالقوه در سایر بازارهای موازی همراه است که در مردادماه ۱۳۹۹ در بازار بورس اوراق بهادار تهران شروع شد.

چنانچه مشخص است قیمت شاخص یک روند نزولی در بحران را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که بازدهی در این دوره دارای چولگی منفی با میانگین منفی است. لذا، با توجه به چولگی منفی با میانگین منفی، فعالان بازار

^۱ ریسک دنباله سمت چپ، ممانعت سرمایه‌گذاران نهادی از انتقال آن‌همه پول نقد به بازار است. در نتیجه، نقدینگی کاهش می‌یابد، شکاف‌های خریدوفروش گسترده‌تر می‌شوند و اجرای معاملات مطلوب برای سرمایه‌گذاران بزرگ دشوارتر می‌شود. این رویداد معمولاً توسط یک بحران شدید اقتصادی یا مالی که به نظر می‌رسد به‌طور غیرمنتظره فوران می‌کند، آغاز می‌شود. رویدادهای دنباله چپ تأثیر منفی بر پرتقوی ما دارد و می‌تواند نتایج مخربی بر بازده پرتقوی داشته باشد. هنگام وقوع ریسک دنباله چپ توزیع نرمال نیست و دم‌های چاق‌تری دارد. دم‌های چاق‌تر احتمال اینکه سرمایه‌گذاری از انحراف استاندارد فراتر رفته و ریسک بیشتری ایجاد کند، افزایش می‌دهد که وقتی به سمت نزول باشد، به‌عنوان ریسک دم چپ شناخته می‌شود (سان و همکاران، ۲۰۲۲).

^۲ Sun

به احتمال زیان بسیار بالا پی می‌برند و سهام شرکت‌های مختلف را در قیمت‌های پایین بازار می‌فروشند. بازده در دوره بحران، کشیدگی بالاتر از ۳ را ایجاد نموده است که نشان می‌دهد این سری دنباله نسبتاً سنگین‌تری از توزیع عادی را نمایش می‌دهد و این همان چیزی است که در چنین بازاری اتفاق می‌افتد که در آن همه شرکت‌کنندگان در مورد بدترین نتیجه انتظار یکسانی دارند زیرا اخبار بد بیشتری در طول مدت‌زمان نسبتاً کوتاه منتشر شده است. برای حجم معاملات روزانه، در دوره بحران و بعد از بحران کشیدگی کمتر از ۳ نشان می‌دهد که حجم معاملات، توزیع پلاتیکورتیک^۱ را نشان می‌دهد. درجه لپتوکورتوز آن در زمان بحران همراه با چولگی منفی بیشتر افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که افزایش فعالیت بازار همیشه با دقت بالای سیگنال معامله گران آگاه همراه نیست. در ادامه یک آزمون مهم برای ارزیابی یافته‌های مدل ARMA به نام Ljung-Box مورد استفاده قرار گرفته است. اساساً، این تست برای تعیین اینکه باقی‌مانده سری زمانی یک الگوی تصادفی را دنبال می‌کند یا یک درجه خاصی از غیر تصادفی بودن را دارد مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرضیه‌ها در آن به صورت زیر است:

H0: باقیمانده دارای یک الگوی تصادفی است و مدل فاقد خودهمبستگی است.

H1: باقیمانده از یک الگوی تصادفی پیروی نمی‌کند و مدل دارای خودهمبستگی است.

شایان توجه است که این روش برای تعیین تعداد مشخصی از تأخیرها برای Ljung-Box می‌تواند کاملاً دلخواه باشد. از این رو، در پژوهش حاضر تست Q، Ljung-Box با تأخیرهای ۵، ۱۰ و ۱۵ و ۲۰ اجرا شده است. برای اجرای این تست از نرم‌افزار پایتون استفاده شده است. (20) Q آماره کای دو برای فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده‌ها را نشان می‌دهد. (20) Q² آماره کای دو برای فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده‌های مجذور (نوسانات) را نشان می‌دهد. آماره آزمون Ljung-Box برای Q(20) و Q²(20) تأیید می‌کند که هر دو سری در بیشتر موارد تا ۲۰ وقفه خودهمبستگی را نشان می‌دهند و دارای اثرات ARCH هستند. لازم به ذکر است قبل از استفاده از مدل‌های ARCH می‌بایست از وجود اثرات ARCH یا ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیون اطمینان حاصل کرد. بدین منظور از آزمون ARCH-LM که دارای توزیع F است، استفاده می‌شود.^۲ این آزمون فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH را مورد آزمون قرار می‌دهد. بر اساس نتایج این آزمون در جدول ۲، فرضیه صفر رد شده و هر دو سری (بازدهی و حجم) دارای ناهمسانی واریانس شرطی است و می‌توان از مدل‌های ARCH برای مدل‌سازی نوسانات استفاده نمود. این یافته با توجه به وجود خودهمبستگی در مجذور باقیمانده هر دو سری نیز قابل پیش‌بینی بود. این موضوع با شکل ۱-۲ از نظر بصری نیز مطابقت دارد که نشان می‌دهد دوره‌هایی که با نوسانات زیاد مشخص می‌شوند، اغلب تمایل دارند که پایدار باشند، همان‌طور که در زیر دوره‌های مختلف دیده می‌شود. شواهد موجود در جدول ۲ نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌سازی ناهمسانی شرطی خود بازگشتی تعمیم‌یافته (GARCH) برای هر دو سری جهت اطمینان از استحکام نتیجه‌گیری نیاز است.

^۱ platykurtic

^۲ ARCH-LM مخفف آماره آزمون ضرب‌کننده لاگرانژ ناهمگونی شرطی خود رگرسیون برای فرضیه صفر عدم اثر ARCH برای باقیمانده‌ها است.

۳-۵ تخمین مدل‌های سری زمانی تک متغیره: قبل از بحران، بحران و بعد از بحران

مدل‌های تک متغیره برای بازده و حجم معاملات در هر زیر دوره به‌منظور ایجاد تغییرات زمانی در میانگین شرطی و واریانس شرطی تخمین زده شده است. قبل از بحران، میانگین شرطی بازده روزانه توسط $AR(3)$ توضیح داده شده است. میانگین شرطی حجم معاملات روزانه نیز با فرآیندهای $AR(1)$ توضیح داده شده است. همان‌طور که قبلاً بحث شد، کشیدگی بازده بزرگ‌تر از کشیدگی حجم معاملات قبل از بحران است. این نشان می‌دهد که توزیع بازده تحت سلطه وقوع موج‌های بزرگ است. بر اساس جدول ۳، با در نظر گرفتن مقدارهای مختلف p و q سعی شد به بهترین برآورد مدل دست پیدا شود. لذا مدل انتخابی قبل از بحران برای بازده روزانه عبارت است از $AR(3)$ و $GARCH(1,1)$ برای حجم معاملات روزانه عبارت است از $GARCH(1,1)$ - $AR(1)$. انتخاب مدل بر مبنای معیار $\log$ -likelihood و به حداکثر رساندن آن بوده است. در نتیجه پارامترها به‌طور مشترک با استفاده از تکنیک‌های عددی برای به حداکثر رساندن تابع $\log$ -likelihood تخمین زده شده‌اند. برآوردهای این مدل‌ها در جدول ۳ خلاصه شده است:

جدول ۳- نتایج برآورد مدل ARMA-GARCH دوره قبل از بحران

ضرایب	بازده (R)	حجم (V)
عرض از مبدأ (α_0)	5.91×10^{-5} (۰.۰۰۰۵)	۱.۲۰۷۲ *** (۰.۱۳۰۶)
$AR(1) (\alpha_1)$	-۰.۰۰۶۰ (۰.۰۳۷۳)	۰.۸۴۰۶ **** (۰.۰۱۷۵)
$AR(2) (\alpha_2)$	-۰.۰۲۷۱ (۰.۰۳۲۵)	-
$AR(3) (\alpha_3)$	۰.۰۶۰۹* (۰.۰۳۱۸)	-
عرض از مبدأ (w)	8.5×10^{-6} *** (۲.۱ $\times 10^{-6}$)	۰.۰۳۴ ** (۰.۰۱۱۲)
$ARCH(1) (\alpha_1)$	۰.۰۸۰۲ *** (۰.۰۱۰۶)	۰.۰۷۵۳ *** (۰.۰۲۵۰)
$GARCH(1) (\beta_1)$	۰.۹۰۳۷ *** (۰.۰۱۸۲)	۰.۹۱۶۵ *** (۰.۰۰۷)
Log-likelihood	۳۰۶۰.۸۹۱	-۶۰۲.۱۴
معیار شوارتز	-۵.۴۲۶	۱.۳۹۸۲
ARCH-LM	[۰.۱]	[۰.۶]

این مدل‌ها بر اساس معادله‌های ۱ الی ۴ تخمین زده شده‌اند. ***, **, * و * به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌داری آماری را نشان می‌دهند. خطاهای استاندارد در پرانتز و P-Value در [] نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول ۳ قابل توجه است که ضریب α_1 (جزء ARCH، تأثیر شوک گذشته) و (جزء GARCH، تأثیر نوسانات شرطی گذشته) برای هر دو سری از نظر آماری معنادار هستند. مجموع ضرایب آن‌ها (نزدیک به یک) نشان‌دهنده ثبات نوسانات برای هر دو سری است. قبل از بحران، نوسانات بازده بیشتر از نوسانات حجم معاملات است. از نظر مشخصات مدل، از آماره Ljung-Box برای تست خودهمبستگی برای باقیمانده‌های مربع استاندارد شده تا وقفه ۲۰ استفاده شده است. از آماره ARCH-LM، جهت آزمایش اثرات ARCH موجود در یک سری استفاده شده است. هر دو آماره آزمون نشان می‌دهند که نتایج تخمین تک متغیره در باقیمانده‌های استاندارد شده آن‌ها فاقد مشکلات همبستگی و ناهمسانی است.

در طول بحران و بعد از بحران، میانگین مشروط بازده روزانه در بحران و دوره بعد از بحران به ترتیب با ARMA(3,2) و AR(2) توضیح داده شده است. برای حجم معاملات روزانه، فرآیندهای تک متغیره که میانگین شرطی آن را در این دوره‌ها توضیح می‌دهند عبارتند از فرآیند AR(2) در بحران و فرآیند AR(4) در دوره بعد از بحران. مجذور باقیمانده‌های به دست آمده از معادله میانگین شرطی نشان می‌دهند که هر دو سری فرآیند ARCH را نشان می‌دهند. برای تشخیص توزیع واریانس شرطی برای هر دو سری در این دوره‌ها، از توزیع نرمال برای مدل سازی واریانس شرطی بازده و حجم استفاده شده است. بر اساس جدول ۴، مدل انتخابی دوره بحران برای بازده روزانه عبارت است از مدل ARMA(3,2)-GARCH(1,1) و مدل AR(2)-GARCH(1,1) برای حجم معاملات روزانه. مدل انتخابی دوره بعد از بحران برای بازده روزانه عبارت است از مدل AR(2)-GARCH(1,1) برای بازده روزانه و مدل AR(4) برای حجم معاملات روزانه. نتایج برآورد شده برای این مدل‌ها در جدول ۴ خلاصه شده است:

جدول ۴- نتایج برآورد مدل ARMA-GARCH دوره بحران و بعد از بحران

ضرایب	بحران		بعد از بحران	
	بازده (R)	حجم (V)	بازده (R)	حجم (V)
عرض از مبدأ (α_0)	-۰.۰۰۷ (۰.۰۰۵)	۲.۶۹ *** (۰.۸۲)	۰.۰۰۳* (۰.۰۰۰۶)	۲.۴۰ *** (۰.۴۰)
AR (1) (α_1)	-۰.۴۵ *** (۰.۰۰۹)	۰.۴۱ *** (۰.۰۰۹)	-۰.۰۸* (۰.۰۰۴۵)	۰.۳۸ *** (۰.۰۰۵)
AR (2) (α_2)	-۰.۷۹ *** (۰.۰۰۷)	۰.۳۰ *** (۰.۰۰۷)	۰.۰۷۵* (۰.۰۰۴۵)	۰.۱۰۶۵ *** (۰.۰۰۳۴۹)
AR (3) (α_3)	-۰.۰۳۵۳ (۰.۰۸۱۱)	-	-	۰.۱۵** (۰.۰۰۵)
AR (4) (α_4)	-	-	-	۰.۱۶** (۰.۰۰۳)
MA (1) (b_1)	۰.۵۳** (۰.۰۰۳۱)	-	-	-

ضرایب	بحران		بعد از بحران	
	بازده (R)	حجم (V)	بازده (R)	حجم (V)
MA (2) (b_2)	۰.۷۶** (۰.۰۱)	-	-	-
عرض از مبدأ (w)	$10^{-5} \times 1.14$ $10^{-5} \times 1.62$	۰.۰۲۰۱** (۰.۰۱۰۷)	$10^{-6} \times 2.34$ $10^{-6} \times 1.31$	-
ARCH (1) (α_1)	۰.۰۹* (۰.۰۵)	۰.۳*** (۰.۱۳)	۰.۰۳*** (۰.۰۱)	-
GARCH (1) (β_1)	۰.۹۰*** (۰.۰۶)	۰.۶۰*** (۰.۱۵)	۰.۹۵*** (۰.۰۱)	-
Log-likelihood	۳۵۶.۲۹۳۸	-۴۷.۱۸۷۷	۱۴۵۵.۳۲۳	-۷۶.۲۰۲۴
معیار شوارتز	-۳.۹۹۱۲	۰.۷۴۴۸	-۵.۱۲۹۸	۰.۳۲۹۸
ARCH-LM	[۰.۱]	[۰.۴]	[۰.۵]	[۰.۸]

این مدل‌ها بر اساس معادله‌های ۱ الی ۴ تخمین زده شده‌اند. ***، ** و * به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌داری آماری را نشان می‌دهند. خطاهای استاندارد در پرانتز و P-Value در [] نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده شده است، تمام ضرایب (جزء ARCH، تأثیر شوک گذشته) و (جزء GARCH، تأثیر نوسانات مشروط گذشته) در معادلات واریانس شرطی برآورد شده برای بازده از نظر آماری معنی‌دار هستند. تجزیه و تحلیل‌ها نشان می‌دهد که همبستگی سریالی مثبت در واریانس شرطی هر دو سری وجود دارد. هر دو ضریب دارای مجموع تقریباً نزدیک یک هستند که نشان می‌دهد تداوم نوسان برای بازده ثابت است. برای حجم معاملات در بحران، ضرایب هر دو عبارت ARCH و GARCH با نوسانات پایدار قابل توجه است. مشخصات مدل انتخابی برای بحران و بعد از بحران از طریق آمارهای تست Ljung-Box و ARCH-LM بررسی شده است. بر اساس هر دو آزمون، فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده‌های مربع استاندارد شده و فرضیه صفر عدم وجود اثر ARCH رد نشدند. این نشان می‌دهد که این مدل‌ها در توضیح میانگین شرطی و واریانس شرطی کافی هستند. تحلیل بعدی محاسبه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات و همچنین همبستگی متقابل بین مجذور باقیمانده‌های استاندارد شده هر دو سری تا ۲۰ تأخیر در هر زیر دوره است.

۴-۵ نتایج تجربی برای علیت گرنجر در میانگین و علیت گرنجر در واریانس: قبل از بحران، در طول

بحران و بعد از بحران

برای بررسی علیت در میانگین بین بازده و حجم معاملات برای هر زیر دوره، همبستگی متقابل باقیمانده‌های استاندارد شده و آمار آزمون M_1 تا ۲۰ تأخیر محاسبه می‌شود. همبستگی متقابل و آماره آزمون در جدول ۵ ارائه شده است.

بر اساس یافته‌های جدول ۵، برای دوره قبل از بحران مشاهده شد حرکت قیمتی به سمت بالا در این زیر دوره وجود دارد، مطابق با جدول ۵ از وقفه ۶ تا ۱۱ همبستگی مثبت در این زیر دوره وجود دارند. این همبستگی‌ها در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند که نشان می‌دهد شرکت‌کنندگان بازار که انتظار رشد بازار را دارند تمایل دارند حجم معاملات خود را بر اساس بازده افزایش دهند. هنگامی که قیمت‌ها در دوره بحران به شدت کاهش می‌یابد، فعالان بازار تمایل دارند از حجم معاملات گذشته برای پیش‌بینی بازده فعلی استفاده کنند. این موضوع را می‌توان با همبستگی متقابل معنی‌دار بین باقیمانده‌های استاندارد شده حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در وقفه‌های ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۵، ۱۸ و ۱۹ نشان داد. درست زمانی که حرکت صعودی قیمت در دوره بعد از بحران وجود دارد، مشاهده می‌شود که همبستگی‌ها از تأخیر ۲ تا ۲۰ معنی‌دار است. این مشاهدات نشان می‌دهد که علیت-در-میانگین بین هر دو سری به‌طور نامتقارن پس از دوره بحران رخ می‌دهد. چنین رفتار نامتقارنی از دو منظر از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» پشتیبانی می‌کند: اول، درجه همبستگی متقابل معنی‌دار بین باقیمانده‌های استاندارد شده هر دو سری در بالاترین وقفه قبل از بحران قوی‌تر از بعد از بحران است. دوم، بازه زمانی که حجم معاملات گذشته با بازده فعلی مرتبط شود، پس از بحران طولانی‌تر می‌شود. توضیح شهودی برای حمایت از این یافته این است که فعالان بازار سرمایه تمایل دارند پس از وخامت شرایط اقتصادی به‌عنوان سرمایه‌گذار ریسک‌گریز رفتار کنند. این به دلیل از دست دادن اعتماد آن‌ها به عملکرد بازار پس از بحران است، بنابراین آن‌ها بازده کم با ریسک شناخته شده را به بازده بالاتر با ریسک ناشناخته ترجیح می‌دهند. در نتیجه این امر باعث می‌شود که آن‌ها از بازده در پیش‌بینی حجم معاملات با مدت زمان طولانی‌تری استفاده کنند.

برای بررسی علیت در واریانس بین بازده و حجم معاملات برای هر زیر دوره، همبستگی متقابل باقیمانده مربع استاندارد شده و آماره آزمون M_2 تا ۲۰ تأخیر محاسبه شده است. همبستگی و آماره آزمون در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۵-آزمون علیت در میانگین

دوره قبل از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	۰.۰۲۳ (۰.۷۸)	۰.۰۳۸ (۰.۴۵)	۰.۰۲۷ (۰.۵۱)	-۰.۰۰۱ (۰.۵۶)	-۰.۰۳۴ (۰.۲۶)	۰.۰۳۷ (۰.۴۲)	۰.۰۸۹ (۰.۱۷)	۰.۰۵۲ (۰.۱۱)	-۰.۰۷۸ (۰.۳۵)	-۰.۰۲۶ (۰.۲۵)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۲۳ (۰.۱۸)	۰.۰۵۶ (۰.۱۸)	۰.۰۴۸ (۰.۳۸)	۰.۰۳۴ (۰.۵۷)	-۰.۰۸۷ (۰.۶۶)	۰.۰۳۳ (۱.۸۴) The result is significant at $p < .05$.	۰.۰۵۲ (۱.۶۵) The result is significant at $p < .05$.	۰.۰۶۷ (۱.۵۶) The result is significant at $p < .10$.	۰.۰۸۷ (۱.۸۷) The result is significant at $p < .05$.	۰.۰۵۷ (۱.۹۴) The result is significant at $p < .05$.

k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	-۰.۰۳۵ (-۰.۹۹)	۰.۰۳۵ (-۰.۸۹)	۰.۰۳۹ (-۰.۸۵)	۰.۰۴ (-۰.۲۶)	۰.۰۴۵ (-۰.۳۸)	-۰.۰۲۳ (-۰.۵۰)	-۰.۰۷۴ (-۰.۴۲)	-۰.۰۶۲ (-۰.۸۶)	۰.۶۳ (-۰.۹۰)	۰.۰۰۶ (-۰.۴۷)
R → V(+k)	۰.۰۸۴ (۱.۳۶) The result is significant at p < .10.	۰.۰۱۵ (-۱.۰۸)	-۰.۱۰۳ (-۱.۲۱)	۰.۵۳۱ (-۱.۸۵)	۰.۵۱۷ (-۱.۶۶)	۰.۰۵۲ (-۱.۸۵)	۰.۰۰۴ (-۱.۷۸)	۰.۰۷۶ (-۰.۲۹)	۰.۹۱۷ (-۱.۷۵)	۰.۰۳۵ (-۱.۵۶)
دوره بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
V(-k) → R	-۰.۰۶۲ (-۰.۰۲)	-۰.۰۶۹ (-۰.۹۸)	-۰.۰۴۵ (-۰.۸۵)	-۰.۰۸۷ (۰.۶۲)	-۰.۱۶۰ (۰.۸۵)	-۰.۰۲۳ (-۱.۰۱)	۰.۰۷۸ (۰.۶۸)	۰.۰۵۳ (۰.۱۲)	-۰.۳۹۸ (۱.۹۲) The result is significant at p < .05.	۰.۰۹۸ (۱.۹۹) The result is significant at p < .05.
R → V(+k)	-۰.۰۳۶ (۰.۲۹)	-۰.۰۱۰ (۰.۸۷)	-۰.۱۰۴ (۰.۸۵)	۰.۰۵۶ (-۰.۰۷)	۰.۱۰۷ (۰.۲۷)	-۰.۰۸۷ (۱.۱۸)	-۰.۱۴۷ (۰.۶۷)	۰.۶۰۶ (۰.۲۶)	-۰.۰۳۳ (۰.۷۴)	۰.۰۶۷ (۰.۲۹)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	-۰.۰۴۰ (۱.۳۷) The result is significant at p < .10.	-۰.۰۴۷ (۰.۰۷۸)	-۰.۰۴۹ (۱.۲۶)	۰.۰۷۸ (۱.۱۲)	۰.۱۵۹ (۱.۵) The result is significant at p < .10.	-۰.۰۷۴ (۰.۹)	۰.۰۶۰ (۰.۱۷)	-۰.۱۰۸ (۱.۴۳) The result is significant at p < .10.	-۰.۰۰۸ (۱.۴) The result is significant at p < .10.	۰.۷۵۹ (۱.۲۸۰)
R → V(+k)	-۰.۰۷۵ (۰.۱۵۹)	-۰.۰۸۳ (۰.۳۵۷)	-۰.۰۹ (۰.۵۸۲)	-۰.۱۴۷ (-۰.۹۸۷)	۰.۰۰۴ (-۰.۱۵۶)	۰.۱۲۸ (۰.۳۵۴)	-۰.۰۸۷ (-۰.۷۵۸)	-۰.۰۰۵ (-۰.۱۲۴)	-۰.۰۷۸ (۰.۰۶۱)	-۰.۱۰۲ (۰.۰۶۷)
دوره بعد از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
V(-k) → R	۰.۰۵۹ (۰.۸۷)	-۰.۰۸۹ (۳.۷۳) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۷ (۳.۶۵) The result is significant at p < .01.	۰.۰۵۲ (۲.۵۷) The result is significant at p < .01.	۰.۱۲۶ (۱.۹۵) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۸۹ (۱.۶۶) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۹ (۱.۶۴۶) The result is significant at p < .05.	۰.۰۶۸ (۱.۷۰) The result is significant at p < .05.	۰.۰۳۲ (۱.۵) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۸۹ (۱.۴۶۹) The result is significant at p < .10.
R → V(+k)	-۰.۰۰۶ (-۰.۱۰)	۰.۰۰۳ (۰.۱۷)	۰.۰۰۴ (۰.۱۸)	۰.۰۲۷ (-۰.۳۴)	۰.۰۹۶ (۰.۴۰)	۰.۱۷۵ (۱.۰۷)	۰.۱۲۷ (-۰.۱۸)	۰.۱۰۷ (-۰.۷۸)	۰.۱۰۷ (۱.۲۸۱)	-۰.۸۲۸ (۱.۰۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	-۰.۰۶۷ (۱.۸۴) The result is significant at p < .05.	۰.۰۶۸ (۱.۸۰) The result is significant at p < .05.	۰.۰۱۷ (۱.۹۵) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۰۸ (۲.۰۳) The result is significant at p < .05.	۰.۰۹۸ (۲.۰۵) The result is significant at p < .05.	۰.۰۵۶ (۳.۲۴) The result is significant at p < .01.	۰.۸۹۱ (۳.۳) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۱۸ (۱.۵۷) The result is significant at p < .10.	۰.۴۶۵ (۱.۷۸) The result is significant at p < .05.	-۰.۷۰۲ (۱.۷۶) The result is significant at p < .05.
R → V(+k)	۰.۰۴۱ (۰.۸۰)	۰.۰۸۷ (۱.۰۱)	-۰.۰۴۷ (۰.۴۷)	۰.۰۸۵ (۰.۵۳)	۰.۰۰۷ (۲.۴۳) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۵۹ (۲.۳۸) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۳۶ (۲.۳) The result is significant at p < .01.	۰.۰۷ (۱.۶۹) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۰۹ (۱.۹) The result is significant at p < .05.	۰.۰۷۴ (۱.۸۷) The result is significant at p < .05.

این جدول k مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات را نشان می‌دهد (محاسبه شده از معادله (۱۲)). k شماره وقفه را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره آزمون M_1 می‌باشد (محاسبه شده از معادله (۱۴)). $V(-k) \rightarrow R$ همبستگی متقابل برای اثر وقفه حجم معامله روزانه گذشته بر بازده روزانه جاری در میانگین با توجه به $I_{R,V}$ نشان می‌دهد. درحالی‌که $R \rightarrow V(+k)$ همبستگی متقابل برای اثر وقفه بازده روزانه جاری بر حجم معامله روزانه آینده در میانگین با توجه به $I_{R,V}$ را نشان می‌دهد. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال باشد، فرضیه صفر عدم علیت در میانگین رد خواهد شد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۶- آزمون علیت در واریانس

دوره قبل از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۱۸ (-۰.۸۷)	-۰.۰۳۲ (-۱.۰۲)	۰.۰۰۳ (۰.۰۶۳)	-۰.۰۱۷ (-۱.۱۳)	-۰.۰۵۴ (-۰.۹۵)	-۰.۰۱۲ (-۱.۰۶)	-۰.۰۶۳ (-۰.۶۷)	-۰.۰۱۹ (-۱.۰۲)	۰.۰۴۳ (۰.۸) The result is significant at $p < .01$.	۰.۰۵۲ (۰.۰۸) The result is significant at $p < .01$.
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۶۷ (-۱.۰۹)	-۰.۰۳۸ (-۰.۳۱)	-۰.۰۶۱ (۰.۹۶)	-۰.۰۵۷ (۰.۳۴)	-۰.۰۱۸ (-۰.۰۹)	-۰.۰۹۶ (۰.۳۶)	-۰.۰۳۶ (۰.۵۳)	-۰.۰۱۸ (۰.۸۵)	۰.۰۲۹ (۰.۹۴)	-۰.۰۳۷ (۱.۰۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۷۳ (۱.۰۹)	۰.۰۱۹ (۰.۵۷)	-۰.۰۱۲ (۰.۴۲) The result is significant at $p < .01$.	۰.۰۶ (۱.۳۹) The result is significant at $p < .10$.	۰.۰۸۹ (۱.۴۵) The result is significant at $p < .10$.	-۰.۰۶۵ (۰.۷۱) The result is significant at $p < .01$.	-۰.۱۲ (۰.۸) The result is significant at $p < .01$.	۰.۰۲۵ (۰.۸۵) The result is significant at $p < .01$.	۰.۰۲۳ (۰.۸۱) The result is significant at $p < .01$.	۰.۰۶۹ (۰.۷۹) The result is significant at $p < .01$.
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۲۹ (-۱.۰۴)	-۰.۰۳۲ (-۰.۷۴)	-۰.۰۱۹ (۰.۰۶)	-۰.۰۱۷ (-۰.۴۹)	-۰.۰۲۷ (-۰.۷۷)	۰.۰۰۶ (-۰.۸۰)	-۰.۰۲۲ (-۰.۶۹)	-۰.۰۵۷ (-۰.۶۸)	-۰.۰۸۱ (۱.۰۱)	-۰.۰۱۷ (-۰.۴۲)
دوره بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۷۲ (-۰.۱۴)	۰.۰۵۲ (۰.۷۸)	-۰.۱۱۲ (۰.۰۹)	-۰.۰۸۴ (۰.۴۸)	-۰.۰۲۲۷ (۰.۵۵)	-۰.۰۰۴ (-۰.۳۶)	-۰.۰۵۱ (-۰.۳۱)	-۰.۱۲۸ (-۰.۲۶)	-۰.۱۴۷ (-۰.۲۷)	۰.۰۳۶ (-۰.۱۹)
$R \rightarrow V(+k)$	۰.۰۶۵ (۰.۲۶)	-۰.۰۳۶ (۰.۳۷)	۰.۱۴۸ (۰.۵۹)	-۰.۰۴۷ (-۰.۴۲)	-۰.۰۳۷ (-۱.۰۹)	-۰.۰۲۲۶ (-۰.۰۹)	-۰.۰۵۰۲ (-۰.۰۹)	۰.۱۰۴ (-۰.۷۵)	۰.۰۰۸ (-۰.۰۶)	-۰.۰۰۹ (-۰.۰۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
$V(-k) \rightarrow R$	۰.۰۰۷ (-۰.۷۸)	-۰.۰۳۰ (-۰.۶۷)	-۰.۰۶۰۱ (-۰.۶۹)	۰.۱۲۴ (-۰.۷۰)	-۰.۰۲۸ (-۰.۸۹)	-۰.۰۵۴ (-۰.۵۶)	-۰.۰۳۴ (-۰.۵۲)	-۰.۰۳۳ (-۰.۴۸)	-۰.۰۸۰ (-۰.۴۵)	۰.۰۰۱ (-۰.۵۲)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۰۶ (-۱.۰۸)	-۰.۰۰۷ (-۱.۰۹)	-۰.۰۱۵ (-۱.۱۵)	-۰.۰۷۸ (-۰.۶۴)	-۰.۰۶۴ (-۰.۸۳)	۰.۰۱۹ (-۰.۵۸)	-۰.۰۷۳ (-۱.۰۳)	-۰.۰۳۲۶ (-۰.۶۸)	-۰.۰۹۱ (-۱.۱۰)	-۰.۰۶۵ (-۱.۱۳)
دوره بعد از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۰۶	-۰.۰۶۹	۰.۰۸۴	۰.۰۳۶	۰.۰۴۹	۰.۰۶۳	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۴	۰.۰۳۲	-۰.۰۳۸

	(۰.۰۵)	(۰.۷۸)	(۱.۰۶)	(۵.۶) The result is significant at $p < .01$.	(۶.۹۰) The result is significant at $p < .01$.	(۹.۰۱) The result is significant at $p < .01$.	(۰.۶۳)	(۰.۷۵)	(۰.۹۳)	(۱.۲۳)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۰۷ (-۱.۳۹)	-۰.۰۰۴ (-۱.۳۲)	-۰.۰۰۴ (-۱.۴۷)	۰.۰۳۶ (۱.۰۱)	-۰.۰۰۹ (-۰.۵۳)	۰.۰۲۶ (۰.۴)	-۰.۰۴۵ (-۱.۳۶)	-۰.۰۸۵ (-۱.۸۷)	۰.۰۳۲ (۱.۵۲)	۰.۰۵ (۱.۴۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
$V(-k) \rightarrow R$	۰.۰۵۸ (۰.۸۷)	-۰.۰۱۹ (-۰.۳۶)	-۰.۰۹۷ (-۰.۴۵)	۰.۰۶۹ (۰.۲۶)	۰.۰۴۸ (۱.۴۳)	-۰.۰۶۳ (-۱.۶۶)	-۰.۰۳۷ (-۱.۰۵)	-۰.۰۰۹ (-۰.۰۹)	-۰.۰۰۴ (-۰.۳۸)	۰.۰۳۹ (۰.۹۸)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۰۴ (-۱.۵۹)	-۰.۰۹۸ (-۱.۳۶)	۰.۰۶۷ (۱.۰۸)	۰.۰۴۳ (۱.۵۷)	-۰.۰۵۶ (-۱.۶۳)	۰.۰۷۸ (۱.۶۰)	-۰.۰۹۹ (-۱.۲۸)	-۰.۰۴۸ (-۱.۸۷)	-۰.۰۳۲ (-۱.۰۲)	-۰.۰۷۸ (-۱.۳۷)

این جدول k مین وقفه همبستگی متقابل بین مربع باقیمانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات را نشان می‌دهد (محاسبه شده از معادله (۱۹)). k شماره وقفه را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره آزمون M_2 می‌باشد (محاسبه شده از معادله (۲۱)). $V(-k) \rightarrow R$ همبستگی متقابل برای اثر وقفه حجم معامله روزانه گذشته بر بازده روزانه جاری در واریانس با توجه به $I_{R,V,t-1}$ نشان می‌دهد. درحالی‌که $R \rightarrow V(+k)$ همبستگی متقابل برای اثر وقفه بازده روزانه جاری بر حجم معامله روزانه آینده در واریانس با توجه به $I_{R,V}$ را نشان می‌دهد. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال باشد، فرضیه صفر عدم علیت در واریانس رد خواهد شد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده شده است، اکثر وقفه‌های معنی‌دار، در زیر دوره‌ها نشان می‌دهد که علیت در واریانس مربوط به حجم معاملات گذشته بر بازده فعلی اتفاق می‌افتد. با بررسی تغییرات در همبستگی‌های متقابل بین باقیمانده‌های مجذور استاندارد شده حجم معاملات گذشته و بازده فعلی، نشانه‌ای ناسازگار برای این همبستگی‌ها پیدا شد که به‌عنوان شواهد متقاعدکننده‌ای از ماهیت تقاضای معامله‌گر نویزی در معاملات عمل می‌کند. چنین شواهدی، دلالت بر این دارد که سهامداران غیر نهادی و خرد تمایل دارند به‌جای معاملات بنیادی، موقعیت‌های خود را به‌طور تصادفی نگه‌دارند. واکنش آن‌ها در انتخاب موقعیت بازار به انتظارات قیمتی آن‌ها از حس‌گری بازار^۱ بستگی دارد. حسی که با اطلاعات بنیادی ارتباطی ندارد. چنین واکنشی بر اساس ادعای سندرز^۲ و همکاران (۱۹۹۶) درست است. درواقع نتایج ارائه شده در طول و بعد از بحران، دوره‌های مختلف قابل‌توجهی را با سطح معامله‌گران نویزی ارائه می‌کند که از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» حمایت می‌کند. به‌نوعی، این با مطالعه بهار و هامونی^۳ (۲۰۰۵) متفاوت است، چراکه یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد علیت ناشی از بازده به حجم در بازار آتی نفت به‌طور ملایمی از فرضیه معامله‌گران نویزی پشتیبانی می‌کند زیرا این علیت با بازه زمانی ثابت در تأخیرهای ۳، ۹ و ۱۵ اتفاق می‌افتد. اگرچه قیمت‌ها روند کلی افزایشی را در داده‌های قبل از بحران نشان می‌دهند، وقوع چنین علیتی در تأخیرهای مرتبه پایین‌تر به دلیل وجود معامله‌گران نویزی است که قیمت را بالا می‌برد. نکته حائز اهمیت این است که قبل از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در دوره قبل از بحران همبستگی مثبتی در تأخیرهای ۹، ۱۰، ۱۴، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ و همچنین همبستگی منفی در تأخیرهای ۱۳،

¹ Market sense

² Sanders

³ Bhar and Hamori

۱۶ و ۱۷ نشان می‌دهند. بیشتر این همبستگی‌های مثبت در تأخیرهای بالاتر نشان می‌دهد که انتقال ریسک اطلاعات از حجم معاملات به بازده نسبتاً بزرگ شده است. این یافته نشان می‌دهد که معامله‌گران نویزی دارای بازخوردی با حافظه طولانی هستند و جهت تحقق انتظارات بازده، از حجم معاملاتی دوره اخیر برای پاسخ به محتوای اطلاعاتی حجم معاملات در مورد نوسانات بازار استفاده می‌کنند.

نکته حائز اهمیت این است که معامله‌گران نویزی که در موقعیت‌های خرید هستند زمانی که حرکت صعودی قیمت معاملات به یک حرکت راکد تبدیل می‌شود، دارای حافظه کوتاهی هستند. درواقع، مشارکت‌کنندگان بازار انتظار دارند قیمت‌های آینده کمتر از انتظارات آربیتراژگران منطقی باشد و این امر باعث می‌شود که باور کنند استراتژی‌های معاملاتی در طول بحران بدترین نتایج خود را به همراه داشته باشد، زیرا اخبار بد بیشتری منتشر می‌شوند. بر اساس داده‌های بحران، هیچ اثر سرریز نوسانی مشاهده نمی‌شود. این نشان‌دهنده حضور معامله‌گران نویزی است که باور بدبینانه‌ای دارند که نمی‌توانند باور خود را در مورد بازده آتی با روشی منطقی بیان کنند. با حفظ موقعیت فروش در برابر ریسک‌های نزولی، پاسخ آن‌ها به تغییرات انتظارات به‌طور کامل توسط اطلاعات توجیه نمی‌شود. لذا رفتار معاملاتی آن‌ها نمی‌تواند بر نوسانات بازار تأثیر بگذارد.

بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه رابطه قیمت و حجم در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های قبل از بحران، بحران و پس از بحران به روش GARCH-ARMA را بررسی نمود. بر این اساس داده‌های روزانه از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ماه ۱۴۰۰ دوره نمونه به سه زیر دوره قبل از بحران، در طول بحران و بعد از بحران در رژیم‌های متفاوت قیمت شاخص بورس اوراق بهادار تهران تقسیم گردید. تحلیل علیت در واریانس گرنجر نشان می‌دهد اولاً، سرریزهای نوسانات قابل توجه در دوره‌های قبل و بعد از بحران از حجم معاملات گذشته تا بازده فعلی با یک علامت ناسازگار برای همبستگی‌ها رخ می‌دهد. درواقع، این شواهد از ماهیت تقاضای معامله‌گر نویزی پشتیبانی می‌کند. دوماً قبل از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی نسبتاً بلندمدت همبستگی مثبت و همچنین همبستگی منفی در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. وجود چنین سرریزهای نوسانی از حجم معاملات تا بازده توسط معامله‌گران نویز بازخورد مثبت با حافظه کوتاه نسبت داده می‌شود که نسبت به ورود جدید اطلاعات واکنش بیش‌ازحد نشان می‌دهند. سوماً بر اساس داده‌های بحران، هیچ اثر سرریز نوسانی مشاهده نشد که این نشان‌دهنده حضور معامله‌گران نویزی است چراکه باور بدبینانه‌ای نسبت به این موضوع دارند که نمی‌توانند باور خود را در مورد بازده آتی با روشی منطقی بیان کنند. چهارماً در دوره پس از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی کوتاه همبستگی مثبت دارند. درمجموع، یافته‌ها نشان می‌دهد که معامله‌گران نویزی در دوره‌های قبل و بعد از بحران، از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» از دیدگاه همبستگی و بازه زمانی پشتیبانی می‌کند. یافته‌های پژوهش حاضر با یافته‌های پتی و راجیب (۲۰۱۰) که نشان می‌دهد حجم معاملات به‌طور قابل توجهی تداوم نوسانات بازده را کاهش می‌دهد، مخالف است. اگرچه به نظر می‌رسد معامله‌گران نویزی در انتقال اطلاعات و انعکاس شوک‌های قیمتی پس از بحران مالی از کارایی حجم معاملات می‌کاهند، به فعالان

بازار پیشنهاد می‌شود که به رفتارهای بلندمدت بیشتر تکیه کنند. نتایج این مطالعه علاوه بر استفاده محققان و نظریه پردازان مالی، میتواند توسط نهاد نظارتی بورس اوراق بهادار تهران نیز به منظور شناخت عوامل مؤثر بر نوسان پذیری بازده، مورد توجه قرار گیرد. شناخت عوامل مؤثر بر رابطه میان حجم معاملات سهام و نوسان پذیری بازده میتواند به تعدیل یا ابقای قوانین خاص معاملاتی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران از جمله حد نوسان قیمت و حجم مبنا توسط مقام ناظر کمک شایانی نماید.

فهرست منابع

- احمد پور، احمد، آقاجائی، حسنعلی، فدوی، مصطفی (۱۳۹۲)، بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، ۱ (۱)، ۷۵-۹۵.
- امام وردی، قدرت اله، جعفری، سیده محبوبه (۱۳۹۸)، اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه‌یافته و ایران، اقتصاد مالی، ۱۳ (۴۷)، ۸۴-۶۳.
- تهرانی، رضا، محمدی، شاپور، پورابراهیمی، محمدرضا (۱۳۸۹)، مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، ۱۲ (۳۰)، ۲۳-۳۶.
- زمانیان، غلامرضا، جلالی، ام البنین، کردی تمندانی، علی (۱۳۹۶)، رهیافت مدل احتمال مبادله آگاهانه در بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران، اقتصاد مالی، ۱۱ (۴۱)، ۴۳-۶۶.
- سید نژاد فهیم، سید رضا، مشکی میاوقی، مهدی، چیرانی، ابراهیم، محفوظی، ابراهیم (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر معاملات غیرعادی معامله‌گران آگاه بر نقد شوندگی سهام، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، ۱۱ (۱)، ۱۴۳-۱۶۹.
- نجار زاده، رضا، زیودار، مهدی (۱۳۸۵)، بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۴۱ (۳)، ۲۷۳-۲۹۹.
- نمازی، محمد، حاجیه‌ها، زهره، چناری بوکت، حسن (۱۳۹۴)، مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران، اقتصاد مالی، ۹ (۳۳)، ۳۵-۵۴.
- Alsubaie, A., & Najand, M. (2009). Trading volume, time-varying conditional volatility, and asymmetric volatility spillover in the Saudi stock market. *Journal of Multinational Financial Management*, 19(2), 139-159.
- Aludari, GH, Moghadam, J, Rezvanifard, S, & Mehdi, M (2011). Investigate the simultaneous and dynamic relationship between trading volume and stock returns using Vector auto regression models. *Journal of Securities Exchange*, 15, 27-41.
- Andersen, T. G. (1996). Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility. *Journal of Finance*, 51(1), 169-204.
- Ardalankia, Jamshid., Osoolian, Mohammad., Haven, Emmanuel., Jafari, G. Reza, (2020), Scaling features of price-volume cross correlation, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 549, ISSN 0378-4371, <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.124111>

- Ball, R. (2009). The global financial crisis and the efficient market hypothesis: what have we learned?. *Journal of Applied Corporate Finance*, 21(4), 8-16.
- Bhar, R., Hamori, S. (2005). Causality in variance and the type of traders in crude oil futures. *Energy Economics*, 27(3), 527-539.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Chan, K., Fong, W. M., (2000). Trade size, order imbalance, and the volatility-volume relation. *Journal of Financial Economics*, 57(2), 247-273.
- Connolly, R., Stivers, C. (2003). Momentum and reversals in equity-index returns during periods of abnormal turnover and return dispersion. *Journal of Finance*, 58(4), 1521-1556.
- Easley, D., Kiefer, N. and O'Hara, M. (1997a). The information content of the trading process, *Journal of Empirical Finance*, 4(2), 159-86.
- Easton, S., Kerin, P. (2010). Market efficiency and the global financial crisis. *Australian Economic Review*, 43(4), 464-468.
- Engle R. F., Ito T., Lin W. L. (1990). Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market. *Econometrica*, 58(3), 525-542.
- Epps, T. W. (1975). Security price changes and transaction volumes: theory and evidence. *The American Economic Review*, 65(4), 586-597.
- Epps, W. and M. Epps (1976) The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture of Distributions Hypothesis; *Econometrica*, 44, 305-321.
- Gebka, B. (2005), Dynamic volume-return relationship: evidence from an emerging capital market. *Applied Financial Economics*, 15(14), 1019-1029.
- Gennotte, G., Leland, H. (1990), Market liquidity, hedging, and crashes. *American Economic Review*, 80(5), 999-1021.
- Giot, P., Laurent, S., & Petitjean, M. (2010). Trading activity, realized volatility and jumps. *Journal of Empirical Finance*, 17(1), 168-175.
- Go, Y. H., Lau, W. Y. (2014). Asymmetric information spillovers between trading volume and price changes in Malaysian futures market, *Journal of Asian Finance. Economics and Business*, 1(3), 5-16.
- Harris M., and A. Raviv (1993), "The Theory of Capital Structure", *Journal of Finance*, 46 (1), 297-355.
- Hong, Y. (2001). A test for volatility spillover with application to exchange rate. *Journal of Econometrics*, 103(1&2), 183-224.
- Jennings, R. H., Starks, L. T., Fellingham, J. C. (1981). An equilibrium model asset trading with sequential information arrival. *Journal of Finance*, 36(1), 143-161.
- Karpoff, J. M. (1987) The relation between price changes and trading volume: a survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109-126.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. *The Journal of Finance*, 45(1), 221-229.
- Liu, X., Liu, X., Liang, X. (2015). Information-driven trade and price-volume relationship in artificial stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 430, 73-80.
- Llorente, G., Michaely, R., Saar, G., Wang, J. (2002). Dynamic volume-return relation of individual stocks. *Review of Financial Studies*, 15(4), 1005-1047.
- Moosa, I. A., Silvapulle, P., Silvapulle, M. (2003). Testing for temporal asymmetry in the price-volume relationship. *Bulletin of Economic Research*, 55(4), 373-389.
- Pati, P. C., & Rajib, P. (2010). Volatility persistence and trading volume in an emerging futures market: Evidence from NSE Nifty stock index futures. *Journal of Risk Finance*, 11(3), 296-309

- Pati, P. C., Rajib, P. (2010). Volatility persistence and trading volume in an emerging futures market: evidence from NSE Nifty stock index futures. *Journal of Risk Finance*, 11(3), 296-309.
- Pyun, C., Lee, S., & Nam, K. (2000). Volatility and information flows in emerging equity markets: A case of the Korean stock exchange. *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 405-420.
- Ross, S. A. (1989). Information and volatility: the no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *Journal of Finance*, 44(1), 1-17.
- Slim, S. & Dahmene, M. (2015). Asymmetric information, volatility components and the volume-volatility relationship for the CAC40 stocks, *Global Finance Journal*, 29, 70-84.
- Stickel, S. E., Verrecchia, R. E. (1994). Evidence that trading volume sustains stock price changes. *Financial Analysts Journal*, 50(6), 57-67.
- Szetela, B., Mentel, G., Bilan, Y (2021). The relationship between trend and volume on the bitcoin market. *Eurasian Econ Rev*, 11, 25-42. <https://doi.org/10.1007/s40822-021-00166-5>
- Tersvirta, T. (1998). Modelling Economic Relationship with Smooth Transition Regressions, In Giles, D.E.A, Ullah, A. (Eds.), *Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York, 507-552.
- Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume. *Journal of Political Economy* 102(1), 127-168.
- Xu, X. E., Wu, C. (1999). The intraday relation between return volatility, transactions, and volume. *International Review of Economics and Finance*, 8(4), 375-397.
- Xua, Xiaoqing Eleanor., Wu, Chunchi (1999), The intraday relation between return volatility, transactions, and volume, *International Review of Economics and Finance*, 8(4), 375-397.

**Evaluating The Effectiveness of the GARCH-ARMA Model in
Examining the Heterogeneity of Noise Shareholder Behavior
Based on The Price-Volume Relationship During the Crisis,
Before and after that**

Mohammad Hassan Saleh¹

Fazel Mohammadi Nodeh²

Mojtaba Maleki Choobari³

Received: 16/ January/2025 Accepted: 08/ March /2025

Abstract

During the crisis, market participants may interpret financial information differently because the occurrence of structural failures in market prices causes them to show asymmetric behavior towards their trading strategies due to their emotions and reaction to the market trend. Therefore, the purpose of this study is to investigate and compare the effect of trading volume on the stability of return volatility, during the crisis, before and after the strictly bearish of the TSE index. Based on daily data from April 2020 to April 2021, structural break points were first determined and in different price regimes, 3 different periods were identified. The Cross-Correlation-Function showed that most of the significant lag orders, before and after the crisis, indicate that the causality in the variance is related to the previous trading volume on the current return and between the residuals squared standard past trading volume and current return. There are inconsistent signs of these correlations that serve as convincing evidence of the noise traders nature. before the crisis, both volatilities in past trading volume and current returns showed a positive correlation as well as a negative correlation in the short run. Based on the crisis data, no spillover volatility effect was observed, which indicates the presence of noise traders because they have a pessimistic belief that they can not express their belief about future returns in a logical way. In the post-crisis period, both volatilities in past trading volume and current returns are positively correlated in a short period of time.

keywords: Trading volume, Stock returns, Granger Causality, Average Causality, Variance Causality

JEL: G01 +G17

¹Department of Accounting, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.
saleh.ac.ir@gmail.com

² Department of Management, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran (corresponding author)
mnfazel2@gmail.com

³ Department of Accounting, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran. Harfenoo_2005@yahoo.com



بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری اختیار معامله

مهدی وکیلی^۱

علیرضا حیدرزاده هنزائی^۲

سید محمد عبدالهی کیوانی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۸

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری اختیار معامله است. گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، میزان خوشبینی و بدبینی سهامداران نسبت به یک سهام است که معمولاً به علت مشکل در ارزش‌گذاری شرکت‌ها رخ می‌دهد که منجر به تصمیم‌گیری مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی می‌شود. در صورتیکه اطلاعات مورد نیاز برای تصمیم‌گیری، به صورتی نامتقارن بین افراد توزیع شود، می‌تواند منجر به نتایج متفاوت نسبت به موضوع تصمیم شود. جامعه آماری پژوهش، تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند که اختیار خرید یا اختیار فروش، در بازار اختیار معامله بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۶/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۹/۱۲/۳۰ مورد معامله قرار گرفته است. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از تحلیل رگرسیون چند متغیره به روش داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت آزمون شده‌اند. نتایج پژوهش نشان داد گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله تأثیر مستقیم و معنی‌داری دارد. سرمایه‌گذاران به قیمت اختیار معامله یک شرکت، که ناشی از خوش‌بینی ایشان نسبت به وضعیت شرکت است، منجر به افزایش ارزش اختیار معامله آن شرکت در بازار سرمایه شده است. و بر عکس عدم گرایش سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت اختیار معامله شرکتی که برگرفته از بدبینی آن‌ها از وضعیت آینده آن شرکت است، کاهش ارزش اختیار معامله آن شرکت را در بر خواهد داشت. عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله اثر مستقیم و معنی‌دار دارد. عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران، که نتیجه در بر داشتن اطلاعات خاص و محرمانه شرکت‌ها توسط برخی سرمایه‌گذاران است، منجر به تأثیرگذاری بر نحوه قیمت‌گذاری اختیار معامله شرکت‌ها می‌شود.

واژه‌های کلیدی: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، عدم تقارن اطلاعاتی، قیمت‌گذاری اختیار معامله.

طبقه بندی JEL: G13 ، D82 ، G41

۱ گروه مدیریت و علوم اجتماعی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Mehdivakili0912@gmail.Com

۲ گروه مدیریت و علوم اجتماعی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). a_heidarzadeh@iau-tmb.ac.ir

۳ گروه مدیریت و علوم اجتماعی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mhdkeyvani@yahoo.com



۱- مقدمه

یکی از موارد مهم و تأثیرگذار در حیات بازارهای مالی^۱، رفتار سرمایه‌گذاران^۲ است. شناخت فرآیند تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان در بورس همواره موضوعی مهم برای مشارکت‌کنندگان و سرمایه‌گذاران در بورس بوده است. در اکثر کشورها محققان تلاش‌های قابل توجهی جهت مطالعه و درک رفتار سرمایه‌گذاری مشارکت‌کنندگان بازار و تأثیر این عوامل بر قیمت اوراق بهادار داشته‌اند، چرا که رفتارهایی که بر تصمیمات سرمایه‌گذاری^۳ مشارکت‌کنندگان در بازار تأثیر می‌گذارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. در طول دهه‌های اخیر، حوزه مالی وارد دوران فکری جدیدی شده است که برخی مفروضات اقتصاد و مالی مدرن را مورد انتقاد قرار می‌دهد. یکی از این مفروضات منطقی بودن سرمایه‌گذاران است که به طور جدی به چالش کشیده شده و مطالعات متعددی به بررسی این موضوع اختصاص یافته‌اند. امروزه این موضوع قوت گرفته که قیمت‌ها بیشتر توسط نگرش‌ها و فاکتورهای روانی تعیین می‌شوند تا متغیرهای بنیادی و بنابراین مطالعه روانشناسی بازار اهمیت بیشتری پیدا کرده است (سعادت‌زاده حصار و همکاران، ۱۴۰۰).

الگوهای سنتی قیمت‌گذاری^۴ از یک معادله استاندارد قیمت‌گذاری بهره می‌برند. این معادله از حداکثرسازی سود مشتق شده است و صرفاً بر پایه ریسک است. سرمایه‌گذاران با استفاده از اطلاعات منتشر شده توسط شرکت و پیش‌بینی‌های منطقی خود از این اطلاعات، تصمیم‌های عقلایی می‌گیرند و گرایش‌های احساسی و سوگیری‌ها، هیچ نقشی را در تصمیم‌گیری‌ها ایفا نمی‌کنند. چنین الگوهایی در نهایت منجر به نادیده گرفتن ابعاد رفتاری سرمایه‌گذاران می‌شوند (کیم و همکاران، ۲۰۱۶). مطالعات جدید نشان می‌دهند تصمیمات سرمایه‌گذاران تنها بر پایه ارزیابی شناختی و خروجی مورد انتظار نیست بلکه رفتارهای هنجاری^۵ سایرین، تعاملات اجتماعی^۶، رفتارهای احساسی^۷ و احتمالات ذهنی^۸ جمعی نیز بر رفتار سرمایه‌گذاران موثر است. دیدگاه مالی رفتاری بیان می‌کند سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایش‌های احساسی^۹ خود تصمیم می‌گیرند و رفتارهای احساسی آنان تأثیرات مهمی را در بازار بر جای می‌گذارد (آذربویه، ۱۳۹۹). گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذار، میزان خوشبینی و بدبینی سهامداران نسبت به یک سهام است که معمولاً به علت مشکل در ارزشگذاری شرکت‌ها رخ می‌دهد که منجر به تصمیم‌گیری مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی می‌شود. گرایش‌های احساسی را می‌توان تمایلات سرمایه‌گذاران به سفته بازی تعریف نمود. در نقطه مقابل، ارزش سهام شرکتی که دارای سابقه سودآوری طولانی بوده و دارای ثبات نسبی در پرداخت سود است از عینیت بیشتری برخوردار بوده و خیلی کمتر درگیر گرایش‌های احساسی سهامداران می‌شود (کیامهر و همکاران، ۱۳۹۹). بسیاری از پژوهشگران اعتقاد دارند که همه سرمایه‌گذاران از اطلاعات دریافت

¹ Financial Markets

² Investors Behavior

³ Investment Decisions

⁴ Traditional Pricing Method

⁵ Normative Behaviors

⁶ Social Interactions

⁷ Emotional Behaviors

⁸ Mental Probabilities

⁹ Emotional Tendencies

شده، برداشت یکسان نداشته و نسبت به روندها واکنش یکسانی نشان نمی‌دهند. در نتیجه تصمیمات آن‌ها، همیشه مطابق با تئوری‌های اقتصادی نیست. مطالعات رفتاری به بررسی این مساله به شیوه‌ای واقعی‌تر می‌پردازد. شرایط مبهم آتی و اشتباهات شناختی که در روانشناسی ریشه دارد باعث می‌شود، سرمایه‌گذاران در شکل‌گیری انتظارات تصمیم‌گیری و قضاوت، اشتباهات سیستماتیک داشته و با سوگیری‌های شناختی مواجه شوند. سوگیری‌های شناختی عبارت از نوعی آسیب‌پذیری شناختی در پردازش اطلاعات است. واژه سوگیری به معنی جانبداری و به‌عنوان نقص در ادراک، قضاوت و یا سایر فعالیت‌های شناختی ناشی از ندیدن و غفلت از بعضی جوانب به سود بعضی جوانب دیگر تعریف شده است (آسیابی اقدم و همکاران، ۱۴۰۰).

همچنین یکی از عوامل موثر در تصمیم‌گیری، اطلاعات مناسب و مرتبط با موضوع تصمیم است. در صورتیکه اطلاعات مورد نیاز به صورتی نامتقارن بین افراد توزیع شود، می‌تواند منجر به نتایج متفاوت نسبت به موضوعی واحد شود. بنابراین قبل از این که خود اطلاعات برای فرد تصمیم‌گیرنده مهم باشد، این کیفیت توزیع اطلاعات است که باید مورد ارزیابی قرار گیرد. یکی از نکات مهم در مورد بورس اوراق بهادار، بحث کارایی بازار است که بر طبق آن تمام اطلاعات موجود در بازار، اثر خود را بر روی قیمت سهام منعکس می‌کنند. شاید بتوان از دیدگاه فرضیه بازار کارا^۱، دلیل وجود حسابداری را عدم تقارن اطلاعاتی^۲ بیان کرد که در آن یکی از طرفین مبادله، اطلاعات بیشتری را نسبت به طرف مقابل در اختیار دارد. این امر به علت معاملات و اطلاعات درون گروهی بوجود می‌آید (واصلی و همکاران، ۱۳۹۶).

فعالان بازارهای سرمایه به دلیل شرایط حاکم بر بازارها، نوسان قیمت‌ها^۳ و عدم اطمینان از وضعیت آتی بازار، همواره با ریسک‌هایی مواجه هستند که ممکن است آن‌ها را در معرض زیان قرار دهد. برای این منظور همواره تلاش بر این بوده است که راهکارهای مناسبی برای پوشش ریسک‌های ناشی از نوسان قیمت‌ها^۴، اتخاذ شود و به عبارتی ریسک‌های پیش روی فعالان بازار سرمایه مدیریت شوند. یکی از ابزارهایی که در دنیا، در راستای این هدف ایجاد شده، اوراق مشتقه^۵ است و یکی از مهم‌ترین ابزارهای مشتقه در بازارهای مالی، قراردادهای اختیار معامله^۶ می‌باشند (امیری و همکاران، ۱۳۹۷). با توجه به مطالب بیان شده، این پژوهش به بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری اختیار معامله در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

¹ Efficient Market Hypothesis

² Information Asymmetry

³ Price Fluctuations

⁴ Covering the Risks of Price Volatility

⁵ Derivatives

⁶ Options Contracts

۲- ادبیات نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- ادبیات نظری

طی چند دهه گذشته، ظهور برخی پدیده‌های غیرعادی و استثناء در بازارهای مالی باعث شد که انتقادهای زیادی به نظریه‌های مالی وارد شود. این واقعیت، بحث‌های عمیق و احساس بی‌اعتمادی را نسبت به عملکرد نظریه‌های مالی سنتی^۱ بعنوان ابزارهای مهم در ارزش‌گذاری^۲ و پیش‌بینی قیمت دارایی‌ها ایجاد کرد و زمینه‌ساز پیدایش نظریه مالی رفتاری شد. دیدگاه مالی رفتاری^۳ بیان می‌کند که برخی تغییرات قیمت سهام هیچ دلیل بنیادی^۴ نداشته و عوامل روان‌شناختی نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها ایفا می‌کند (ژو و نیو^۵، ۲۰۱۶). در حقیقت، فعل و انفعال پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران^۶ منطقی قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام معامله‌گرهای اختلال‌زای^۷ بیشتر و یا معامله‌گرهای منطقی کمتری داشته باشد نوسانات قیمتی آن چشمگیر است (می‌چن^۸، ۲۰۱۰).

مالی رفتاری، بیانگر دو فرض اساسی است:

اولین فرض این است که سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایش‌های احساسی خود تصمیم می‌گیرند. در این‌جا گرایش احساسی به صورت اعتقاد به جریان‌های نقدی آتی^۹ و ریسک‌های سرمایه‌گذاری^{۱۰} تعریف شده که این اعتقاد توسط حقایق در دسترس ایجاد نشده است. دومین فرض این است که آربیتراژ در برابر سرمایه‌گذاران احساسی پر ریسک و پر هزینه است. بنابراین سرمایه‌گذاران منطقی یا آربیتراژگرها در برگرداندن قیمت‌ها به قیمت بنیادی، پرتکاپو نیستند. مالی رفتاری مدرن اعتقاد دارد که محدودیت‌هایی برای آربیتراژ وجود دارد (حیدر پور و همکاران، ۱۳۹۲).

احساسات بازار^{۱۱} عبارت از فضای رونق یا رکود بازار است. هنگامی که بازار در حالات رونق است، سرمایه‌گذاران مایلند سهام را حتی به قیمت بالاتر از ارزش واقعی خریداری نمایند. در این حالت سرمایه‌گذاران گرایش به پذیرش ریسک بیشتری دارند که این حاکی از اعتماد به بازار و شرایط اقتصادی است. در این حالت انتظار آن‌ها از بازار، اداره روند است و پیش‌بینی می‌کنند قیمت‌ها باز هم افزایش خواهد یافت (کیم و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۶). در بازارهای سرمایه، مجموعه‌ای از اطلاعات ناشی از احساسات اجتماعی در کنار اطلاعات منطقی وجود دارد، اینکه فرد به چه میزان بتواند بر احساسات اجتماعی خود غلبه کند و به ندای منطق گوش فرا دهد، مبین میزان موفقیت او در

¹ Traditional Financial Theories

² Valuation

³ Behavioral Financial Perspective

⁴ Fundamental

⁵ Zhu, B. & Niu

⁶ Arbitrage

⁷ Disruptive Traders

⁸ Mei-Chen Lin

⁹ Future Cash Flows

¹⁰ Investment Risks

¹¹ Market Sentiment

¹² Kim et al.

سرمایه‌گذاری مبتنی بر عقل است. گرایش‌های سرمایه‌گذاران اغلب از باورهای ذهنی نگه داشته شده یا اطلاعات غیرمرتبط با ارزش سهام سرچشمه می‌گیرد و می‌تواند موجب واکنش‌های افراطی یا واکنش‌های کم به اخبار خوب یا بد^۱، انتظارات متعصبانه مانند تمایل به سفته‌بازی و خوش‌بینی یا بدبینی سرمایه‌گذاران^۲ به ارزش واقعی سهام شود (براون و کلیف^۳، ۲۰۰۴). معمول‌ترین تعریف از گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران که در ادبیات مالی رفتاری بیشتر به آن توجه می‌شود، تعریف باکر و ورگلر^۴ (۲۰۰۶) است. باکر و ورگلر (۲۰۰۶) تمایلات سرمایه‌گذاران را تمایل به سفته‌بازی تعریف کردند که به ایجاد تقاضای نسبی برای سرمایه‌گذاری‌های سفته بازانه منتج شده و بر قیمت سهام آثار مقطعی می‌گذارد.

اولین بار در سال ۱۹۷۰، نظریه عدم تقارن اطلاعاتی از سوی آکرلوف^۵، اسپنس^۶ و استیگلیتز^۷ ارائه شد. این پژوهشگران نشان دادند که عدم تقارن اطلاعاتی ممکن است موجب افزایش گزینش مغایر در بازارها شود که این امر قبل از وقوع معامله برای افراد به وجود می‌آید. آنان نوعی بازار را به تصویر می‌کشند که در آن فروشنده نسبت به خریدار اطلاعات بیشتری در اختیار دارد (گرامی اصل و همکاران، ۱۳۹۴). دو نوع عمده از عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد:

نوع نخست: گزینش زیانبار^۸ (انتخاب نادرست) که سرچشمه بسیاری از مشکلات است، یک سرمایه‌گذار ممکن است از کیفیت شرکتی که قرار است تبدیل به یک شرکت عام شود مطمئن نباشد. سهامداران ممکن است از کفایت مدیری که انتخاب می‌کنند، مطمئن نباشند و سرمایه‌گذاران ممکن است از درستی اطلاعاتی که مدیریت در مورد شانس موفقیت‌های آینده شرکت ارائه داده مطمئن نباشند. در تمام این موارد عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد. زیرا یک طرف داد و ستد، اطلاعاتی دارد که طرف دیگر ندارد. تمام طرف‌های داد و ستد ممکن است از کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بهره‌مند گردند.

نوع دوم: مخاطره معنوی^۹ نامیده می‌شود. مشکلات زیادی را می‌توان در ارتباط با مخاطره معنوی یافت. مدیران شرکت‌ها ممکن است تصمیماتی بگیرند که برای سهامداران سودآور اما برای دارندگان اوراق قرضه زیان‌بار باشد. در تمام این موارد عدم تقارن اطلاعاتی بروز می‌کند. زیرا برخی از طرف‌های داد و ستد نمی‌توانند کارها و تصمیمات طرف‌های دیگر داد و ستد که بر منافع تمام طرف‌های داد و ستد تأثیر می‌گذارد را مشاهده نمایند (خانی و قجاوند، ۱۳۹۰).

ارزش‌گذاری اختیار معامله یکی از مباحث گسترده‌ای است که در ادبیات مالی مطرح شده است. این مبحث که به نظریه قیمت‌گذاری اختیار معامله مشهور است، متخصصان زیادی را به خود جلب کرده است که از بین آن‌ها

^۱ Low Reactions to Good or Bad News

^۲ Investors' Optimism or Pessimism

^۳ Brown & Cliif

^۴ Baker, M. & Wurgler

^۵ Akerlof

^۶ Spence

^۷ Stiglitz

^۸ Harmful Choice

^۹ Spiritual Risk

بلک و شولز^۱ شناخته شده‌تر هستند. این دو صاحب نظر، مدلی را ارائه کردند که حالت کلی داشته و تحت مفروضات خاص خود قیمت اختیار معامله را به دست می‌آورد. قبل از این دو بسیاری از اقتصاددانان تلاش کردند تا این مسأله را به نوعی حل کنند. هر چند که بنا بر معیارهای موجود برخی از این تلاش ناقص جلوه می‌کند، ولی می‌باید تأکید کرد که پیشرفت‌های فعلی بدون اتکاء بر تلاش‌های اولیه غیرممکن می‌بود. در اینجا، فقط به ذکر اسامی برخی از این افراد و نکات برجسته کار آن‌ها اشاره می‌کنیم. احتمالاً اولین مدل در زمینه قیمت‌گذاری اختیار معامله توسط باچلیر^۲ در سال ۱۹۰۰ میلادی ارائه شده است، وی در هنگام بررسی نوسانات قیمت سهام به برخی جنبه‌های ریاضی تئوری حرکت براونی قیمت سهام دست یافت. مدل ارائه شده توسط باچلیر با گذشت بیش از پنجاه سال مجدداً توسط کروایزنگا در سال ۱۹۵۶ مطرح گردید. نکته قابل توجه آنکه، برای نیم و یا بیش از نیم قرن اکثر پیشرفت‌های به دست آمده در خصوص قیمت‌گذاری اختیار معامله، مدل‌های اقتصاد سنجی موردی بودند. مدل ارائه شده توسط اسپرنکل در ۱۹۶۱، بونس در ۱۹۶۴، ساموئلسون در ۱۹۶۵ و کاسوف در ۱۹۶۹ نمونه‌ای از این مدل‌ها هستند. بلک و شولز^۳ توانستند معادله دیفرانسیلی‌ای را برای به‌دست آوردن فرمول دقیقی برای قیمت‌های اختیار خرید و اختیار فروش اروپایی حل نمایند. فرض اساسی در مدل بلک شولز برای سهامی که سود پرداخت نمی‌کنند، این است که قیمت‌های سهام از یک فرآیند تصادفی پیروی می‌کند و درصد تغییرات قیمت سهام در یک دوره زمانی کوتاه مدت دارای توزیع نرمال است. تئوری گزینه‌های واقعی بلک - شولز در قیمت‌گذاری اختیار معامله سهام نیز معمولاً فرض را بر این می‌گذارد که قیمت یک سهم در مقطع زمانی آتی با توجه به قیمت امروز آن، به صورت تابع لگاریتم نرمال است و این فرض دلالت بر این دارد که بازده سهام در یک دوره زمانی دارای توزیع نرمال است. هر چه افق زمانی گسترده‌تر باشد، میزان عدم اطمینان در مورد قیمت‌های آتی سهام افزایش می‌یابد. به طور اجمالی می‌توان گفت که انحراف معیار قیمت سهام متناسب با جذر مدت زمان مورد بررسی است. برای برآورد میزان نوسان پذیری قیمت یک سهم، با استفاده از روش تجربی باید قیمت سهام را در بازه‌های مشخص و ثابت زمانی (یعنی به صورت هر روز، هر هفته یا هر ماه) مشاهده کرد. در هر دوره زمانی نسبت قیمت سهام در پایان دوره را به قیمت سهام در ابتدای دوره را محاسبه نموده و میزان نوسان پذیری را به عنوان انحراف معیار تقسیم بر جذر طول دوره زمانی برحسب سال در نظر گرفت. ارزش‌گذاری اختیار معامله به صورت ایجاد یک بازه بدون ریسک متشکل از سهام و اختیار معامله مشخص می‌شود. چون که قیمت سهام و قیمت اختیار معامله هر دو وابسته به یک منبع عدم اطمینان هستند، همیشه امکان تشکیل چنین بازه‌هایی وجود دارد. باید توجه داشت که بازه تشکیل شده فقط برای مدت زمان خیلی کوتاه، بدون ریسک باقی می‌ماند ولی در صورت عدم وجود فرصت‌های آربیتراژی، بازده بدون ریسک همیشه برابر با نرخ بهره بدون ریسک است و این واقعیت است که مکانیزم تعیین قیمت اختیار معامله با توجه به قیمت سهام را ممکن می‌سازد. معادله اولیه بلک - شولز ارزش یک اختیار خرید یا اختیار فروش آمریکایی صادره بر روی سهامی که سود پرداخت نمی‌کند، را با استفاده از پنج متغیر

¹ Black and Scholes

² Bachelier

³ Black-Scholes Model

محاسبه می‌کند که این متغیرها عبارت از قیمت سهام^۱، قیمت اعمال^۲، نرخ بهره بدون ریسک^۳، نوسان پذیری قیمت سهم^۴ و زمان سررسید^۵ هستند.

بالاخره در سال ۱۹۷۳ بلک و شولز با فرض اینکه قیمت سهام به جای استفاده از فرآیند دو جمله‌ای از فرآیند حرکت براونی هندسی تبعیت می‌نماید، مدل خود را ارائه دادند. این مدل شباهت زیادی به مدل ارائه شده توسط ساموئلسون و بونس دارد. این دو از فرض ارزش‌گذاری تحت شرایط بی‌تفاوت نسبت به ریسک استفاده نمودند. این فرض بعداً توسط کاکس و راس به طور توأم و مرتون سال ۱۹۷۶ تشریح گردید (حسنلو و مردانلو، ۱۳۹۳).

۲-۲- مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۲-۱- مروری بر پیشینه خارجی

زقال و همکاران^۶ (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر احساسات بازار و عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری اختیار معامله پرداختند. این اثر به تأثیر نقص‌ها، مانند عدم تقارن اطلاعات و احساسات بازار، بر عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری اختیار معاملات اشاره می‌کند. به طور دقیق‌تر، این کار مدل قیمت‌گذاری بلک - شولز و همان مدل را در حضور نقص مقایسه می‌کند. این مطالعه بر اساس اختیارات معامله S&P 500 است که دوره زمانی بین ۲۰۰۰/۰۳/۱۷ و ۲۰۱۳/۰۶/۱۴ را پوشش می‌دهد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که به طور کلی، در صورت وجود نقص، مدل از مدل بلک-شولز موثرتر است. به نظر می‌رسد این تحقیق برای ادغام نقص در ارزیابی اختیارات امیدوارکننده باشد.

گایادر و مایر^۷ (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی اختیارات معامله سهام کارمندان و استفاده ناقص از مدل قیمت‌گذاری اختیارات معامله بلک - شولز پرداختند. در این تحقیق استفاده از مدل بلک - شولز در گزارشگری شناخته شده و معیوب مورد بررسی قرار گرفته است. این به دو هدف اصلی می‌رسد. در ابتدا، تحلیل انتقادی آن‌ها را در مورد موضوع حاصل از ترکیب تخصص رشته‌هایشان در آن گزارش می‌کند. دوم، آن‌ها مطالعه خود را به عنوان یک مثال هنوز مستند از آن نقص گزارش می‌دهند. استفاده ناقص از مدل بلک - شولز منجر به علامت‌گذاری خطاهای اندازه‌گیری مدل در گزارش، به ویژه در درآمد می‌شود. تجزیه و تحلیل آن‌ها منابع عمده اندازه‌گیری غلط حاصل را در بر می‌گیرد، عدم تطابق بین پارامتری سازی مدل بلک - شولز در مقابل فرمول قانونی شرایط قرارداد ای اس او^۸ و تغییر در ورودی مدل‌های تنظیم شده توسط تنظیم‌کننده‌ها است. این تنظیم‌کنندگان ادعا کردند که مقادیر غیرقابل اجتناب نادرست برای گزارش کافی است. مطالعه آن‌ها ورودی نرخ بدون ریسک را که به ندرت مورد مطالعه قرار گرفته است و بررسی می‌کند تا نشان دهد که اندازه‌گیری‌های اشتباه ناشی از آن به راحتی قابل

¹ Spot Price

² Strike Price

³ Risk-Free Interest Rate

⁴ Volatility of the Asset

⁵ Time to Maturity

⁶ Zghal et al.

⁷ Guyader & Meyer

⁸ Executive Stock Option

اندازه‌گیری است. آن‌ها انتظار دارند که این تحقیقات را در مورد اختلاف نظرهای حوزه‌های خود در مورد استفاده از کلاس قیمت‌های اختیارات بلک - شولز برای گزارش ادامه دهند.

چودوری و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در پژوهشی به پیش‌بینی قیمت سهام بازارهای مرزی با استفاده از یادگیری ماشین و مدل اصلاح شده اختیارات معامله بلک - شولز پرداختند. مدت‌ها است که مدل قیمت‌گذاری بلک - شولز برای ارزیابی اختیارات معامله سهام برای یافتن قیمت سهام مورد استفاده قرار گرفته است. در این کار، با استفاده از مدل بلک - شولز، یک روش مقایسه‌ای تحلیلی و تکنیکی عددی برای یافتن قیمت اختیارات معامله و قیمت اختیار خرید پیدا شده است و این دو قیمت به عنوان قیمت خرید و قیمت فروش سهام در بازارهای مرزی در نظر گرفته شد تا بتوان قیمت سهام (قیمت نزدیک) را پیش‌بینی کرد. برای یافتن پارامترهایی مانند قیمت اعتصابی و زمان انقضا برای محاسبه قیمت سهام بازارهای مرزی تغییراتی در مدل ایجاد شده است. برای بررسی نتیجه به دست آمده از استفاده از مدل بلک - شولز اصلاح شده، آن‌ها از روش یادگیری ماشین با استفاده از نرم‌افزار رپید ماینر^۲ استفاده کردند، جایی که الگوریتم‌های مختلفی مانند درخت تصمیم، روش یادگیری گروه و شبکه عصبی را در پیش گرفته‌اند. مشاهده شده است که، پیش‌بینی قیمت نزدیک با استفاده از یادگیری ماشین بسیار مشابه آنچه با استفاده از مدل بلک - شولز بدست آمده است. رویکرد یادگیری ماشین پیش‌بینی بهتری نسبت به مدل بلک - شولز است، زیرا مدل بلک - شولز شامل پارامتر ریسک و سود سهام است که به طور مداوم تغییر می‌کند. آن‌ها همچنین نوسانات را به صورت عددی محاسبه کرده‌اند. با افزایش قیمت سهام به دلیل قیمت بیش از حد، نوسانات با سرعت فوق‌العاده‌ای افزایش می‌یابد و هنگامی که نوسانات بسیار بالا می‌رود، بازار رو به سقوط است که با استفاده از مدل بلک - شولز اصلاح شده آن‌ها مشاهده و تعیین می‌شود. مدل بلک - شولز اصلاح شده پیشنهادی نیز بر اساس تشابه معادله شرودینگر^۳ و معادله گرما در فیزیک کوانتوم توضیح داده شده است.

راپانده و همکاران^۴ (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر احساسات سرمایه‌گذار بر نوسانات عایدی سهام پرداختند و از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و روش گارچ و همچنین داده‌های ماهانه بورس ژوهانسبورگ در بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که ارتباط معنی‌داری بین احساسات سرمایه‌گذار و نوسانات عایدی سهام وجود دارد و بنابراین مالی رفتاری می‌تواند رفتار عایدی سهام در بورس ژوهانسبورگ را توضیح دهد.

هو و همکاران^۵ (۲۰۱۹) در پژوهشی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران بر نقد شوندگی بازار سهام در کشور چین را مطالعه کردند. نتایج تجربی پژوهش آن‌ها نشان داد که احساسات سرمایه‌گذار تأثیر مثبت بر نقد شوندگی بازار سهام دارد. همچنین توانایی شناخت اطلاعات بر نقد شوندگی بازار سهام تأثیر منفی دارد. همچنین، حجم زیاد و انفجاری اطلاعات در بازار صعودی باعث افزایش نقدینگی می‌شود درحالی‌که این تأثیر در بازار نزولی ضعیف است.

^۱ Chowdhury et al.

^۲ RapidMiner

^۳ Schrodinger Equation

^۴ Rupande et al.

^۵ Hu et al.

لی^۱ (۲۰۱۸) پژوهشی با عنوان عدم تقارن اطلاعات، قیمت‌گذاری گمراه‌کننده و انتشار اوراق بهادار انجام داد. در این پژوهش به بررسی اثر قیمت‌گذاری گمراه‌کننده ناشی از عدم تقارن اطلاعات بر انتشار اوراق بهادار پرداخته است. نتایج و یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که زمانی که مدیران براساس اطلاعات شخصی خود به این نتیجه برسند که اوراق بهادار شرکت زیر قیمت ذاتی معامله می‌شود، از انتشار سهام جلوگیری می‌کنند.

۲-۲-۲- مروری بر پیشینه داخلی

نیکو و همکاران (۱۳۹۹) پژوهشی با عنوان گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و قیمت‌گذاری نادرست سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. هدف از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر قیمت‌گذاری نادرست سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. بدین منظور جهت اندازه‌گیری قیمت‌گذاری نادرست سهام از مدل رودز و همکاران (۲۰۰۵) و برای اندازه‌گیری گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به ترتیب از شاخص جونز و انحراف معیار باقیمانده رگرسیون استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از اطلاعات ۱۰۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۶ (۱۰ سال-شرکت) استفاده شده است و برای تجزیه و تحلیل آن‌ها و آزمون فرضیه‌ها، الگوی رگرسیون خطی چندگانه مورد استفاده قرار گرفته است. شواهد و نتایج تجربی پژوهش حاکی از آن است که هر دو متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک دارای اثر مثبت و معنادار بر روی قیمت‌گذاری نادرست سهام هستند. به این معنی که با افزایش گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، قیمت‌گذاری نادرست سهام نیز افزایش می‌یابد و بالعکس. همچنین نقش تعدیل‌گر گرایش احساسی سرمایه‌گذار بر ارتباط بین نوسانات غیرسیستماتیک و قیمت‌گذاری نادرست سهام نیز دارای اثر مثبت و معنادار است.

امیری و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی استراتژی سرمایه‌گذاری در قراردادهای اختیار معامله با روش قیمت‌گذاری بلک - شولز (مطالعه موردی قراردادهای اختیار معامله سکه طلا در بورس کالای ایران) پرداختند. هدف این مقاله، بررسی قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار معامله سکه طلا در بورس کالای ایران بر اساس مدل بلک - شولز و شناسایی استراتژی‌های سودآور قراردادهای اختیار معامله می‌باشد. برای این منظور، قیمت‌های تئوریک اختیار معامله با روش بلک - شولز، در بازه زمانی دی ماه ۱۳۹۵ تا شهریور ماه ۱۳۹۶ هم برای قراردادهای اختیار معامله خرید و هم قراردادهای اختیار معامله فروش سکه طلا به تفکیک هر سرسید محاسبه و با قیمت بازار مقایسه شده است. نوسان‌پذیری قیمت سکه در بازار نیز به روش گارچ برآورد و به عنوان یک متغیر در مدل بلک - شولز لحاظ شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که قیمت بازاری اختیار معامله خرید و فروش سکه طلا در بورس کالای ایران در سطوح مختلف قیمت‌های اعمال، در ۵۳ الی ۱۰۰ درصد روزهای سرمایه‌گذاری، کمتر از قیمت تئوریک بوده است. همچنین در خصوص قراردادهای اختیار معامله سکه طلا در بورس کالای ایران

¹ Lee

با سررسید دی ماه ۱۳۹۵، استراتژی خوش‌بینانه قرارداد اختیار خرید و در خصوص قراردادهای اختیار معامله سکه طلا در بورس کالای ایران با سررسید آبان ماه ۱۳۹۶، استراتژی‌های پروانه‌ای فروش و خوش‌بینانه قرارداد اختیار خرید، در تمامی روزهای سرمایه‌گذاری کاملاً سود ده بوده است.

پیرایش و مظفری (۱۳۹۷) پژوهشی با عنوان عدم تقارن اطلاعاتی و تأثیرات آن بر بازار سرمایه انجام دادند. مبنای تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان در بازار سرمایه، اطلاعاتی است که از سوی شرکت‌ها، منتشر می‌شود. بهره‌گیری از این اطلاعات و تصمیم‌گیری صحیح زمانی امکان‌پذیر است که اطلاعات یاد شده به موقع، مرتبط، با اهمیت و نیز کامل، دقیق و قابل فهم ارائه گردد. از سوی دیگر، نوع و چگونگی دستیابی به اطلاعات نیز از اهمیت بسزایی برخوردار است. در صورتی که انتقال اطلاعات به صورت نابرابر و نامتقارن، بین افراد صورت گیرد و اصطلاحاً عدم تقارن اطلاعاتی به وجود آید می‌تواند نتایج متفاوتی را نسبت به یک موضوع واحد سبب شود. یافته‌ها نشان می‌دهد این پدیده پیامدهای نامطلوب مختلفی از قبیل کاهش کارایی بازار، افزایش هزینه‌های معاملاتی، مشارکت حداقلی سرمایه‌گذاران، ضعف بازار، نقد شوندگی پایین و به طور کلی کاهش سود حاصل از معاملات در بازارهای سرمایه را در پی دارد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه مطالعاتی پژوهش، تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند که اختیار خرید یا فروش آن‌ها، در بازار اختیار معامله بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۶/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۹/۱۲/۳۰ مورد معامله قرار گرفته است. برای انجام تحلیل‌ها و آزمون فرضیه‌ها، تعداد ۲۵ شرکت در دوره زمانی چهار ساله به صورت فصلی در بازه زمانی فوق مورد بررسی قرار گرفته‌اند و در نهایت تعداد چهارصد مشاهده شرکت-سال در تحلیل‌ها منظور شده است.

۳-۲- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله تأثیر معناداری دارد.

فرضیه دوم: عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله تأثیر معناداری دارد.

۳-۳- مدل و روش اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش و به منظور اندازه‌گیری متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، به پیروی از پژوهش‌های زقال و همکاران (۲۰۲۰)، متغیر عدم تقارن اطلاعاتی به پیروی از مدل هاتن و همکاران (۲۰۱۴) و متغیر قیمت‌گذاری اختیار معامله به پیروی از مدل بلک-شولز (۲۰۰۵) اندازه‌گیری شده است.

$$OP_{i,t} = \alpha + \beta_1 IA_{i,t} + \beta_2 IET_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای محاسبه متغیر قیمت‌گذاری اختیار معامله از مدل بلک - شولز استفاده می‌کنیم که از طریق معادلات زیر بدست آمده است.

$$C = SN(d_1) - N(d_2)Ke^{-rt}$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

$$P = Ke^{-rT}[1 - N(d_1)] - S[1 - N(d_2)]$$

در معادلات فوق C قیمت اختیار خرید اروپایی، K قیمت توافقی اختیار معامله، $N(d)$ تابع توزیع نرمال تجمعی، r نرخ سود بدون ریسک، T زمان تا سررسید و S قیمت دارایی پایه می‌باشد.
 σ : انحراف معیار بازدهی دارایی تعیین شده.
 e^{-rt} : ارزش فعلی با نرخ سود مرکب پیوسته r و دوره T .
 Ke^{-rt} : ارزش فعلی K بر حسب نرخ سود بدون ریسک مرکب پیوسته.
 $N(d_1)$ و $N(d_2)$: عبارتند از احتمال کوچکتر یا مساوی بودن یک متغیر از (d_1) و (d_2) در یک توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار واحد.

متغیر عدم تقارن اطلاعاتی از طریق معادله ذیل محاسبه می‌شود:

$$IA = \frac{IV\ Call}{IV\ Put}$$

که در رابطه فوق:

$IV\ Call_{i,t}$: به معنی نوسانات ضمنی اختیار خرید^۱ است.

$IV\ Put_{i,t}$: به معنی نوسانات ضمنی اختیار فروش^۲ است.

که نوسانات ضمنی اختیار خرید و اختیار فروش با استفاده از ماشین حساب نوسان پذیری ضمنی بورس محاسبه شده است. اگر اطلاعات مثبت (منفی) باشد، در نتیجه $IA > 1$ ($IA < 1$) است. در واقع، نوسانات ضمنی اختیار خریدها بیشتر (کمتر) از اختیار فروشها است، زمانی که سرمایه‌گذاران قیمت اختیار خریدها را توسط سرمایه‌گذاران آگاه و با اطلاعات مثبت (منفی) تحت تأثیر قرار می‌دهند و بالعکس (زقال و همکاران، ۲۰۲۰)، (کرمرز و وینباوم، ۲۰۱۰) و (کرچلر، ۲۰۰۹).

¹ Implied Volatility of Call Option

² Implied Volatility of Put Option

متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران از طریق معادله ذیل محاسبه می‌شود:

$$IET = \frac{\frac{VCall_{i,t}}{OICall_{i,t}}}{\frac{VPut_{i,t}}{OIPut_{i,t}}}$$

که در رابطه فوق:

$VCall_{i,t}$: به معنی نوسانات اختیار خرید^۱ است.

$OICall_{i,t}$: به معنی تعداد موقعیت‌های باز اختیار خرید^۲ است.

$VPut_{i,t}$: به معنی نوسانات اختیار فروش^۳ است.

$OIPut_{i,t}$: به معنی تعداد موقعیت‌های باز اختیار فروش^۴ است.

اگر $IET > 1$ باشد، پس گرایش احساسی سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت پایه افزایش یافته است.

در واقع، نسبت نوسانات اختیار خرید به موقعیت‌های باز اختیار خرید، فعالیت‌های بیش از حد سفته‌بازانه سرمایه‌گذاران را که معتقدند قیمت پایه افزایش می‌یابد، اندازه‌گیری می‌کند. از طرف دیگر، نسبت نوسانات اختیار فروش به موقعیت‌های باز اختیار فروش فعالیت‌های بیش از حد سفته‌بازانه سرمایه‌گذاران را که معتقدند قیمت پایه کاهش می‌یابد، اندازه‌گیری می‌کند. در نتیجه، احساسات سرمایه‌گذاران در بازار برای قیمت پایه افزایش می‌یابد. در نتیجه، احساسات سرمایه‌گذاران برای اختیار معامله اختیار خرید صعودی و برای اختیار معامله اختیار فروش نزولی است.

از سوی دیگر، اگر $IET < 1$ باشد، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت پایه کاهش یافته است، در نتیجه، احساسات سرمایه‌گذاران برای اختیار معامله اختیار خرید نزولی و برای اختیار معامله اختیار فروش صعودی است.

در واقع، وقتی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بازار صعودی (نزولی) است، سرمایه‌گذاران خواستار پوشش بیشتر با اختیار معامله اختیار خرید (اختیار فروش) هستند. در این زمینه، اختیار خریده‌ها (اختیار فروش‌ها) در مقایسه با اختیار فروش‌ها (اختیار خریده‌ها) گران می‌شوند، زیرا وقتی سازنده بازار اختیار خریده‌ها (اختیار فروش‌های) بیشتری صادر می‌کند، با هزینه‌های بالاتری برای پوشش مواجه می‌شود. به دلیل انزجار از ریسک، یک سرمایه‌گذار حق بیمه را افزایش می‌دهد هنگامی که تعداد اختیار خریده‌ها (اختیار فروش‌های) صادر شده افزایش می‌یابد (بولن و وهلی^۵، ۲۰۰۴). با این وجود، اگر اطلاعات خصوصی مثبت باشد، افزایش در ارزش IET به معنای بهبود احساسات سرمایه‌گذاران در بازار است که قیمت اختیار خرید (فروش) را به سمتی افزایشی (کاهش) سوق می‌دهد. از طرف دیگر، کاهش در مقدار IET به معنای بدتر شدن احساسات سرمایه‌گذاران در بازار است، که

¹ Volatility of Call Option

² Open Interest of Call Option

³ Volatility of Put Option

⁴ Open Interest of Put Option

⁵ Bollen & Whaley

ارزش اختیار خرید (فروش) را به سمتی کاهشی (افزایشی) سوق می‌دهد (زفال و همکاران، ۲۰۲۰) و (چان و همکاران^۱، ۲۰۱۵).

۴- آزمون فرضیه‌ها و یافته‌های پژوهش

۴-۱- آمار توصیفی

مهمترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال قیمت‌گذاری اختیار معامله به طور میانگین ۰/۱۵۶ است، که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر، پیرامون این نقطه تمرکز یافته‌اند. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر قیمت‌گذاری اختیار معامله برابر ۰/۱۰۷ است. میزان عدم تقارن منحنی فراوانی را چولگی می‌نامند. ضریب چولگی توزیع نرمال صفر است. اگر ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگر منفی باشد، چولگی به چپ وجود خواهد داشت. به عنوان مثال قیمت‌گذاری اختیار معامله با مقدار ۲/۳۲۵۶، چولگی به راست دارد. میزان کشیدگی منحنی فراوانی نسبت به منحنی نرمال استاندارد را برجستگی یا کشیدگی گویند. ضریب کشیدگی توزیع نرمال عدد سه است. اگر مقدار کشیدگی یک توزیع بزرگتر از سه باشد، آن توزیع کشیده تر از توزیع نرمال است و اگر کوچکتر از سه باشد، آن توزیع کوتاه تر از توزیع نرمال یا پهن تر از توزیع نرمال است. ارقام این شاخص هم در جدول بیانگر همین موضوع است.

نگاره ۴-۱ آمار توصیفی

نام متغیر	OP _{i,t}	IA _{i,t}	IET _{i,t}	LEV _{i,t}	ROA _{i,t}	MTB _{i,t}	SIZE _{i,t}
میانگین	۰/۱۵۶	۱۷/۲۸	-۰/۰۰۸	۲/۶۷۲۷	۰/۶۲۱۲	۰/۱۴۱۹	۱/۹۹۸۸
میان	۰/۱۴۳	۱۸	-۰/۰۱۱	۲/۷۰۸۰	۰/۶۱۹۷	۰/۱۲۴۱	۲/۰۵۳۴
انحراف معیار	۰/۱۰۷	۷/۰۱	۰/۳۲	۰/۵۳۱۶	۰/۲۳۲۲	۰/۱۳۵۹	۱۰/۱۴۵۶
چولگی	۲/۳۲۵۶	-۰/۰۴۶	۰/۷۸۹۶	-۰/۱۶۰۸	۱/۴۲۳۱	۰/۳۱۰۸	-۹/۲۰۷۶۴
کشیدگی	۵/۳۴۲۶	-۱/۱۱	۱/۱۵۶۲	۰/۳۹۵۵	۷/۲۹۷۷	۲/۰۹۲۶	۱۹۳/۳۲۳۹
آماره جاک-برا	۰.۰۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲
تعداد مشاهده	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

¹ Chan et al.

۴-۲- آمار استنباطی

در ابتدا برای اینکه بتوان از تحلیل رگرسیون استفاده کرد و به نتایج پژوهش باور داشت، بررسی فرضیه‌های اساسی رگرسیون شامل نرمال بودن باقیمانده‌ها، پایایی متغیرها، استقلال باقیمانده‌ها، عدم هم‌خطی بین متغیرهای مستقل، آزمون می‌شود.

الف) به منظور بررسی مانایی متغیرهای پژوهش از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱ استفاده شده است. این آزمون فرضیه وجود ریشه واحد در مقادیر سری را مورد آزمون قرار می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده، سری‌های مورد مطالعه در سطح خطای پنج درصد مانا هستند. بنابراین رفتار مقادیر متغیرها، در طول زمان دستخوش تغییرات رونددار نخواهد شد.

ب) برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها از آماره دربین-واتسون^۲ استفاده شده است. همانطور که در جداول نتایج نهایی آزمون مدل‌های مربوط به فرضیه‌های پژوهش مشخص است، در صورتی که مقدار کران بالا و پایین آماره مذکور با توجه به تعداد مشاهدات و تعداد متغیرهای مستقل (بدون لحاظ عرض از مبدا) در محدوده مناسب باشد، می‌توان در عدم وجود خود همبستگی اظهار نظر کرد. با توجه به قرار گرفتن آماره مذکور در محدوده ۲/۳۲، بنابراین استقلال باقیمانده‌های مدل رگرسیون مورد قبول است.

ج) برای بررسی همخطی (وجود ارتباط بین متغیرهای مستقل) از آماره عامل تورم واریانس استفاده شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد، مشکل همخطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. با توجه به تأیید فرضیه‌های فوق، می‌توان به نتایج حاصل از مدل برازش شده اطمینان داشت.

۴-۳- آزمون همجمعی متغیرها

مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی بوده باشند (نامانا باشند)، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات (مانا) است. بنابراین مفهوم همجمعی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که متغیر اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند.

به طور خلاصه متغیرها باید مانا باشند، چنانچه متغیر در سطح مانا نباشد و با تفاضل‌گیری مانا شود باید قبل از آزمون معادله تفاضل‌گیری انجام شود ولی با تفاضل‌گیری حتی یک متغیر به خاطر اینکه مبنای ایویوز، نرم‌افزار اکسل است برای همه متغیرها سطح اول حذف خواهد شد. با حذف هر سطح درجه آزادی کمتر می‌شود، بابت پیشگیری از تفاضل‌گیری آزمون یوهانسون انجام می‌شود. اگر داده‌ها حداقل یک متغیر همگرا داشته باشند دیگر نیاز به تفاضل‌گیری نیست.

¹ Augmented Dickey Foulter

² Durbin-Watson

نگاره ۴-۲ آزمون همجمعی

سطح معناداری	آماره تی	
۰.۰۰۱۸	-۲.۹۰۸۴۱۹	Panel ADF-Statistic
۰.۰۰۰۰	-۴.۲۰۶۸۲۹	Group ADF-Statistic

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که در جدول بالا مشاهده می‌شود با توجه به مقدار سطح معناداری که کمتر از پنج درصد است، در دو حالت فردی و گروهی حالت همگرایی و یا همجمعی تأیید می‌شود.

۴-۴- آزمون فرضیه‌های پژوهش

اساس اطلاعات بدست آمده از جدول فوق، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت‌گذاری اختیار معامله دارد. لذا فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاران به قیمت اختیار معامله یک شرکت، که ناشی از خوش‌بینی ایشان نسبت به وضعیت شرکت است، منجر به افزایش ارزش اختیار معامله آن شرکت در بازار سرمایه شده است. و بر عکس عدم گرایش سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت اختیار معامله شرکتی که برگرفته از بدبینی آن‌ها از وضعیت آینده آن شرکت است، کاهش ارزش اختیار معامله آن شرکت را در بر خواهد داشت. همچنین عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد و این فرضیه پژوهش نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران، که نتیجه در برداشتن اطلاعات خاص و محرمانه شرکت‌ها توسط برخی سرمایه‌گذاران است، منجر به تأثیرگذاری بر نحوه قیمت‌گذاری اختیار معامله شرکت‌ها می‌شود. در خصوص متغیرهای کنترلی، اندازه شرکت و اهرم مالی تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت‌گذاری اختیار معامله دارند و متغیرهای بازده دارایی و ارزش بازار به ارزش دفتری ارتباط معناداری با متغیر وابسته ندارند.

با توجه به مقدار ضریب تعیین تعدیل شده، حدود ۶۶٪ تغییرات متغیر وابسته را می‌توان از روی متغیرهای توضیحی شناسایی کرد. آماره دربین-واتسون محاسبه شده نیز بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندهای مدل رگرسیون است و استقلال باقیمانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد.

نگاره ۴-۳ نتایج نهایی آزمون مدل رگرسیون مربوط به فرضیه‌های پژوهش

آزمون	نوع	آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال آماره
چاو	ترکیب‌پذیری (پنل یا پولد)	افلیمر	۱/۴۸۹۴۱۰	(۲۱۰، ۱۰۴۳)	۰/۰۰۰
هاسمن	اثربرداری (ثابت یا تصادفی)	کای‌دو	۲۶/۲۴۲۵۷۴	۱۲	۰/۰۰۹۹
متغیر وابسته: OP			نماد متغیر: قیمت‌گذاری اختیار معامله		
مدل: رگرسیون ترکیبی			نوع: با اثرات ثابت		
مقاطع (تعداد): ۲۵		دوره‌ها (تعداد): ۱۶		مشاهده‌ها (شرکت-سال): ۴۰۰	

نام متغیرهای توضیحی	نماد متغیر توضیحی	ضرایب	خطای استاندارد	آماره تی	سطح معنی‌داری	عامل تورم واریانس	ارتباط
عرض از مبدا	C	-۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۱۱۹	-۱/۲۵۶۸	۰/۲۰۹۲	-----	-----
عدم تقارن اطلاعاتی	IA	۰/۰۸۷	۰/۰۱۵۸۷	۸/۳۵۳۴	۰/۰۱۵	۱/۴۷	معنادار
گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران	IET	۰/۴۲۲	۰/۵۶۲	-۲/۲۲۷۵	۰/۰۰۹	۳/۳۶	معنادار
اهرم	LEV	۰/۰۱۲۵	۰/۰۹۵۲۸	۲/۳۶۳۵	۰/۰۰۰۱	۲/۰۲	معنادار
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۱۲	۰/۰۹۸	۲/۰۲۳۶	۰/۲۱۰	۳/۲۲	بی‌معنی
ارزش بازار به ارزش دفتری	MTB	۰/۰۱۹۸	۰/۱۲۵۸	۰/۰۵۹۸	۰/۳۲۱	۱/۵۴۸	بی‌معنی
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۱۵۲	۰/۲۱۲۶	۲/۲۱۵۴	۰/۰۳۵۹۸	۴/۱۵	معنادار
آماره اف فیشر	۱/۸۵۹۶		ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۵۹۸		
احتمال آماره اف فیشر	۰/۰۰۰۳۲		آماره دربین - واتسون		۲/۳۲۲۷۱		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

۵-۱- نتیجه‌گیری

به سبب نقش انکار ناپذیری که اطلاعات در بازار سرمایه دارد، گرانترین دارایی در بازار بورس اوراق بهادار، اطلاعات است. در بورس اوراق بهادار، اگر اطلاعات در مورد سهام را نهاده تلقی کنیم، قیمت سهام ستاده یا محصول خواهد بود. قیمت اوراق بهادار به اطلاعاتی ارتباط می‌یابد که سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری، از آن برخوردارند. اطلاعات، تعیین قیمت و تغییر قیمت را توجیه می‌کند. بنابراین، سرمایه‌گذاران مطلع، راهبردهای خود را بر مبنای به کارگیری اطلاعات جدید، تدوین و توجیه می‌کنند. از سوی دیگر، نوع و چگونگی دستیابی به اطلاعات نیز حائز اهمیت است. در صورتی که انتقال اطلاعات به صورت نابرابر و نامتقارن، بین افراد صورت گیرد می‌تواند نتایج متفاوتی را نسبت به یک موضوع واحد سبب شود. در میان بازارها، بازاری که نیاز به شفافیت اطلاعاتی جهت تصمیم‌گیری افراد و سازمان‌ها را شدیداً در خود احساس می‌کند، بازار سرمایه است. بازار سرمایه، به مشابه بخشی از بازارهای مالی، نقش مهمی را در اقتصاد بازی می‌کند. بازار سرمایه در کنار سایر بازارهای مالی، جریان منابع مالی متناسب با میزان فعالیت‌های اقتصادی را تنظیم می‌کند. از طریق چنین بازارهایی است که پس‌اندازهای افراد و سازمان‌ها در بخش‌های مختلف اقتصاد ملی، برای سرمایه‌گذاری در صنعت به شرکت‌ها منتقل می‌شود. با افزایش عدم تقارن اطلاعات، درک موقعیت واقعی سرمایه‌گذاران بازار، برای مدیران مشکل خواهد بود. بنابراین در موقعیتی که عدم تقارن اطلاعات بالاست، مدیران تخمینی محافظه کارانه از اطلاعات بازار ایجاد خواهند کرد. از این رو عدم

تقارن اطلاعات به طور بالقوه می‌تواند منجر به اشتباهات یا ریسک‌های بزرگی گردد. در طول سال‌های اخیر، مطالعات و تحقیقات مالی وارد دوران فکری جدیدی شده است که در برخی از آن‌ها، مفروضات اقتصاد مالی مدرن مورد انتقاد قرار گرفته است. یکی از این مفروضات، منطقی بودن سرمایه‌گذاران است که به‌طور جدی به چالش کشیده شده و مطالعات متعددی به بررسی این موضوع اختصاص یافته‌اند. امروزه این موضوع قوت بیشتری گرفته است که قیمت‌ها بیشتر توسط نگرش‌ها و فاکتورهای روانی تعیین می‌شوند تا متغیرهای بنیادی و بنابراین مطالعه روانشناسی بازار اهمیت بیشتری پیدا کرده است. در نتیجه باید بر اساس متغیرهای احساسی، شرایط رفتاری فعالان بازار سهام را بررسی کرد. به عبارت دیگر، بجز عوامل بنیادی، باید تأثیر عوامل رفتاری و احساسی سرمایه‌گذاران را نیز بر قیمت سهام در نظر گرفت.

۵-۲- مقایسه نتایج پژوهش با نتایج سایر پژوهش‌ها

در تئوری مالی در رابطه با آزمون فرضیه اول پژوهش این نتیجه بدست آمده است که گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله تأثیر مستقیم و معنی‌دار دارد. این یافته با یافته پژوهش زقال و همکاران (۲۰۲۰) همسو است. در واقع زقال و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود دریافتند که گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله اثر مستقیم دارد. همچنین راپانده و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهش خود دریافتند که احساسات سرمایه‌گذاران، تأثیری مثبت بر نوسانات عایدی سهام در بورس اوراق بهادار ژوهانسبورگ دارد. نیکو و همکاران (۱۳۹۹) نیز در پژوهش خود به بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر قیمت‌گذاری نادرست سهام پرداختند. نتایج تجربی پژوهش حاکی از آن است که هر دو متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک دارای اثر مثبت و معنادار بر روی قیمت‌گذاری نادرست سهام هستند.

در ارتباط با فرضیه دوم پژوهش تأثیر مثبت و معنی‌دار عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری اختیار معامله بدست آمده است. زقال و همکاران (۲۰۲۰) نیز به همین یافته رسیدند که عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری اختیار معامله اثر مستقیم و معنی‌دار دارد. لی (۲۰۱۸) در پژوهش خود به این نتیجه رسید که زمانی که مدیران براساس اطلاعات شخصی خود به این نتیجه برسند که اوراق بهادار شرکت زیر قیمت ذاتی معامله می‌شود، از انتشار سهام جلوگیری می‌کنند و عدم تقارن اطلاعات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر اثر قیمت‌گذاری همراه کننده بر انتشار اوراق بهادار دارد.

۵-۳- پیشنهادات

سازمان بورس و اوراق بهادار به عنوان مقام نظارتی در بازار سرمایه ایران می‌بایست به منظور جهت‌دهی بازار به سمت کارایی، راهکارهایی عملی اتخاذ نماید تا از وجود اطلاعات بیشتر یکی از طرف‌های فعال در بازار نسبت به دیگری و داشتن مزیتی در این رابطه و در نتیجه حاکمیت سیستم اطلاعاتی نامتقارن در آنکه خود می‌تواند به گزینش نادرست و خطر اخلاقی منجر گردد جلوگیری نماید. از سوی دیگر، این سازمان می‌بایست از طریق نظارت

بیشتر بر کیفیت و نه تنها کمیت و ارائه به موقع گزارش‌های مالی تهیه شده از طریق شرکت‌های فعال در بازار و همچنین روابط نمایندگی حاکم در این شرکت‌ها آن‌ها را به ارائه اطلاعاتی دقیق، واقعی و با کیفیت ملزم نماید. سازمان بورس و اوراق بهادار می‌بایست عمق بازار اختیار معامله را افزایش دهد و شرکت‌های فعلی بازار و یا شرکت‌هایی که برای اولین بار در بورس اوراق بهادار پذیرش می‌شوند، ملزم به این شوند که در بازه زمانی مشخص معاملات اختیار معامله شرکت را عملیاتی سازند.

با توجه به اینکه بیشتر عمق بازار به سمت معاملات اختیار خرید است، سازمان بورس و اوراق بهادار می‌بایست از طریق راهکارهای آموزشی بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران را به سمت بازار اختیار معامله دو طرفه سوق دهد. از سوی دیگر، ایجاد جوی برای اعتماد سرمایه‌گذاران (بالقوه و بالفعل) به شرکت‌ها از طریق مکانیزم‌هایی مختلف مانند فرهنگ‌سازی ورود به بازارهای مالی به نحوی که مدیران شرکت‌ها اجازه سوءاستفاده و تقلب و فساد را به خود ندهند یا تصویب مقررات به شدت سخت‌گیرانه در برابر شرکت‌های خطاکار منجر می‌شود که رفتار تقاضا برای اطلاعات به سمت کسب تمام اطلاعات محرمانه حرکت نکند.

به کارگزاران و مشاوران مالی فعال در بازار بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود، علاوه بر متغیرهای اقتصادی و حسابداری تأثیرگذار بر نوسانات قیمت سهام، به ویژگی‌های رفتاری سرمایه‌گذاران نیز توجه شود. سرمایه‌گذاران باید هنگامی که در بازار اخبار هیجانی و احساساتی زودگذر وجود دارد، با دقت بیشتری به خرید و فروش سهام مبادرت ورزند.

فهرست منابع

- آذر بویه، نرگس. (۱۳۹۹). مرورری بر منشاء رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و تأثیرات آن بر بازار بورس. جغرافیا و روابط انسانی، دوره ۳، شماره ۲.
- آسیابی‌ا قدم، لیلا، رحیم‌زاده، اشکان، فلیحی، نعمت، رجایی، یداله. (۱۴۰۰). انتخاب سبد دارایی سهام مبتنی بر روش اقتصاد رفتاری (مورد مطالعه بازار بورس تهران)، فصلنامه اقتصاد مالی، سال پانزدهم، شماره ۵۵، صفحه ۱۸۹-۱۵۵.
- امیری، مهدیه و میرزاپور باباجان، اکبر و اکبری مقدم، بیت اله. (۱۳۹۷). بررسی استراتژی سرمایه‌گذاری در قراردادهای اختیار معامله با روش قیمت‌گذاری بلک-شولز (مطالعه موردی: قراردادهای اختیار معامله سکه طلا در بورس کالای ایران). فصلنامه علمی پژوهشی، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال یازدهم، شماره چهل ام.
- پیرایش، رضا و مظفری، سعید. (۱۳۹۷). عدم تقارن اطلاعاتی و تأثیرات آن بر بازار سرمایه. مطالعات نوین کاربردی در مدیریت و اقتصاد، سال اول، شماره ۳، صص ۸۳-۹۶.
- حسنلو، خدیجه و مردانلو، سیما. (۱۳۹۳). تحلیل حساسیت قیمت‌گذاری اختیار خریدهای اروپایی به روش درخت دو جمله‌ای. فصلنامه نظریه‌های نوین اقتصادی، سال دوم، شماره ۱، پیاپی ۲، صص ۱۵۷-۱۷۷.

- حیدرپور، فرزانه و تاری وردی، یداله و محرابی، مریم. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال ششم، شماره ۱۷، صص ۱-۱۳.
- خانی، عبدالله و قجاوند، زیبا. (۱۳۹۰). مروری بر ادبیات عدم تقارن اطلاعاتی و معیارهای اندازه‌گیری آن. حسابداری و مدیریت مالی، شماره ۸، صص ۳۴-۴۹.
- سعادت‌زاده حصار، بهزاد، عبدی، رسول، محمدزاده سالطه، حیدر، نریمانی، محمد (۱۴۰۰). بررسی ارتباط سوگیری شناختی در رفتار سرمایه‌گذاران با واسطه نوسانات قیمت سهام، فصلنامه اقتصاد مالی، سال پانزدهم، شماره ۵۶، صفحه ۳۱۹-۳۰۳.
- کیامهر، علی، جنانی، محمدحسن، همت‌فر، محمود. (۱۳۹۹). تبیین نقش ناهنجاریهای بازار سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، فصلنامه اقتصاد مالی، سال چهاردهم، شماره ۵۳، صفحه ۲۱۲-۱۹۳.
- گرامی‌اصل، امیر و سربازی آزاد، صادق و ابراهیمی، سیدکاظم و بهرامی نسب، علی. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر ریسک سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد و کسب و کار، سال ششم، شماره ۱۰، صص ۳-۲۷.
- نیکو، هانیه و ابراهیمی، سید کاظم و جلالی، فاطمه. (۱۳۹۹). گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و قیمت‌گذاری نادرست سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی، سال هشتم، شماره بیست و هشتم، صص ۶۵-۸۵.
- واصلی، سعید و لطفی، مریم و بیگ رضایی، راحله. (۱۳۹۶). بررسی مبانی نظری عدم تقارن اطلاعاتی. همایش حسابداری- مدیریت و اقتصاد با رویکرد پویایی اقتصاد ملی. دانشگاه آزاد ملایر.
- Baker, Malcolm. & Wurgler, Jeffrey, (2006) "Investor Sentiment and the Cross - Section of Stock Returns" *Journal of Finance*, vol 61, pp 1645 –1680.
- Black, F., Scholes, M. (1973). The pricing of Option and corporate Liabilities. *The Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- Bollen, N.P.B. & Whaley, R. (2004). Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions?. *Journal of Finance*, LIX (2), 711-753.
- Brown, G., & Cliff, M. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11 (1), 1–27.
- Chan, L., Chi M. Nguyen, and Kam. Chan, (2015). A new approach to measure the impacts of excessive speculation and some policy implications, *Energy Policy*, 86, 133-141.
- Cremers, M. & Weinbaum, D. (2010). Deviations from Put-call Parity and Stock Return Predictability. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), 335-367.
- Kim, J.S., Kim, D.H., Seo, S.W. (2016). Investor sentiment and return predictability of the option to stock volume ratio. *Financial Management*, 46, 767-796.
- Kirchler, M. (2009). Under reaction to fundamental information and asymmetry in mispricing between bullish and bearish markets. An experimental study. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 33(2), 491–506.
- Lee, J. (2018). Information Asymmetry, mispricing and security Issuance. Available at: www.ssrn.com/.
- Mei-Chen Lin, (2010). The Effects of Investor Sentiment on Returns and Idiosyncratic Risk in the Japanese Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, vol 60, pp 29-43.

- Rhodes-Kropf, M. D. Robinson, and S. Viswanathan. (2005). "Valuation Waves and Merger Activity: The Empirical Evidence". *Journal of Financial Economics*, Vol.77, pp.561-603.
- Rupande, et al. (2019). Investor sentiment and stock return volatility: Evidence from the Johannesburg stock exchange. *Financial Economics*, 7(1), 1-16.
- Zghal, I., Hamad, S. B., Eleuch, H. & Nobanee, H. (2020). The effect of market sentiment and information asymmetry on option pricing. *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101-235.
- Zhu, B., & Niu, F. (2016). Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 38 (3), 125-134.

**Investigating the Effect of Investors Emotional Trend and
Information Asymmetry on Option Pricing**

Mahdi Vakili¹

Alireza Heidarzadeh Hanzaee²

Mohammad Abdollahi Keyvani³

Received: 17/ January/2025 Accepted: 09/ March /2025

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of investors' emotional trend and information asymmetry on option pricing. Investors' emotional trends, the degree of optimism and pessimism of shareholders towards a stock which usually occurs due to problems in the valuation of companies, which leads to decisions based on subjective judgments. If the information needed to make a decision is distributed asymmetrically among people, it can lead to different results compared to the subject of the decision. The research study community is all companies listed on the Tehran Stock Exchange that have the option to buy or sell, in the option market of the Tehran Stock Exchange in the period from 2017/03/21 to 2021/03/20 has been traded. The hypotheses of research using analysis multivariate regression has been tested by combined data with fixed effects. The results of the research showed investors' emotional trend has a direct and significant impact on option pricing. Investors at the option price of a company, which is due to their optimism about the situation of the company, Leads to increased value The company option to the capital market. Conversely, Lack of emotional trend relative to price the option of a company that derived from their pessimism about the future state of that company, Decrease the value of the option will include that company. Investors' information asymmetry has a direct and significant impact on option pricing. Investors' information asymmetry that is the result of some investors having specific and confidential information about companies, It leads to influencing the option pricing of companies.

Keyword: Investors Emotional Trend, Information Asymmetry, Option Pricing.

JEL Classification: G41, D82, G13

¹ Department of Management and Social Sciences, North Tehran Branch, Islamic Azad University, , Tehran, Iran. Mehdivakili0912@gmail.Com

² Department of Management and Social Sciences, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (author and responsible). a_heidarzadeh@iau-tnb.ac.ir

³ Department of Management and Social Sciences, North Tehran Branch, Islamic Azad University, , Tehran, Iran. mhdkeyvani@yahoo.com Ecj@iauctb.ac.ir



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



طراحی مدل راهبردی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش: رویکرد داده‌بنیاد چندگانه

امیر عمادالدینی^۱

منصور گرکز^۲

علیرضا معطوفی^۳

خدیجه اسلامی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۹

چکیده

در اقتصاد پرچالش کنونی با فشارهای فزاینده محیطی و منابع خارجی محدود، دارایی‌ها و بدهی‌های جاری یعنی سرمایه در گردش بنگاه‌های اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است و مدیریت بهینه سرمایه در گردش بنگاه‌ها می‌تواند به‌عنوان یک مزیت برای آنها محسوب می‌شود. مدیریت سرمایه در گردش بیانگر سیاست‌ها و تصمیماتی است که در بخش سرمایه در گردش به‌منظور تغییر در انواع دارایی‌های جاری و منابع تأمین مالی کوتاه‌مدت اعمال می‌شود. کنترل صحیح این بخش می‌تواند تأثیر بسزایی بر سودآوری شرکت داشته باشد. هدف این مطالعه طراحی مدل راهبردی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش با رویکرد داده‌بنیاد چندگانه می‌باشد. مطالعه حاضر به روش گرداند تئوری یا داده‌بنیاد چندگانه صورت‌گرفته است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، ۱۶ مصاحبه صورت‌گرفته است. بعد از فرایند کدگذاری مصاحبه‌ها ۱۵۹ کد اولیه استخراج گردید که در ۱۸ مقوله فرعی و ۸ مقوله اصلی دسته‌بندی گردید. مقولات اصلی شناسایی شده، شامل عوامل سرمایه‌گذاری، عوامل اقتصادی، عوامل سازمانی، عوامل تسهیلاتی، عوامل بازار، عوامل تولیدی و عوامل تجاری می‌باشد.

واژگان کلیدی: تأمین مالی، سرمایه در گردش، بهینه‌سازی، داده‌بنیاد چندگانه

طبقه‌بندی **jel: M49** و **G32**

۱ گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران، Emad5583@gmail.com

۲ گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران (نویسنده مسئول)، Dr.mansoorgarkaz@gmail.com

۳ گروه مدیریت، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران، alirezamaetoofi@gmail.com

۴ گروه حسابداری، واحد بندرگز، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرگز، ایران، Kh.eslami88@gmail.com



۱- مقدمه

سرمایه در گردش از اقلام بااهمیت واحدها و بنگاه‌های اقتصادی تلقی می‌شود که در تصمیمات مالی نقش بسزایی دارد (چوهان^۱، ۲۰۱۵). سرمایه‌گذاری یک امر حیاتی و ضروری در توسعه هر کشور است. برای اینکه وجوه مناسب جهت سرمایه‌گذاری فراهم آید باید یکسری منابع برای تأمین سرمایه وجود داشته باشد (داوودی و همکاران، ۱۴۰۰). تداوم فعالیت‌های کسب‌وکارهای اقتصادی تا اندازه زیادی به مدیریت منابع کوتاه‌مدت آن بستگی دارد، چون فعالیت‌های عملیاتی در یک دوره عادی که عموماً سالانه است به شناخت سرمایه در گردش و مدیریت بهینه آن مربوط می‌شود طوری که از این طریق، نتایج مورد انتظار تحقق یابد و امکان تداوم فعالیت در بلندمدت فراهم شود و از طرفی نگهداری سطح مطلوب وجه نقد برای پرداخت بدهی‌های سررسید شده و همچنین استفاده از فرصت‌های مترقیه مناسب برای سرمایه‌گذاری که نشانه‌ای از انعطاف‌پذیری واحد اقتصادی می‌باشد و دسترسی به مواد اولیه برای تولید به صورتی که شرکت بتواند به‌موقع جوابگوی تقاضای مشتریان باشد دلالت بر اهمیت سرمایه در گردش می‌باشد و از طرفی دسترسی شرکت‌ها به تأمین مالی خارجی و نحوه تأمین مالی برای رسیدن به سرمایه در گردش موردنیاز دارای اهمیت زیادی می‌باشد، چون که افزایش سرمایه در گردش نیاز به تأمین مالی دارد. به طور میانگین یک دلار اضافی سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش نسبت به یک دلار اضافی سرمایه‌گذاری در وجه نقد ارزش کمتری دارد. به این حالت سازمان‌هایی که سرمایه‌گذاری زیادتری در سرمایه در گردش کرده‌اند به کاهش سطوح سرمایه در گردش و حداقل کردن ریسک بحران‌های مالی و هزینه‌های ورشکستگی انگیزه بیشتری پیدا می‌کنند (شریعتی نیاسر، ۱۳۹۳)؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که راهبرد تأمین مالی می‌تواند در میزان سرمایه در گردش سازمان‌ها تأثیرگذار باشد. در این راستا و برای به‌دست‌آوردن نقطه بهینه سرمایه در گردش که در آن منافع و هزینه‌ها متوازن می‌شوند و عملکرد شرکت به حداکثر می‌رسد، ضروری به نظر می‌رسد (بلوک^۲ و همکاران، ۲۰۱۷).

در جهان رقابتی کنونی، تأمین مالی یکی از مسائل مهم پیش روی بنگاه‌های اقتصادی است که کلیه فعالیت‌های سازمان را به هدف تولید محصولات و ارائه خدمات موردنیاز مشتریان تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، ازاین‌جهت توجه به فرصت‌ها و تهدیدات موجود در عرصه تجارت جهانی و ارزیابی توان سازمان در رویارویی با ریسک‌های این حوزه از اهمیت انکارناپذیری برخوردار است (گیرانیو^۳ و همکاران، ۲۰۱۴). تأمین مالی برای تداوم فعالیت و اجرای پروژه‌های سودآور در فرایند رشد سازمان‌ها بسیار مؤثرند و باعث ادامه حیات شرکت‌ها در فضای رقابتی امروز می‌شوند. تأمین مالی در ابعاد گوناگون فعالیت و رشد شرکت‌ها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و تأمین مالی از عوامل مهم و بااهمیت بر سود و عملکرد شرکت‌ها به‌حساب می‌آید و تأمین مالی باید از لحاظ اقتصادی مانع افزایش غیررقابتی بهای تمام‌شده محصولات شده و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران را تأمین نماید و از لحاظ مالی بهتر است با رشد نقدینگی، سرمایه در گردش از ریسک مالی و نقدینگی جلوگیری نموده و تداوم فعالیت در راستای بازدهی مطلوب شرکت را فراهم آورد نیاز به تأمین مالی از آنجا ناشی می‌شود که شرکت‌ها برای خرید دارایی‌های

¹ Chauhan

² Block

³ Giardino

جدید، افزایش ظرفیت کارخانه، استخدام نیروی جدید و خرید مواد اولیه، نیاز به وجوهی دارند و این وجوه مالی در قالب منابع مالی مطرح می‌شود (کوهان، ۲۰۱۵).

سرمایه در گردش در زمره مهم‌ترین تصمیماتی است که همواره مدیران را در موازنه بهینه دارایی‌ها و بدهی‌های جاری به چالش می‌کشد. اهمیت مدیریت سرمایه در گردش به سبب استمرار آن در فعالیت‌های روزمره کسب‌وکار است. از این رو، یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده ارزش شرکت محسوب می‌شود (کسلر^۱، ۲۰۱۲). آغاز فعالیت و تداوم هر کسب‌وکار مستلزم سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش است. مدیریت بهینه سرمایه در گردش ضامن ارائه محصولات رقابت‌پذیر و متعاقباً عملکرد مطلوب شرکت از یک سو و کاهش هزینه سرمایه از سوی دیگر است. برخی شواهد تجربی نظیر کوون^۲ و همکاران (۲۰۱۷) حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری (اعم از دارایی ثابت و سرمایه در گردش) منجر به افزایش ارزش شرکت می‌گردد. شیخ و همکاران (۱۴۰۱) به این نتیجه رسیدند که ابزارهای تأمین مالی منجر به رشد و توسعه اقتصاد می‌شوند. مودیلیانی و میلر^۳ (۱۹۵۸) نشان می‌دهند تصمیمات سرمایه‌گذاری و تأمین مالی مستقل از یکدیگر است؛ اما برخی شواهد تجربی نشان می‌دهد اگر بازارهای مالی کامل نباشد، تصمیمات سرمایه‌گذاری و تأمین مالی به یکدیگر مرتبط است.

لذا، بررسی تأمین مالی بر سرمایه در گردش اهمیت می‌یابد. به‌طور کلی، می‌توان ادعا کرد سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش تحت سیطره دو دیدگاه رقیب است (گیل^۴ و همکاران، ۲۰۱۰). در دیدگاه نخست، سرمایه در گردش بالاتر به شرکت اجازه می‌دهد فروش خود را افزایش داده و لذا بتواند از تخفیف‌های بیشتری بابت پرداخت‌های زودتر از موعد برخوردار شده و به‌این ترتیب، ارزش شرکت افزایش یابد. در دیدگاه دوم، سرمایه در گردش بالاتر نیازمند تأمین منابع مالی بیشتری بوده و در نتیجه، شرکت با هزینه‌های تأمین مالی اضافی مواجه می‌شود که این امر احتمال ورشکستگی آن را افزایش می‌دهد (دن^۵ و همکاران، ۲۰۱۲). بدیهی است سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش به محدودیت‌های تأمین مالی شرکت‌ها بستگی دارد و شرکت‌هایی که دارای ظرفیت تأمین مالی داخلی بالاتری بوده و به بازار سرمایه دسترسی دارند، از سرمایه در گردش بالاتری برخوردارند انگیزه نگهداشت سرمایه در گردش مثبت با تبیین مزایای ناشی از هر یک از اجزای آن قابل توضیح است (گیراندو^۶ و همکاران، ۲۰۱۴). به‌نحوی که موجودی کالای بالاتر می‌تواند هزینه‌های تهیه و تأمین و نوسانات قیمت آن را کاهش داده و از وقفه روند تولید و لذا از دست دادن کسب‌وکار به دلیل کمبود محصول و متعاقباً عدم پاسخگویی به موقع به تقاضای مشتریان، جلوگیری نماید سرمایه در گردش می‌تواند به‌عنوان ذخیره نقدینگی احتیاطی عمل کرده و کمبود آتی وجه نقد را تضمین نماید (وانگ^۷، ۲۰۱۵).

¹ Kester

² Keown

³ Mouldini & Miller

⁴ Gill

⁵ Dean

⁶ Giardino

⁷ Wang

با این حال، اثرات احتمالی زیان‌بار ناشی از افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش می‌تواند موجب تأثیر منفی بر عملکرد شرکت شود. اول، افزایش موجودی کالا منجر به افزایش هزینه‌های نگهداری می‌شود. دوم، سرمایه در گردش بالاتر نیازمند سرمایه بالاتری است که به نوبه خود، متضمن هزینه‌های تأمین مالی و هزینه‌های فرصت بالاتر می‌باشد، ضمن آنکه دسترسی به بازارهای سرمایه خارجی برای بسیاری از شرکت‌ها محدود می‌باشد (خرمی، ۱۳۸۹). شرکت‌های با سرمایه در گردش بالاتر، علاوه بر هزینه‌های بهره بالاتر، با ریسک اعتباری بالاتری نیز مواجه شده و در معرض بحران مالی و متعاقباً ورشکستگی قرار دارند باتوجه به آثار مثبت و منفی ناشی از سرمایه در گردش، باید تا جایی در سرمایه در گردش سرمایه‌گذاری شود که منافع آن بیش از مضار آن باشد و این به مفهوم حد بهینه سرمایه در گردش است (گیسمن^۱ و همکاران، ۲۰۱۵). در نتیجه، شرکت‌ها برای بهینه‌سازی ساختن ارزش شرکت، سطح بهینه سرمایه در گردش را بر اساس منافع و مضار آن تعیین می‌کنند. این امر متضمن رابطه غیرخطی سرمایه در گردش و عملکرد شرکت است. اگر بازارهای مالی کامل باشد، همه شرکت‌ها می‌توانند منابع مالی موردنیاز خود را بدون مشکل تأمین نمایند و لذا سرمایه‌گذاری تابع دسترسی به منابع داخلی نیست. با وجود عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی، هزینه تأمین مالی خارجی در مقایسه با منابع داخلی افزایش می‌یابد؛ بنابراین منابع مالی داخلی و خارجی جایگزین کامل یکدیگر نیست (لشر^۲، ۲۰۱۷).

از آنجایی که سرمایه‌گذاران بازار را طیف وسیعی را در جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم نموده بستر مناسب برای این طیف و جلب اعتماد آنها، تحکیم بازار سرمایه را به ارمغان خواهد آورد (اسیایی اقدم و همکاران، ۱۴۰۱). یکی از مسائل دیرپای اقتصادی ایران، برخورد بنگاه‌ها با تنگنای اعتباری برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری و سرمایه در گردش است؛ بنابراین بر اساس اطلاعات و شواهد سطح خرد بخشی از افت تولید و رکود سال‌های اخیر به کاهش اعتبارات در دسترس سازمان‌ها قابل انتساب بوده و به‌عنوان کمبود منابع تأمین مالی در سطح خرد مطرح است؛ بنابراین به نظر می‌رسد باتوجه به فضای حاکم بر نظام مالی کشور، بررسی تأمین مالی سازمان‌ها می‌تواند نتایج و شواهد مناسبی از تأثیرگذاری آن بر عملکرد آن‌ها را به دنبال داشته باشد. از این رو، هدف این پژوهش در پاسخ‌گویی به این سؤال است که ارائه مدل راهبردی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش چگونه است؟

روش کار

از آنجاکه پژوهش حاضر در مورد ارائه مدل راهبردی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش می‌باشد، روش پژوهش از حیث محیط کتابخانه‌ای-میدانی، از نظر هدف کاربردی، از نظر زمان، گردآوری داده مقطعی و از نظر روش اجرای پژوهش، توصیفی-پیمایشی بود. پژوهش بر مبنای ماهیت داده‌ها نیز به دودسته کمی، کیفی و آمیخته تقسیم می‌شوند. در این پژوهش باتوجه به هدف و ماهیت پژوهش از روش پژوهش کیفی می‌باشد. باتوجه به اینکه در این مطالعه مبنای تحقیق بر اساس روش کیفی بوده و به طور خاص از استراتژی نظریه داده‌بنیاد چندگانه استفاده شده، نمونه‌گیری نیز تابع قواعد همین روش بوده است و به شیوه هدفمند و نظری انجام شده

¹ Gitman

² Lasher

است. معمولاً در روش نظریه داده‌بنیاد چندگانه، ابتدا با مراجعه به نمونه‌های مطلوب که در دسترس بوده و تمایل بیشتری جهت مشارکت در تحقیق دارند کار جمع‌آوری داده‌ها آغاز می‌شود و سپس با روش‌هایی از جمله روش گلوله برفی و نظری ادامه می‌یابد. نمونه‌گیری در روش تئوری بنیادی، نمونه‌گیری نظری و انتخابی است. برای این کار ساختار صنایع لبنی مورد بررسی قرار گرفت و مربوط‌ترین فرد در مراکز مزبور به لحاظ اطلاع و آگاهی از نظام‌های ارزیابی تأمین مالی و سرمایه در گردش به لحاظ پست مشخص گردید. پس از شناسایی، خواسته شد که با برگزاری مصاحبه‌ای عمیق موافقت نمایند. پس از اخذ موافقت و تنظیم زمان و مکان، مصاحبه‌ها به ترتیب زمان موافقت، انجام شد. مصاحبه‌ها، به روش ن‌ت‌برداری و خلاصه‌برداری انجام شد؛ اما از مصاحبه پنجم به بعد تمام مصاحبه‌ها ضبط شده‌اند که در پیوست آمده است. قلمرو زمانی آن در بهمن‌ماه سال ۱۴۰۰ قرار دارد. جامعه آماری در بخش کیفی مدیران مالی و مدیران ارشد صنایع لبنی هستند که نیاز است شرط خبرگی داشته باشند؛ شروط خبرگی شامل موارد ذیل است:

(۱) مدیران مالی و مدیران ارشد که تحصیلات کارشناسی ارشد و دکترا و بالاتر داشته باشند.

(۲) مدیران مالی و مدیران ارشد با حداقل پانزده سال سابقه کار داشته باشند.

(۳) مدیران مالی یا مدیران ارشد مسلط به حوزه مالی و حسابداری باشند.

چارچوب داده‌بنیاد چندگانه تئوری نخستین‌بار در سال ۲۰۰۲ توسط گلدکول و کرونهلم ارائه شد. هدف از این چارچوب به چالش کشیدن برخی بنیادهای گراند تئوری است مالتی گراند تئوری هم بر پایه گراند تئوری بنا نهاده شده و هم عکس‌العملی در مقابل آن به حساب می‌آید. مالتی گراند تئوری را می‌توان یک رویکرد توسعه یا ته جایگزین برای آنالیز داده‌ها و توسعه تئوری توصیف کرد که تنها از صحنه‌گذاری تجربی استفاده نمی‌کند؛ بلکه به ورای قیاس خالص می‌رود و گراندینگ نظری را به گراندینگ تجربی اضافه می‌کند. مالتی گراند تئوری به‌صراحت تئوری‌های موجود را در فرایند گراندینگ به کار می‌گیرد. هدف مالتی گراند تئوری ترکیب جنبه‌هایی از استقرایی گرای و قیاسی گرایی است. علاوه بر این ترکیب مالتی گراند تئوری چارچوب فرایند گراندینگ را نیز ارائه می‌کند.

نتایج پژوهش

برای دستیابی به سؤالات پژوهش ۱۶ مصاحبه صورت گرفت. لازم به ذکر است که مصاحبه‌ها تا نقطه اشباع صورت گرفته است و در ۱۴ مصاحبه محققان به نقطه اشباع رسیدند و برای اطمینان تا ۱۶ مصاحبه صورت گرفت و مصاحبه‌شوندگان طبق شروط خبرگی تعیین شده، همگی مرد بودند. در ادامه گام‌های نتایج پژوهش شرح داده می‌شود.

گام اول: اجرای تئوری داده‌بنیاد با رویکرد چندگانه

اجرای روش تئوری داده‌بنیاد با انجام مصاحبه‌ها، گردآوری و کدگذاری داده‌ها آغاز گردید به‌طوری‌که پژوهشگر با انجام مصاحبه‌های اکتشافی اولیه مهارت بیشتری در انجام مصاحبه یافته که این امر برای پژوهش بسیار مهم بود؛ همچنین رکوردهای ضبط شده مصاحبه‌ها در یک پایگاه داده نام‌گذاری و ذخیره شده‌اند که این پایگاه داده بر مبنای

نام مصاحبه‌شونده، فایل صوتی مصاحبه و تاریخ انجام مصاحبه‌ها تنظیم گردیده است. پژوهشگر برای انجام پژوهش پس از ذخیره‌سازی آنها اقدام به گوش‌دادن و پیاده‌سازی آنها کرده است. در حین پژوهش بر اساس نمونه‌گیری نظری در هر جا که لازم بود پژوهشگر به سمت مأخذ بعدی گردآوری داده‌ها و اخذ مصاحبه‌ها هدایت می‌شد تا کفایت نظری، کاملیت نظری و اشباع و متراکم‌سازی مفاهیم ایجاد شود. در این پژوهش مأخذ اصلی داده‌ها مصاحبه بوده است به‌طوری‌که مصاحبه‌های ابتدایی به‌صورت اکتشافی و توصیفی بوده‌اند و به‌تدریج پس از انجام هر مصاحبه، کدگذاری مصاحبه به مصاحبه داده‌های حاصل از مصاحبه‌ها انجام می‌گردید و به‌وسیله روش مقایسه دائمی داده‌ها کدهای نظری از طریق کدگذاری باز پدیدار می‌گردید و به همین منوال کدگذاری‌های ۱۶ مصاحبه انجام گردید و مفاهیم و طبقات فرعی و اصلی ظهور یافت. در ادامه مطابق با مراحل اجرای تئوری داده‌بنیاد چندگانه، مراحل اجرای کار به‌تفصیل شرح داده می‌شود.

گام دوم: کدگذاری استقرایی

کدگذاری استقرایی همان کدگذاری باز در تئوری داده‌بنیاد می‌باشد که هم در روش اجرا و هم در نگاه به داده‌ها همان مسیر کدگذاری باز تئوری داده‌بنیاد را دنبال می‌کند. بدین منظور در ادامه، متن مصاحبه‌ها البته لازم به ذکر است که متن مصاحبه‌ای که در اینجا آورده شده است (فقط ۵ دقیقه از هر مصاحبه بوده است)، نحوه کدگذاری باز آنها، به معرض نمایش گذاشته می‌شود. همان‌طور که جداول نشان می‌دهد ابتدا نمونه‌هایی از متن پیاده شده مصاحبه آورده شده است که به همین ترتیب هر ۱۶ مصاحبه کدگذاری باز شده‌اند و مفاهیم اولیه آنها از مصاحبه‌ها استخراج گردیده است. گفتنی است که روند اجرای تئوری داده‌بنیاد به‌طور هم‌زمان و متوالی انجام می‌شود؛ ولی سعی شده است که فرایندهای هم‌زمان اجرای این روش به‌طور متوالی نشان داده شود و به همین ترتیب تعداد و کدهای مفهومی اولیه مصاحبه‌ها و الفاظ مصاحبه‌شوندگان که به مفهوم مشخصی اشاره می‌کردند به‌طور مختصر آورده شده است تا در فرایند اجرای روش ارائه گردد.

در ادامه ۱۵۹ مفاهیمی که جامعیت و عمومیت بیشتری داشتند، شناسایی گردید که در جدول ۴-۲ مفاهیم استخراج شده از متن تمامی مصاحبه‌ها ارائه گردیده است.

جدول ۱. مفاهیم استخراج شده از متن مصاحبه‌ها در گام کدگذاری استقرایی

مفاهیم	مفاهیم	مفاهیم	مفاهیم
سود شرکت	عملکرد مالی	بازده شرکت	زیان شرکت
سود عملیاتی	حاشیه سود	عملکرد شرکت	وضعیت مالی داخلی شرکت
صورت‌های مالی	نقدینگی شرکت	اطلاعات مالی شرکت	سودآوری شرکت
استقراض بانکی	هزینه تسهیلات	تسهیلات	اعتبار بانکی
وام ارزان	عقد قرارداد با بانک	معرفی مشتریان به بانک	وام بانکی
تسهیلات مالی	مؤسسات بانکی	بانک‌ها	وام بلندمدت
وام کوتاه‌مدت	افزایش سرمایه	سرمایه در گردش	کل سرمایه

مفاهیم	مفاهیم	مفاهیم	مفاهیم
سودآوری در سرمایه	سرمایه‌گذاری جدید	خالص سرمایه	تقویت سرمایه
ساختار سرمایه‌گذاری	مبلغ سرمایه‌گذاری	بازده سرمایه‌گذاری	منابع سرمایه‌گذاری
رشد سرمایه‌گذاری	بازاریابی	رکود بازار	رونق بازار
تسخیر بازار	بازار رقابتی	بازار انحصاری	خدمات بازار
خرید اعتباری	خرید نسبه	اعتبار شرکت	خط اعتباری
مشکلات تحریم‌ها	امضای برجام	تحریم جدید	مسائل تحریم‌ها
شرایط اقتصادی	شرایط فعلی	نوسانات اقتصادی	شرایط کلان اقتصادی
شوک اقتصادی	بحران اقتصادی	عدم قطعیت اقتصادی	ریسک اقتصادی
توان رقابت	رقابت در بازار	فضای رقابتی شرکت	افزایش رقابت
قدرت رقابت‌پذیری	نفوذ در بازار رقابتی	افزایش نرخ ارز	نوسانات ارزی
جهش نرخ ارز	شوک ارزی	نرخ تورم	شرایط تورمی
رکورد	تورم	افزایش قیمت	مشکلات مالی خریدار
موقعیت تورمی	ارزیابی مدیران	عملکرد مدیریت	برنامه‌ریزی بلندمدت مدیران
خروجی مدیریت	علم مدیریت	تصمیم‌گیری عاقلانه مدیریت	سیاست‌های عملکردی مدیران
رویه‌ها و برنامه عملکردی مدیران	تاب‌آوری مدیران	پرداخت به‌موقع حقوق	رضایت کاری
رضایت شغلی	رضایت محیطی	علاقه‌مندی به شغل	حضور به‌موقع کارکنان
خرده‌فروشی	صنعت تولیدی	خدمات مالی	نوع فعالیت
شرکت صنعتی	صنعت لبنیات	خدمات عمرانی	صنایع مختلف
ویژگی صنعت	رانت بازی	اخذ تسهیلات با پارتی‌بازی	آشنا برای دریافت وام
نفوذ غیرقانونی	عدم اعطای تسهیلات	مشکلات مالی	نرخ بهره مالی
هزینه بهره	بازده نامناسب	هزینه بالای سرمایه‌گذاری	منابع گران‌قیمت
سوددهی ضعیف	ریسک سرمایه‌گذاری	قیمت بالا	قیمت ارزان
قیمت گران	افزایش ریالی	قیمت مناسب	طرح‌های اقتصادی
فرصت اقتصادی	اقتصاد	فعال اقتصادی	چرخه اقتصادی
نیازهای اقتصادی	رشد اقتصادی	مواد اولیه	خرید محصول
فروش محصول	تخفیفات محصول	موجودی کالا	خرید مواد اولیه
مواد اولیه صنعت	قیمت تمام‌شده محصول	پیش‌فروش	بازارهای خارجی
بازارهای جهانی	نیازهای اقتصادی بازارهای جهانی	جذابیت بازارهای جهانی	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱۵۹ مفاهیم اولیه شناخته شده، در ۱۸ مقوله فرعی و ۸ مقوله اصلی دسته‌بندی شدند. جدول ۳ مقوله اصلی، مقوله فرعی و مفاهیم را نشان می‌دهد.

جدول ۲. مقوله اصلی، مقوله فرعی و مفاهیم استخراج شده در کدگذاری استقرایی

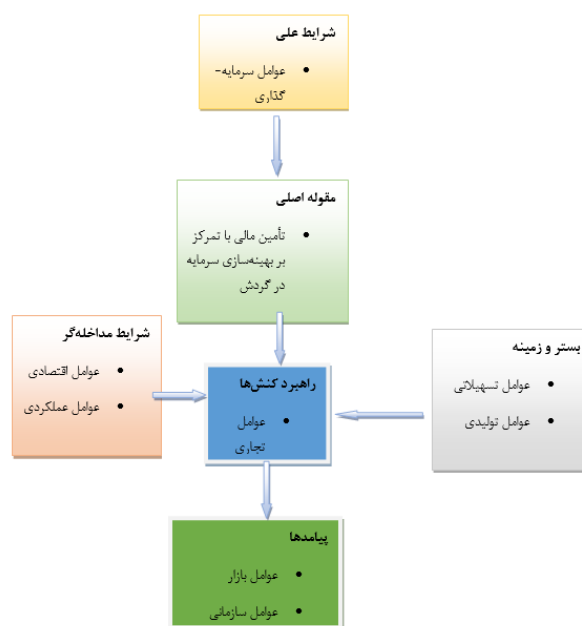
مقوله اصلی	مقوله فرعی	مفاهیم
عوامل سرمایه‌گذاری	سرمایه‌گذاری نامناسب	مشکلات مالی. نرخ بهره بانکی. هزینه بهره. بازده نامناسب. هزینه بالای سرمایه‌گذاری. منابع گران‌قیمت. سوددهی ضعیف. ریسک سرمایه‌گذاری
	سرمایه‌گذاری	افزایش سرمایه. سرمایه در گردش. کل سرمایه. سودآوری در سرمایه. سرمایه‌گذاری جدید. خالص سرمایه. تقویت سرمایه. ساختار سرمایه‌گذاری. شرکا در سرمایه‌گذاری. مبلغ سرمایه‌گذاری. بازده سرمایه‌گذاری. منابع سرمایه‌گذاری. رشد سرمایه‌گذاری
عوامل اقتصادی	فرصت‌های اقتصادی	طرح‌های اقتصادی. فرصت اقتصادی. اقتصاد. فعال اقتصادی. چرخه اقتصادی. نیازهای اقتصادی. رشد اقتصادی
	بی‌ثباتی اقتصادی	شرایط اقتصادی. شرایط فعلی. نوسانات اقتصادی. شرایط کلان اقتصادی. شوک اقتصادی. بحران اقتصادی. عدم قطعیت اقتصادی. ریسک اقتصادی
	تحریم‌ها	مشکلات تحریم. امضای برجام. تحریم جدید. مسائل تحریم‌ها
عوامل سازمانی	عملکرد مدیریت	ارزیابی مدیران. عملکرد مدیریت. برنامه‌ریزی بلندمدت مدیران. خروجی مدیریت علم مدیریت. تصمیم‌گیری عاقلانه مدیران. سیاست‌های عملکردی مدیریت. رویه‌ها و برنامه‌های عملکرد مدیران. تاب‌آوری مدیران
	رضایت شغلی	پرداخت به‌موقع حقوق. رضایت کاری. رضایت شغلی. رضایت محیطی. علاقه‌مندی به شغل. حضور به‌موقع کارکنان
عوامل تسهیلاتی	تسهیلات بانکی	استقراض بانکی. هزینه تسهیلات. تسهیلات. اعتبار بانکی. وام ارزان. عقد قرارداد با بانک. معرفی مشتریان به بانک. وام بانکی. تسهیلات مالی. مؤسسات بانکی. بانک‌ها. وام بلندمدت. وام کوتاه‌مدت
	تسهیلات بانکی غیرقانونی	رانت بازی. اخذ تسهیلات با پارتی‌بازی. داشتن آشنا برای دریافت وام. نفوذ غیرقانونی بانکی. عدم اعطای تسهیلات
عوامل بازار	بازارهای بین‌المللی	بازارهای خارجی. بازار جهانی. نیازهای اقتصادی بازار جهانی. جذابیت بازارهای جهانی
	شرایط بازار	بازاریابی. رکود بازار. رونق بازار. تسخیر بازار. بازار رقابتی. بازار انحصاری. خدمات بازار
عوامل تولیدی	محصول	مواد اولیه. خرید محصول. فروش محصول. تخفیفات محصول. موجودی کالا. خرید مواد اولیه. مواد اولیه صنعت. قیمت تمام‌شده محصول. پیش‌فروش
	قیمت	قیمت بالا. قیمت ارزان. قیمت گران. افزایش ریالی. قیمت مناسب
عوامل عملکردی	عملکرد مالی شرکت	سود شرکت. عملکرد مالی. بازده شرکت. زیان شرکت. سود عملیاتی. حاشیه سود. عملکرد شرکت. وضعیت مالی داخلی شرکت. صورت‌های مالی. نقدینگی شرکت. اطلاعات مالی. سودآوری شرکت

مفاهیم	مقوله فرعی	مقوله اصلی
خرده‌فروشی. صنعت تولیدی. خدمات مالی. نوع فعالیت. شرکت صنعتی. صنعت لابیات. خدمات عمرانی. صنایع مختلف. ویژگی صنعت	نوع صنعت	
خرید اعتباری. خرید نسبه. اعتبار شرکت. خط اعتباری	اعتبار تجاری	عوامل تجاری
توان رقابت. رقابت در بازار. فضای رقابتی شرکت. افزایش رقابت. قدرت رقابت‌پذیری. نفوذ در بازارهای رقابتی	مزیت رقابتی	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

گام سوم: کدگذاری الگویی

گام بعدی کدگذاری الگویی می‌باشد که عمدتاً با کدگذاری محوری در گراندد تئوری معادل است. در این گام سعی شده مقوله‌های به‌دست‌آمده را در قالب نظریه‌ها یکپارچه خواهیم کرد. استراوس و کوربین بیان می‌کنند گراندد تئوری یک متد عمل / تعاملی برای ساخت نظریه است در مالتی گراندد تئوری هم از مدل پارادایمی عملگرا استفاده می‌شود. طی کدگذاری محوری، مقوله‌های مستخرج شده از کدگذاری باز تحت ۸ دسته مقوله اصلی شناسایی گردید که در جدول ۳ نشان‌داده شده است. باتوجه‌به توضیحات داده شده، مدل تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش به‌صورت زیر طراحی گردید.



نمودار ۱. مدل پارادایمی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش

منبع: یافته‌های پژوهشگر

گام پنجم: انطباق نظری

انطباق نظری به معنای مقایسه نظریه در حال ظهور با نظریه‌های موجود است. در این گام نظریه در حال ظهور و مقوله‌هایش با نظریه‌های پیشین مقایسه می‌شوند. این نظریه‌های موجود باید به گونه‌ای با پدیده مورد بررسی مرتبط باشند. بدین منظور مؤلفه‌های شناسایی شده که تا به امروز توسط محققین مختلف بیان شده در قالب جدول ۴ بیان شده است.

جدول ۳. مؤلفه‌های شناسایی شده از تحقیقات پیشین

مؤلفه	نام محقق
افزایش سرمایه	لی و همکاران (۲۰۱۹)، ژانگ و همکاران (۲۰۱۸)
استقراض	لی و همکاران (۲۰۱۹)؛ راجمن و همکاران (۲۰۱۸)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۱۸)؛ رانک و سو (۲۰۱۰)؛ رستمی و همکاران (۱۳۹۷)، اصغرپور و خدادی (۱۳۹۳)
تحریم‌ها	رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰)، شفیعی و میرایی (۱۳۹۹)
سرمایه‌گذاری	بل و همکاران (۲۰۲۰)؛ لارزیدیس و ترایفونس (۲۰۰۶)؛ شفیعی و میرایی (۱۳۹۹)؛ رستمی و همکاران (۱۳۹۷)
قیمت	راچمن و همکاران (۲۰۱۸)، شفیعی و میرایی (۱۳۹۹)
نرخ بازده	بل و همکاران (۲۰۲۰)؛ دانگ و سو (۲۰۱۰)؛ سونن (۱۹۹۳)
پرداخت‌های کارکنان	لارزیدیس و ترایفونس (۲۰۰۶)
نوع صنعت	سونن (۱۹۹۳)، رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰)
محصول	رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰)، شفیعی و میرایی (۱۳۹۹)
محدودیت مالی	راچمن و همکاران (۲۰۱۸)؛ رستمی و همکاران (۲۰۱۴)، دلو و همکاران (۱۳۹۵)
عملکرد مالی	اوگان‌دپ و همکاران (۲۰۱۹)؛ رستمی و همکاران (۲۰۱۴)؛ لارزیدیس و ترایفونس (۲۰۰۶)، دلو و همکاران (۱۳۹۵)
سطح بهینه سرمایه	لارزیدیس و ترایفونس (۲۰۰۶)؛ دلو و همکاران (۱۳۹۵)، اصغرپور و خدادی (۱۳۹۳)
عملکرد شرکت	لارزیدیس و ترایفونس (۲۰۰۶)؛ دلو و همکاران (۱۳۹۵)، اصغرپور و خدادی (۱۳۹۳)
رقابت	راچمن و همکاران (۲۰۱۸)؛ لارزیدیس و ترایفونس (۲۰۰۶)، رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

باتوجه به نتایج محققان، دستاوردهای پژوهش همخوانی و ارتباط بیشتری داشت که مدل‌های مرتبط با دستاوردهای پژوهش مورد مقایسه قرار گرفت. همان‌طور که نظریه پردازان نظریه داده‌بنیاد چندگانه مطرح می‌کنند انطباق نظری ممکن است باعث بازبینی نظریه در حال ظهور شود. مقوله‌های این نظریه‌ها ممکن است مناسب‌تر به نظر بیایند و جایگزین مقوله‌های فعلی شوند؛ بنابراین در طی فرایند انطباق نظری تئوری‌ها و مقوله‌های موجود

در دستاوردهای پژوهش دخالت داده شد. باتوجه به تطبیق نظرات محققان پیشین، تمامی مؤلفه‌های شناسایی شده در مدل حاضر، تأیید گردید.

جدول ۴. مقایسه دستاوردهای پیشین با دستاورد مدل تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش

دستاوردهای مدل تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش	دستاوردهای محققان پیشین
عوامل سرمایه‌گذاری عوامل اقتصادی عوامل عملکردی عوامل تجاری عوامل بازار عوامل سازمانی عوامل تسهیلاتی عوامل تولیدی	افزایش سرمایه استقراض تحریم‌ها سرمایه‌گذاری قیمت نرخ بازده پرداخت‌های کارکنان نوع صنعت محصول محدودیت مالی عملکرد مالی سطح بهینه سرمایه عملکرد شرکت رقابت

منبع: یافته‌های پژوهشگر

به‌منظور شفاف‌سازی دستاوردهای پیشین و دستاورد مدل تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش، هریک از مؤلفه‌های تحقیق به‌صورت جداگانه بیان شد.

جدول ۵. شفاف‌سازی مدل تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش با دستاوردهای پیشین

نوع مقوله	مقوله	ادبیات تجربی
علی	عوامل سرمایه‌گذاری	بل و همکاران (۲۰۲۰)؛ لی و همکاران (۲۰۱۹)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۱۸)؛ دائگ و سو (۲۰۱۰)؛ لازیدیس و ترایفونس (۱۹۹۳)؛ شفیع و میرابی (۱۳۹۹)؛ رستمی و همکاران (۱۳۹۷)، اصغرپور و خدادی (۱۳۹۳)
مداخله‌گر	عوامل اقتصادی عوامل عملکردی	اوگاندیپ و همکاران (۲۰۱۹)؛ رستمی و همکاران (۲۰۱۴)؛ لازیدیس و ترایفونس (۱۹۹۳)؛ رحیم‌پور و همکاران (۱۴۰۰)؛ شفیع و میرابی (۱۳۹۹)؛ دلو و همکاران (۱۳۹۵)

نوع مقوله	مقوله	ادبیات تجربی
بستر	عوامل تسهیلاتی عوامل تولیدی	راچمن و همکاران (۲۰۱۸)؛ سونن (۱۹۹۳)؛ رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰)؛ شفیعی و میرابی (۱۳۹۹)
راهبرد	عوامل تجاری	اوگانندیپ و همکاران (۲۰۱۹)؛ راچمن و همکاران (۲۰۱۸)؛ لارزیدیس و ترایفونس (۱۹۹۳)؛ رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰)؛ اصغریپور و خدادی (۱۳۹۳)
پیامد	عوامل بازار عوامل سازمانی	بل و همکاران (۲۰۲۰)؛ راچمن و همکاران (۲۰۱۸)؛ رستمی و همکاران (۱۴۰۰)؛ لارزیدیس و ترایفونس (۱۹۹۳)؛ دلو و همکاران (۱۳۹۵)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

گام ششم: اعتبارسنجی تجربی و ارزیابی انسجام نظری

این مراحل جزء مراحل فرایند صحت‌گذاری می‌باشد و با مرحله بعد یعنی غنی‌سازی نظریه، گام‌های رفت و برگشتی دارند و در حین غنی‌سازی نظریه این مراحل صورت می‌گیرد و حالت متوالی ندارد؛ بنابراین در حین غنی‌سازی نظریه و ارائه روایت داستان پژوهش به ارزیابی انسجام نظری توجه می‌گردد. خصوص اعتبار داده‌های تجربی به‌صورت شفاف همان‌طور که اشاره شد اکثر کدها در سطح مفاهیم بدون تغییرات و در سطح کدگذاری باز با حداقل تغییرات است؛ بنابراین مبتنی بر نتایج استقرایی است. بعد از خلق نظری، ارزیابی انسجام نظری ضروری است. از آنجایی که مدل نهایی هم با داده‌های تجربی و هم با ادبیات پژوهش سازگاری دارند؛ بنابراین از انسجام نظری برخوردار می‌باشند.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد در چه حوزه‌هایی نیازمند تمرکز و توجه بیشتر تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش بیان گردیده است.

جدول ۶. ارزیابی انسجام نظری مبتنی بر داده‌ها

نوع مقوله	مقوله	ادبیات تجربی
علی	عوامل سرمایه‌گذاری	اعرابی و عابدینی (۱۳۹۰) رابطه بین استراتژی مالی، سرمایه‌گذاری، تقسیم سود، سرمایه در گردش و عملکرد. خدامردای و راعی عزآبادی (۱۳۹۴) تأمین مالی و کاهش هزینه سرمایه.
مداخله‌گر	عوامل اقتصادی عوامل عملکردی	مانیز و همکاران (۲۰۱۸) عوامل مؤثر در تأمین مالی در شرایط رکود و عادی. امامی و فرید (۱۳۹۵) سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و محدودیت مالی. کالبر و همکاران (۲۰۱۳) سرمایه در گردش و ارزش شرکت. اوگانندیپ و همکاران (۲۰۱۲) سرمایه در گردش، تأمین مالی و ارزش شرکت. ناپومیچ (۲۰۱۲) مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری.

نوع مقوله	مقوله	ادبیات تجربی
		اصغرپور و خدادی (۱۳۹۳) محدودیت‌های مالی، سرمایه در گردش و عملکرد شرکت.
بستر	عوامل تسهیلاتی عوامل تولیدی	دلو و همکاران (۱۳۹۵) سرمایه در گردش، تأمین مالی و محدودیت‌های مالی. ولی و پناهیان (۲۰۱۵) سرمایه در گردش و محدودیت‌های مالی.
راهبرد	عوامل تجاری	رحیم پور و همکاران (۱۴۰۰) بررسی راهبردی‌های تأمین مالی در کسب‌وکار نوپا. آنکونیست و همکاران (۲۰۱۴) سرمایه در گردش و بازده دارایی.
پیامد	عوامل بازار عوامل سازمانی	تارد و همکاران (۲۰۱۷) تأثیر تأمین مالی، سرمایه‌گذاری و اعتمادبه‌نفس مدیران. لوبریچ (۲۰۰۲) تأمین مالی و نوآوری.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بحث و نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه طراحی مدل راهبردی تأمین مالی با تمرکز بر بهینه‌سازی سرمایه در گردش با رویکرد داده‌بنیاد چندگانه می‌باشد. مطالعه حاضر به روش گرند تئوری با داده‌بنیاد چندگانه صورت گرفته است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، ۱۶ مصاحبه صورت گرفته است. بعد از فرایند کدگذاری مصاحبه‌ها ۱۵۹ کد اولیه استخراج گردید که در ۱۸ مقوله فرعی و ۸ مقوله اصلی دسته‌بندی گردید. در ادامه به تبیین مقوله اصلی به دست آمده با می‌پردازیم.

عوامل سرمایه‌گذاری

سرمایه‌گذاری یکی از عوامل مهم و مؤثر بر رشد اقتصادی است که می‌تواند با افزایش توان تولیدی کشور، به بهبود اشتغال و کاهش بیکاری نیز کمک کند. سرمایه‌گذاری به عوامل مختلفی بستگی دارد. درآمد افراد، شرکت‌ها و یک کشور از عوامل مهم مؤثر بر سرمایه‌گذاری است. به عبارت دیگر هرچه درآمد افراد، شرکت‌ها و یا یک کشور افزایش یابد، سهم سرمایه‌گذاری نیز در کشور (متناسب با میل نهایی به سرمایه‌گذاری) افزایش خواهد یافت. با رفع موانع تولید و سرمایه‌گذاری از طریق ساماندهی فضای کسب‌وکار در کشور، کاهش ریسک سرمایه‌گذاری از طریق فراهم کردن امنیت اقتصادی و سیاسی و ایجاد هماهنگی بین نظام آموزشی و نیازهای بازار کار می‌توان وضعیت بازار کار و اشتغال را ساماندهی کرده و بهبود بخشید. در میان یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... آنچه سبب می‌شود تأمین مالی به نحو مناسبی انجام شود ساختار سرمایه‌گذاری شرکت می‌باشد ...

و خبره دیگری بیان می‌کند:

... سرمایه‌گذاری که تأمین مالی را به شکل استقراض انجام داده و بخش زیادی از ریسک سرمایه‌گذاری را به دوش صاحبان سهام قبلی واگذار کند ...

و همچنین خبره دیگری بیان کرد:

... مدیریت سرمایه در گردش از وظایف کلیدی مدیران مالی شرکت‌ها می‌باشد؛ زیرا مبالغ سرمایه‌گذاری شده در سرمایه در گردش اغلب نسبت بالایی از کل دارایی‌های شرکت را تشکیل می‌دهد ...

عوامل اقتصادی

عوامل متعددی بر حیات و بقای بنگاه‌های اقتصادی مؤثرند؛ برخی از این عوامل در حیطه اختیارات بنگاه‌های اقتصادی و برخی دیگر خارج از تسلط و اراده آنها است. این عوامل را با عنوان فضای کسب‌وکار در اقتصاد می‌شناسند. ارتقا جایگاه اقتصادی از طریق بهبود فضای کسب‌وکار، در جایگاه بسیار مهمی قرار دارد؛ و به‌ضرورت اجتناب‌ناپذیر برای دستیابی به جایگاه اول اقتصادی در سطح دولت نیازمند است. با اصلاح ساختار اقتصادی کشور بر اساس مؤلفه‌هایی نظیر محیط سیاسی، محیط اقتصاد کلان، فرصت‌های بازار، تسهیل فرایند جذب سرمایه‌های خارجی، کاهش رویه‌های صادرات و واردات کشور و کنترل ارزی، بهبود وضعیت سیستم مالیاتی، تأمین مالی صادرات و واردات، بازار کار و زیرساخت‌ها، می‌توان فضای کسب‌وکار کشور را به سمت ایجاد فضای پیش‌رونده سوق داد. تورم موجب فرار سرمایه‌های مالی به بخش‌هایی از اقتصاد می‌شود که از نظر فعالان اقتصادی گمان می‌رود دولت‌ها به دلایل امنیتی، به‌شدت به آنها حساس هستند. عوامل عملکردی نااطمینانی و بی‌ثباتی موجود در اقتصاد ایران، عاملان اقتصادی را به این نتیجه رسانده که بانک‌ها اولاً به دلیل سود تضمین‌شده و ثانیاً به دلیل حساسیت دولت مبنی بر جلوگیری از فروپاشی دومینویی نظام بانکی، اصل‌و‌فرع سپرده‌های آنها را تضمین می‌کند. در این راستا یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... میزان سرمایه در گردش باید به شکلی بهینه شود که هم‌توان واکنش مناسب در فرصت‌های طرح‌های اقتصادی داشت و هم آن‌قدر نقدینگی بالا نباشد که بازدهی شرکت پایین بیاید به عبارتی در کنار سود حسابداری سود اقتصادی هم دیده شود که در سال‌های اخیر این موضوع به دلیل تورم بسیار پررنگ بوده است ... و خبره دیگری بیان می‌کند:

... یادم هست که در سال ۹۸ دستگاهی را ما با نرخ ۱۰۲ میلیارد تومان خریداری کردیم که هنوز فرصت راه‌اندازی آن را پیدا نکردیم به دلیل نوسانات نرخ ارز رشد چند برابری داشته است ... و همین‌طور خبره دیگری بیان کرد:

... اینکه تأمین مالی در ایران چه وسعتی دارد واقعیت باید گفت هر بار که تحریم جدید بر کشور وضع می‌شود ما یک جهش نرخ ارز را تجربه می‌کنیم و همچنین بسته‌شدن راه تأمین مواد اولیه و یا استفاده از اعتبارات بانک برای واردات که این عامل به‌تنهایی به سرمایه در گردش موردنیاز ما می‌افزاید؛ یعنی این شوک ارزی و مسائل تحریم و عدم دسترسی به بازارهای خارجی خود نیاز به سرمایه در گردش را به شکل قابل‌توجهی افزایش می‌دهد ... و خبره دیگری بیان کرد:

... در خصوص عواملی که در بهینه‌سازی می‌تواند مؤثر باشد اینکه در چه کشوری با چه شرایط اقتصادی هستیم نام برد ...

عوامل تسهیلاتی

طی سال‌های اخیر، تأمین مالی در قالب یکی از دغدغه‌های اقتصادی و به‌عنوان ضروری‌ترین هدف برای مدیریت کشور و برنامه‌های اقتصادی در ایجاد فضای کسب‌وکار مدنظر قرار گرفته است. در این زمینه، سیاست‌های پولی و اعتباری جایگاه ویژه‌ای دارند، به‌طوری‌که استفاده از اعتبارات، خواه در سرمایه‌گذاری‌های جدید، خواه در تأمین سرمایه در گردش، منجر به افزایش تولید می‌شود و از این رو می‌تواند در اشتغال‌زایی تأثیر بسزایی داشته باشد. در این راستا، یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تأمین مالی و سرمایه در گردش، اعتبارات بانکی است که از طریق فراهم‌سازی فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای تولیدکنندگان، زمینه توسعه و ایجاد فرصت‌های شغلی را برای جویندگان کار فراهم می‌سازد. البته لازم به ذکر است که کارایی نظام پولی و مالی هر کشور و نحوه مدیریت مالی واحدهای اقتصادی موجود، شرط لازم و کافی برای دستیابی به این آثار مثبت اقتصادی است که در صورت نبود آنها، چه در بخش اعطای اعتبارات و چه در بخش مصارف اعتبارات، اثرات مطلوب و مورد انتظار بر جای نخواهد ماند. عملکرد سیستم بانکی از جمله متغیرهای تعیین‌کننده کلان و بهبود فضای کسب‌وکار است که البته می‌تواند بخش‌های مختلف اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. اختصاص تسهیلات به یک بخش، بدون شک اثرات غیرمستقیمی بر سایر بخش‌ها نیز خواهد داشت، به‌طوری‌که تسهیلات متنوع بانکی ایجادکننده سرمایه در گردش جدیدی در اقتصاد است. در این راستا یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... سرمایه در گردش همچنان که از نام آن پیداست به‌قصد تأمین هزینه‌های جاری تولید اخذ می‌شود؛ لذا وام‌های بلندمدت که بازپرداخت آنها ماهیانه است ارزان‌ترین نوع تأمین مالی هستند ...

و خبره دیگری می‌کند:

... اگر ببینیم که در آینده حالت تورم وجود دارد بهتر است برای تأمین وجوه موردنیاز از منابع بلندمدت بخصوص وام (اوراق قرضه) استفاده کنیم ...

و همچنین خبره دیگری بیان می‌کند:

... تأمین مالی در مجموعه ما بیشتر از طریق سیستم بانکی است؛ یعنی همان سیستم مبتنی بر ساختار بدهی تا ساختار سرمایه، افزایش سرمایه به دلیل اینکه شرکت ما متعلق به نهادها و بانک‌ها هست و سیاست بانک‌ها طی چند سال گذشته به دلیل شرایط نامناسب مالی آنها این بوده که تقسیم سود صورت گیرد؛ لذا ترجیح ما بر این است که هر چه کمتر افزایش سرمایه دهیم؛ چون به‌شدت خروج نقدینگی زمان مجامع ایجاد خواهد کرد که مطلوب شرکت نیست؛ لذا گزینه تسهیلات بانکی به‌مراتب گزینه بهتری برای ما محسوب می‌شود ...

عوامل تولیدی

اقتصاددانان پول را عامل تولید محسوب نمی‌کنند. چراکه پول به‌خودی‌خود یک سرمایه و منبع مولد نیست. اما پول می‌تواند برای خرید سرمایه یا کالای سرمایه مورد استفاده قرار گیرد که این کالاهای سرمایه‌ای برای تولید کالاها و خدمات مورد استفاده قرار می‌گیرند. به این ترتیب پول تجارت را تسهیل می‌کند، اما به‌خودی‌خود یک منبع تولید نیست. قیمت، نشان‌دهنده درک فروشنده و مشتری از ارزش محصول است. قیمت، عنصر قابل‌مشاهده محصول است که منجر به خرید یا عدم خرید محصول می‌شود و مستقیماً بر حاشیه سود به‌دست‌آمده تأثیر

می‌گذارد. ممکن است بسیاری از اقتصاددانان قیمت‌گذاری را تنها در ارتباط با کسب تقاضا بدانند، اما قیمت‌گذاری تحت تأثیر عوامل بسیاری است. هزینه تولید، کیفیت محصول در مقایسه با رقبا بهای محصولات جایگزین، ارزش، مدت و کیفیت رابطه میان شرکت و مشتری، و عوامل دیگر همچون استراتژی کلی قیمت‌گذاری شرکت از جمله عوامل تأثیرگذار بر قیمت هستند. هر کسب‌وکاری، چه یک شرکت نوپا و چه یک شرکت تأسیس شده، حداکثر تلاش خود را برای گسترش حجم فروش انجام می‌دهند؛ زیرا رشد مداوم فروش تنها کلید بقا در بازار است. در این راستا یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... در صورتی که سرمایه در گردش مناسب نداشته باشید از همان ابتدای تأمین شیر خام که مواد اولیه صنعت است به مشکل خواهید خورد ...

و خبره دیگری بیان می‌کند:

... از آنجاکه بسیاری از روش‌های تأمین مالی به نرخ بهره اسمی قابل‌دستیابی است استفاده از این اهرم در صورتی که صرف خرید مواد اولیه، تجهیزات، ماشین‌آلات، زمین و ساختمان گردد با اطمینان بالایی به نفع شرکت خواهد بود ...

و همچنین خبره دیگری بیان می‌کند:

... هدف از تأمین مالی در اصل در هر نظام اقتصادی به معنای حیات بخشیدن به یک کارگاه تولیدی یا شرکت ارائه‌دهنده خدمات و محصولات برای خریداری و تأمین هزینه‌ها و مایحتاجی است که در فرایند تولید به آن‌ها نیاز دارند ...

عوامل تجاری

اعتبار تجاری یک خط اعتباری است که به مشاغل ارائه می‌شود و به آنها اجازه می‌دهد تا برای انواع نیازهای تجاری در زمانی که پول نقد در دسترس آنها نیست، پرداخت کنند. یک کسب‌وکار می‌تواند از خط اعتباری تجاری خود برای پرداخت موجودی، نیازهای سرمایه در گردش، مخارج سرمایه و هرگونه هزینه غیرمنتظره‌ای که ممکن است از راه‌اندازی یک کسب‌وکار ناشی شود، استفاده کند. همچنین می‌تواند توسط شرکت‌ها برای کمک به تأمین مالی فرصت‌های تجاری جدید که خارج از عملیات تجاری روزانه هستند، استفاده شود.

برای به‌دست‌آوردن یک خط اعتباری تجاری، یک شرکت با بانک همکاری می‌کند تا بر اساس ارزیابی مشخصات تجاری شرکت، تأییدیه دریافت کند. اگر خط اعتباری تجاری که به یک شرکت تعلق می‌گیرد، یک خط اعتباری چرخشی باشد، مانند کارت اعتباری، با حداکثر مقدار موجود، شرکت می‌تواند در هر زمان از آن استفاده کند که این می‌تواند تأثیری بر رقابت و مزیت رقابتی تجاری داشته باشد تا ویژگی خاصی است که باعث برتری کالا یا خدمات یک شرکت تجاری نسبت به سایر رقبای خود می‌شود. درواقع آن عاملی است که باعث می‌شود مشتری کسب‌وکاری را بر دیگری ترجیح دهد. در این راستا یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... دسترسی بنگاه‌ها به تأمین مالی خارجی قدرت رقابت‌پذیری آن‌ها را افزایش می‌دهد ...

و خبره دیگری بیان می‌کند:

... شرکتی که به‌ناچار به سراغ تأمین مالی با منابع گران‌قیمت و خارج از شبکه بانکی خواهد رفت که تأثیرات بسیار مخرب بر روی هزینه عوامل تولید خواهد گذاشت لذا WACC یا همان هزینه سرمایه شرکت افزایش پیدا کرده و افزایش رقابتی تضعیف خواهد شد ...

و همچنین خبره دیگری بیان می‌کند:

... اگر به نحو مطلوب و در راستای عملیات اصلی شرکت باشد سبب بهبود بهای تمام‌شده و فضای رقابتی محصولات شرکت شده و در غیر این صورت می‌تواند اثرات زیان‌بار داشته باشد ...

و همین‌طور خبره دیگری بیان می‌کند:

... عواملی که در این بهینه‌سازی مؤثرند ابتدا فضای رقابتی شرکتی است که در آن فعالیت می‌نماییم، به‌عنوان مثال در صنعت لبنیات‌فروش اعتباری به‌صورت میانگین ۳۰ روزه اتفاق مرسوم می‌باشد؛ لذا زمانی که شما می‌خواهید در این صنعت موفق شوید باید بدانید که عامل چرخه وجوه نقد یا همان دوره وصول مطالبات عامل مهم کنترلی است که باید به آن توجه ویژه داشته باشید و از طرف مقابل می‌بایست این توان را داشته باشید که جهت مدیریت بهینه سرمایه در گردش سهل‌ترین راه این است که در مقابل فروش اعتباری خرید اعتباری را نیز در دستور کار قرار دهید ...

و همین خبره دیگری بیان کرد:

... تجربه‌های عینی در بازارهای مالی پیشنهاد این‌جانب درواقع استفاده از مدل خط اعتباری برای سرمایه در گردش بهینه می‌باشد ...

عوامل بازار

شرکت‌ها، امروزه عامل عمده رشد ساختار صنعتی بسیاری از کشورها محسوب می‌شوند. بر اساس مطالعات انجام‌شده، این‌گونه کسب‌وکارها توانایی پاسخگویی سریع به تغییرات بازار و نیازهای مشتری را دارند و به‌آسانی می‌توانند خود را با شرایط جدید هماهنگ کنند. درواقع، آن‌ها رفتاری پویا در مواجهه‌شدن با شرایط متغیر محیطی دارند. کسب‌وکارهای متوسط و کوچک برای بسیاری از کشورهای درحال توسعه که درصدد احیای ساختار اقتصادی خود هستند، بسیار حائز اهمیت است. این بنگاه‌های اقتصادی، باوجودآنکه به سرمایه‌گذاری کم‌تری نیاز دارند، بازدهی بیشتری داشته، در اشتغال‌زایی، ایجاد بستر مناسب برای نوآوری و اختراعات و افزایش صادرات این کشورها، نقش مهمی دارند.

این واحدها قسمت جدایی‌ناپذیر فرایند تحول و دگرگونی کشورند. باید گفت که چنین واحدهایی در جستجوی تغییر و تحول و رقابت هستند، چون در حال دگرگون کردن ساختار کلی بازارند. باوجود اهمیت فراوان شرکت‌ها در اقتصاد و اشتغال، این شرکت‌ها در کشورهای درحال توسعه، با مشکلات متعددی روبرو هستند و از همه طرفیت آن‌ها استفاده نمی‌شود. نکته‌ای که نباید از نظر دور داشت، این است که جهان به سمت اقتصاد باز و ایجاد محیط رقابتی حرکت می‌کند. اگر این شرکت‌ها با یک روش علمی خود را آماده برخورد با چنین موقعیتی نکنند، نمی‌توانند در محیط رقابتی باقی بمانند. ماندگاری در یک اقتصاد رقابتی و باز، بستگی به عملکردهای کارآمد با تمرکز زیاد

بر مشتری و رقابت دارد؛ بنابراین شرکت‌ها باید هر چه سریع‌تر قواعد بازی رقابت و عوامل مؤثر بر رقابت‌پذیری را بیاموزند. در این راستا یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... تأمین مالی بلندمدت سبب تقویت سرمایه در گردش شده و به تبع آن مدیریت می‌تواند خرید بهینه‌تر (منظور از بهینه‌تر باکیفیت و قیمت مناسب‌تر) انجام داده و با این کار توان رقابتی بازار شرکت را بهبود بخشیده ... و خبره دیگری بیان می‌کند:

... - شرایط بازاریابی جهانی شرکت مثلاً زمانی هست سیاست شرکت تسخیر بازار هست؛ لذا به‌ناچار می‌بایست کمی شرایط را تسهیل کرده و سرمایه در گردش بیشتری داشته باشد ... و همچنین خبره دیگری بیان می‌کند:

... وجه نقد قدرت رقابت شرکت را افزایش می‌دهد ...

عوامل سازمانی

امروزه مدیران دریافته‌اند که برای مدیریت سازمان‌های نوین و رقابت در بازارهای فعلی، لازم است سیستم‌های خود را ارتقا بدهند و سازمان را به شیوه‌های نوین علم مدیریت مجهز کنند. در حال حاضر بسیاری از سازوکارهای قدیمی مدیریتی، کارایی خود را ازدست‌داده و حتی منسوخ شده‌اند. عمل به این سازوکارهای ایستا نه تنها نتیجه مثبتی در پی نخواهد داشت، بلکه خود موجب تضعیف عملکرد کارکنان نیز خواهد شد. سازمان‌های پیشرو به دنبال روش‌های انگیزش کارکنان، رویکردهای پویا و استراتژیک مانند مدیریت عملکرد کارکنان را در پیش گرفته‌اند که حاصل جدیدترین پژوهش‌های انجام‌شده در علم مدیریت است. کی از این رویکردهای استراتژیک و پویا است که باهدف بهبود و توسعه عملکرد کارکنان اجرا می‌شود و در نهایت کارایی سازمان را تا حد زیادی افزایش می‌دهد. طی فرایند عملکرد مدیریت، سیستمی در سازمان پیاده‌سازی می‌شود که عملکرد کارکنان را اندازه‌گیری می‌کند و بهبود می‌بخشد. مدیران با پیاده‌سازی این سیستم، مهارت‌های کارکنان را توسعه می‌دهند و آنها را در تحقق اهداف تعیین‌شده یاری می‌کنند. گستردگی نظام عملکرد مدیریت در سازمان به حدی است که با همه نظام‌های مدیریتی در تمام واحدهای سازمان ارتباط تنگاتنگ دارد. برخی از نظام‌های مدیریتی، ورودی‌های نظام عملکرد مدیریت را تأمین می‌کنند و برخی دیگر از خروجی‌های آن استفاده می‌کنند. در این راستا یکی از خبرگان بیان می‌کند:

... تأمین مالی تأثیر مستقیم و خطی بر سرمایه در گردش شرکت در گام اول می‌گذارد؛ اما اینکه در ادامه این تأمین مالی که به موجودی نقد شرکت و یا همان سرمایه در گردش اضافه‌شده است چگونه استفاده شود بستگی به سیاست مدیران شرکت دارد.

و خبره دیگری بیان می‌کند:

... سیاست‌های عملکرد مدیریت و مواردی از این قبیل در سطح بهینه سرمایه در گردش مؤثر می‌باشند.

و یا خبره دیگری بیان کرد:

... تأثیر تأمین مالی بر عملکرد شرکت می‌تواند دو اثر بسیار متفاوت داشته باشد؛ تصمیم عاقلانه مدیریت بسیار مفید باشد و بالعکس ...

و همین‌طور خبر دیگری بیان کرد:
... این مدیریت شرکت که سکان‌دار و فرمانده می‌باشد با تصمیمات درست یا غلط خود مشخص می‌کند که تأمین مالی اثر مثبت دارد یا منفی ...
و همچنین خبره دیگری بیان می‌کند:
... تأمین نقدینگی مناسب سبب پرداخت به‌موقع حقوق و مزایای کارکنان شده که سبب ایجاد رضایت شغلی شده و هزینه‌های شرکت کاهش می‌یابد. نقدینگی مناسب سبب افزایش تاب‌آوری مدیران سازمان در مقابل شوک‌های متعدد اقتصادی و تغییرات لحظه‌ای قیمت کالا و مواد اولیه می‌شود ...

فهرست منابع

- آسیابی اقدم، لیلا، رحیم‌زاده، اشکان، رجائی، یدالله (۱۴۰۱). اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار. فصلنامه اقتصاد مالی. ۱۶(۵۹). ۱۰۵-۱۲۶.
- خرمی، حدیثه (۱۳۸۹)، همسوسازی نظام‌های تأمین مالی صنعت سرمایه‌گذاری مخاطره‌آمیز در بنگاه‌های دانش‌بنیان؛ مورد مطالعه: نانو تکنولوژی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبائی.
- داودی، سید محمدرضا، عطاءآبادی، عبدالمجید عبدالباقی، یوسفی، جواد (۱۴۰۰). سودمندی راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادار تهران: تحلیل محتوایی نوسانگرهای هارمونیک و تناوب موج. فصلنامه اقتصاد مالی. ۱۶(۵۸). ۱۲۹-۱۵۲.
- شریعتی نیاسر، قائم (۱۳۹۳)، بومی‌سازی روش‌های تأمین مالی تحقیقات کاربردی مطالعه موردی: فناوری نانو. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه امام صادق (ع)
- شیخ، عباسعلی، سعیدی، سعیدی، عباسی، ابراهیمی، نادریان، آرش (۱۴۰۱). ارائه و تحلیل مدل تأمین مالی سبز شرکت‌ها از طریق صنعت بانکداری در راستای استقرار محیط‌زیست پایدار. فصلنامه اقتصاد مالی. ۱۶(۵۸). ۲۳۲-۲۱۵.

- Block, S. B., Hirt, G. A., & Danielsen, B. R (2017). Foundations of Financial Management (16h ed.).
- Chauhan, R. (2015). Working Capital Management: A Financial Metric Representing Operating Liquidity Available to Business. International Journal of Economics & Finance Research & Applications, 1(1), 1-8.
- Dean, D., S. Digrande, D. Field, A. Lundmark, J. O'Day, J. Pineda, and P. Zwillenberg (2012). The internet economy in the g-20. Technical report, BCGOs Technology, Media & Telecommunications
- Gachira, W., Chiwanzwa, W., Nkomo, D. J., & Chikore, R. (2014). Working capital management and the profitability of nonfinancial firms listed on the Zimbabwe Stock Exchange. European Journal of Business and Economics, 9(2), 12-15, <https://doi.org/10.12955/ejbe.v9i2.517>
- Giardino, M. Unterkalmsteiner, N. Paternoster, T. Gorschek & P. Abrahamsson, P., (2014). What Do We Know about Software Development in Startups? IEEE Software., vol. 31, no. 5, pp. 28-32
- Gill, A., Biger, N., & Mathur, N. (2010). The Relationship Between Working Capital Management and Profitability: Evidence from the United States. Business and Economics Journal, 10, 1-9.

- Gitman, L.J. & Zutter, C. J. (2015). *Principles of Managerial Finance* (14h ed.). Boston, MA: Pearson
- Keown, A. J., Martin, J. D., & Petty, J. W. (2017). *Foundations of Finance: The Logic and Practice of*
- Kester, G. (2012). Why Borrowers Become Profit Rich' & 'Cash Poor.' *RMA Journal*, 95(2), 50-54.
- Lasher, W. R. (2017). *Practical Financial Management* (8th ed.). Mason, OH: South-Western, Cengage Learning
- Wang, M. C. (2015). Value relevance of Tobin's Q and corporate governance for the Taiwanese tourism industry. *Journal of Business Ethics*, 130(1), 223-230.

**Providing a strategic financing model with a focus on
working capital optimization**

Amir Emadoddini¹

Mansour Gerkaz²

Alireza Maetoofi³

Khadije eslami⁴

Received: 18/ January/2025 Accepted: 10/ March /2025

Abstract

In the current challenging economy with increasing environmental pressures and limited external resources, current assets and liabilities, i.e. the working capital of economic enterprises, are of great importance, and the optimal management of the working capital of enterprises can be considered as an advantage for them. . Working capital management refers to the policies and decisions that are applied in the working capital sector in order to change the types of current assets and short-term financing sources. Correct control of this part can have a significant impact on the company's profitability. The purpose of this study is to provide a strategic financing model with a focus on working capital optimization. The current study was conducted using ground theory or multiple foundation data. For data analysis, 16 interviews have been conducted. After the interview coding process, 159 primary codes were extracted. which was classified into 18 sub-categories and 8 main categories. The main identified categories include investment factors, economic factors, organizational factors, facility factors, market factors, production factors and commercial factors.

Key words: financing, working capital, optimization, multiple foundation data

jel classification: M49 and G32

¹ Department of Accounting, Gorgan Branch, Islamic Azad University, Gorgan, Iran. Emad5583@gmail.com

² Department of Accounting, Gorgan Branch, Islamic Azad University, Gorgan, Iran (Corresponding Author), Dr.mansoorgarkaz@gmail.com .

³ Department of Management , Gorgan Branch, Islamic Azad University, Gorgan, Iran, alirezamaetoofi@gmail.com

⁴ Department of Accounting, Bandargaz Branch, Islamic Azad University, Bandargaz, Iran, Kh.eslami88@gmail.com.

Content

The impact of natural resources on the economic growth of OPEC countries through the financial development ... Afsaneh BaluchRiginasab , Marziyeh Esfandiari & Reza Roshan	22
Investigating the Impact of Inflation on Government Budget Deficit in Selected Developed and Developing ... Yasin Shahbazi , Habib Aghajani & Reza Ranjpour	52
Investigating the relationship between economic growth and business environment indicators (Case Study: ...) Emambakhsh Eidouzahi , Mohammad Mohebbi & Sayed Yaghoob Zeraatkish	76
Industry Herd Behavior in Financing Decision Making Mahdieh Rezagholizadeh , Majid Aghaei & Samaneh Shabanzadeh	100
Measuring the Frequency Dynamics of Connectedness and Systemic Risk in Iranian Stock Market Zahra Zabihi , Parisa Mohajeri & Reza Taleblou	132
The Effect of Sectoral Growth and Financial Development on Poverty Using the ARDL Approach (Case Study: ...) Mohammad Malekshahi , Dariush Hassanvand , Younes Nademi & Hamid Asayesh	156
Covid - 19 Crisis and stock market volatility Markov switching nonlinear approach at the level of industries Jafar Haghighat , Sara Masoomzadeh & Fateme seyedhashemi	178
Investigating the impact of human capital and income diversification on the performance of banks admitted to ... Mohammad Reza Ranjbar Fallah , Samira Motaghi , Samaneh Talei & Seyed Amir Hossein Hosseini Talemi	202
Investigating the effect of information acquisition and management expertise on venture capital performance ... Mohammad Reza Radfar & Mansoureh Aligholi	218
The effect of oil income on gender discrimination (Case study: oil countries) Sahar Araghizadeh & Alireza Daghighi Asli	238
Identifying factors affecting the expected return and risk of Sukuk in the capital market of Iran (Case Study: ...) Zeynab Ahangar , Nowrouz Nouroollah Zadeh & Roya Darabi	266
Identifying the components of compensation strategy and rewarding employees in the field of knowledge ... Fereshteh Eftekharnajad , majid jahangirfard , Ali Mehdizadeh Ashrafi & Torag Mogibi	288
Investigating the effect of joint stock company financing on the purchase and development of shares of active ... Fateme Hosseinkhani , Yadullah Rajae , Nemat Falihi & Mohammad Dalmanpour	314
Analyzing the Capacity and Function of Modern Information and Communication Technologies (ICT) in Hamidreza Ilka , Hasan Darziyan Rostami & Mohammadreza Rasouli	330
Presenting the Model of Personal Branding of Entrepreneurs in Order to Increase the Profitability in Iran ... Abolghasem Pahlevan , Hamid Saeedi , Mohammad Ali Abdolvand & Hamidreza Saeednia	354
Introducing and examining a model to measure value at risk in Iranian stock indices based on global factors Ali Yahya Nemer , Amirreza Keyghobadi & Shahriar nessabian	370
Dynamic effects of shadow banking on banking sector instability in Iran (case study: banks and credit financial ...) Nima Nohtani , Hossein Sharifi Renani & Saeed Daei-Karimzadeh	392

Content

Evaluating The Effectiveness of the GARCH-ARMA Model in Examining the Heterogeneity of Noise Shareholder ...	424
Mohammad Hassan Saleh , Fazel Mohammadi Nodeh & Mojtaba Maleki Choobari	
Investigating the Effect of Investors Emotional Trend and Information Asymmetry on Option Pricing	446
Mahdi Vakili , Alireza Heidarzadeh Hanzae & Mohammad Abdollahi Keyvani	
Providing a strategic financing model with a focus on working capital optimization	468
Amir Emadoddini , Mansour Gerkaz , Alireza Maetoofi & Khadije eslami	

The Financial Economics

Vol. (19), Issue (70)
April 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 Esmailzadeh

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. Esmail 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 Esmailzadeh	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