بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه اقتصاد محاسباتی

شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

سال دوم، شماره ۴، پاییز ۱۴۰۲

صاحب امتیاز: **دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران غرب**

مدیر مسئول: دکتر مریم لشکری زاده

سردبیر: دکتر احمد جعفری صمیمی

مدیر داخلی: **دکتر سهیلا کاغذیان**

دبیر تخصصی: **دکتر یزدان نقدی**

هیات تحریریه:

دکتر احمد جعفری صمیمی (استاد اقتصاد دانشگاه مازندران)

دکتر سید عبدالمجید جلائی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان)

دکتر جعفر حقیقت (استاد اقتصاد دانشگاه تبریز)

دکتر علیرضا عرفانی (استاد اقتصاد دانشگاه سمنان)

دکتر حسن فرازمند (استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز)

دکتر سارا امام قلی پور سفید دشتی (استاد اقتصاد سلامت دانشگاه تهران)

دکتر نادر مهرگان (استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا)

دکتر کامبیز هژبر کیانی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر نازنین پیله وری سلماسی (استاد مدیریت صنعتی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر حسین عیوض لو (دانشیار اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع))

دکتر علیرضا امینی (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر عباسعلی ابونوری (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر طاهر ارمغانی (دانشیار مکانیک ـ تبدیل انرژی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر مریم مصلح (دانشیار ریاضی کاربردی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

آدرس: تهران، شهرک قدس(شهرک غرب)، میدان صنعت، ابتدای خیابان فرحزادی نرسیده به مجتمع میلاد نور، ابتدای خیابان سیمای ایران، پلاک یک، مجتمع آموزشی پیامبر اعظم(ص)

تلفن: ۰۲۱۸۸۳۸۵۷۷۱

ایمیل نشریه: *ecomag.wtiau@gmail.com*

داوران این شماره:

دکتر نادر مهرگان (استاد، دانشگاه بوعلی سینا) ـ دکتر سید علی پایتخت اسکوئی (دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی تبریز) ـ دکتر حمید آسایش (دانشیار ـ دانشگاه آیت الله بروجردی) ـ دکتر مهدی جعفری (استادیار، دانشگاه قم) ـ دکتر یعقوب اندایش (استادیار،دانشگاه چمران اهواز) ـ دکتر سهیلا کاغذیان (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر یزدان نقدی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر اعظم حاجی آقاجانی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی چالوس) ـ دکتر محمد حسین درویش متولی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر علی عباس حیدری (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر رضا رحیمی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز) ـ سید یحیی ابطحی مهرجردی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی یزد) ـ فرشاد پرویزیان (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران جنوب) ـ رضا شرافتیان (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی شیراز) ـ دکتر محمد کریمی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی نیشابور) ـ دکتر مریم شریف نژاد (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی اراک)

فهرست مقالات

۱. تأثیر شاخص‌های سلامت بر شاخص‌های توسعه اقتصادی در استان‌های ایران
محبوبه فرزاد، محسن زاینده‌رودی، سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی ۱

۲. تحلیل پیوند پسین و پیشین محصولات تولیدی شرکت فولاد خوزستان با داخل شرکت و اقتصاد ملی با رهیافت جدول داده - ستانده بنگاهی
یعقوب اندایش، زیبا سعیدی ناشلیل ۱۷

۳. اثرات بازار جهانی نفت‌خام بر بازار سرمایه ایران در دوره پاندمی کووید-۱۹
عباس معمارزاده ۴۷

٤. بررسی راه‌های فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری
جواد قنبری‌نژاد، مهدی صالحی، احمد پیفه ۶۹

۵. اثرات متقابل شاخص کل قیمت سهام با قیمت طلا و نرخ ارز: رهیافت MSVAR
حمید هوشمندی ۹۷

٦. ارائه مدل تکاملی فروش استقراضی با استفاده از هوش جمعی و الگوریتم کلونی مورچگان
صادق حجتی، آرش نادریان، مجید اشرفی، جمادوردی گرگانلی دوجی ۱۲۵

۷. رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رهیافت خود توضیحی برداری با وقفه‌های گسترده
غلامعلی حاجی، فریبا رشنو ۱۵۳

هوالمستعان

راهنمای نویسندگان فصلنامه اقتصاد محاسباتی

ـ فرم تعهد نامه اولیه

ـ فرم تعارض منافع

- مقالات ترجیحاً با استفاده از نرم‌افزار Microsoft office Word ۲۰۰۷ و یا بالاتر نوشته شود.
- نوع و اندازه حروف برای زبان فارسی با قلم« ب لوتوس» و سایز ۱۲ و برای زبان انگلیسی Times New Roman و سایز ۱۱ باشد.
- عنوان اصلی فارسی: فونت «ب یاقوت» ۱۵
- سر فصل ها: فونت «ب لوتوس پررنگ» ۱۳

عنوان	• عنوان منعکس کننده محتوای مقاله باشد. • بدون فاصله، اختصار، نقطه، ویرگول، خط تیره، کروشه و پرانتز باشد. • مختصر، ساده و قابل درک باشد.
مولف (مولفین)	• نام نویسنده (گان) زیر سطر عنوان مقاله ذکر گردد. • نویسنده مسئول (Corresponding author) با علامت * متمایز شود و در زیرنویس صفحه اول در کنار مشخصات نویسندگان، قید شود. • مشخصات کامل نویسنده (گان) شامل رتبه علمی و نشانی نویسندگان و محل اشتغال آنها که شامل دانشگاه، دانشکده و یا موسسه تحقیقی مربوط به آنان است در پاورقی صفحه اول، چکیده فارسی و همچنین چکیده انگلیسی درج گردد. (پاورقی فارسی فونت B Lolus سایز ۸ و پاورقی انگلیسی Times New Roman، سایز ۸) • در چکیده انگلیسی نام نویسندگان بصورت ابتدا نام و سپس نام خانوادگی در پایین عنوان با فونت Times New Roman پررنگ و سایز ۱۰، نوشته شده و در پاورقی مشخصات کامل نویسنده (گان) درج گردد. • آدرس الکترونیک نویسندگان درکنار مشخصه آن‌ها در پاورقی صفحه اول چکیده فارسی و انگلیسی ذکر شود.

چکیده	چکیده مقاله (اعم از فارسی و انگلیسی) در صفحه‌های مستقل به صورت سازمان یافته دارای ساختار (structure) حداکثر دارای ۲۵۰ کلمه با تاکید بر "روش تحقیق" و "نتایج") بدون ذکر منابع نوشته شود. • کلید واژه‌ها (Keywords) بین ۵- ۳ واژه اصلی و در چکیده فارسی به زبان فارسی و در چکیده انگلیسی به زبان انگلیسی باشد و با یکدیگر مطابقت داشته باشد. • بزرگ نویسی حرف اول کلمات در کلید واژه انگلیسی نیاز نیست. • *کلید واژه ها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) از یکدیگر جدا شوند.* • طبقه بندی JEL بعد از کلید واژه ها قرار گیرند. برای دریافت طبقه بندی JEL کلیک کنید.
متن اصلی مقاله	• متن اصلی مقاله شامل: مقدمه ،ادبیات موضوع (نظریات و مطالعات انجام شده)، روش تحقیق، یافته ها، نتیجه گیری و پیشنهادات و منابع باشد. • سرتیترها در متن اصلی با فونت ب لوتوس پررنگ، سایز ۱۳ و زیر بخش‌ها با همان فونت، سایز ۱۲ شماره گذاری شود. • مقاله ارسالی با احتساب چکیده‌ها، جداول، نمودارها، تصاویر و فهرست منابع حداکثر از ۲۵ صفحه بیشتر نباشد. • اندازه صفحات باید برابر A4 و حدود بالا، پایین، چپ و راست صفحات ۴/۵ سانتی متر انتخاب شود. • فاصله بین خطوط ۱/۱۵ آنلاین
جداول، نمودارها و فرمول‌ها	• عنوان جداول و نمودارها در بالا و وسط با فونت ب لوتوس پررنگ و سایز ۱۰ • منبع جداول و نمودارها در پایین و سمت راست با فونت ب لوتوس و سایز ۱۰ • اعداد داخل جداول و نمودارها فارسی با فونت ب لوتوس و سایز۹ • برای ممیز از نقطه استفاده نشود. • جداول و نمودارها، شماره‌گذاری شود. • جداول، نمودارها و فرمول ها به صورت عکس نباشد. • روابط ریاضی و معادلات در اکوئیشن ۲۰۰۷ به بالا نوشته شود. • فرمول‌ها و معادلات مقاله به‌صورت پیاپی در سمت راست به فارسی شماره‌گذاری شوند.
منابع به صورت End Note	• منابع مقاله اعم از کتاب یا مقاله، علامت‌گذاری شود و به ترتیب الفبایی بر حسب نام خانوادگی نویسندگان و مطابق با شیوه APA باشد. • برای آشنایی با شیوه‌ی APA کلیک کنید.
تشکر و قدردانی	• در این قسمت از مؤسسه تأمین کننده بودجه، افراد و یا سازمان‌هایی که به نحوی در انجام مطالعه و یا نگارش مقاله همکاری نموده‌اند قدردانی می گردد.

فایل‌های اجباری برای ارسال توسط نویسندگان	• فایل اصل مقاله با نام در قسمت فایل اصل مقاله • فایل مشخصات کامل نویسندگان به فارسی و انگلیسی در قسمت مشخصات نویسندگان ویا در قسمت فایل‌های تکمیلی • فایل اصل مقاله بدون نام در قسمت فایل های تکمیلی • فرم تعهد نامه اولیه در قسمت نامه به سردبیر • فرم تعارض منافع

اندازه و نوع قلم ها

اندازه قلم	نام قلم	موقعیت استفاده
۱۵	ب یاقوت پررنگ	**عنوان مقاله**
۱۳	Times New Roman Bold	**عنوان انگلیسی**
۱۳	**ب لوتوس پررنگ**	**عناوین بخش‌ها و عنوان چکیده**
۱۱	ب لوتوس	**متن چکیده**
۱۲	**ب لوتوس پررنگ**	**عنوان واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL**
۱۱	**ب لوتوس و تایمز**	**فونت واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL**
۱۲	ب لوتوس	**متن**
۱۰	ب لوتوس	**متن جداول و شکل‌ها**
۱۰	----	**معادلات و فرمول ها**
۱۱	ب لوتوس	**منابع فارسی**
۱۱	Times New Roman	**منابع انگلیسی**
۱۱	Times New Roman	**متن چکیده انگلیسی**
۱۱	**ب لوتوس پررنگ**	**اسامی نویسندگان فارسی**
10	**Times New Roman Bold**	**اسامی نویسندگان انگلیسی**

مقاله پژوهشی، صفحات: ۱ تا ۱۶

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

تأثیر شاخص‌های سلامت بر شاخص‌های توسعه اقتصادی در استان‌های ایران

محبوبه فرزاد[۱]
محسن زاینده‌رودی[۲*]
سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی[۳]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۷/۲۹ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۱۰/۱۹

چکیده

شاخص‌های سلامت به عنوان عاملی مهم در توسعه کشورها می‌تواند در بالا بردن سطح شاخص‌های توسعه‌ای مؤثر باشند. تحقیق حاضر با هدف بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر شاخص‌های اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۵ برای ۳۱ استان کشور انجام شده است. پژوهش حاضر از نوع کاربردی و تحلیلی می‌باشد. تجزیه و تحلیل داده‌ها از طریق نرم‌افزار Stata17 و تخمین مدل از الگوی (Panel Data) و برای دستیابی به نتایج فرضیه‌ها از آزمون Xtpcse استفاده گردیده است. نتایج حاصل از تخمین مدل نشانگر تأثیر مثبت و معنادار شاخص‌های سلامت بر شاخص‌های اقتصادی نظیر نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، نرخ بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، ضریب جینی مناطق شهری و روستایی، سرانه تولید ناخالص داخلی، محصول ناخالص داخلی، هزینه‌های بهداشت و درمان و آموزش را نشان می‌دهد. بنابرین شاخص‌های سلامت می‌تواند در توسعه اقتصادی تأثیر گذار باشد لذا با برطرف کردن موانع بهبود سلامت، می‌توان در راستای بهبود توسعه پایدار استان‌ها در حوزه اقتصادی و سایر حوزه‌های آموزشی و انسانی و دیگر حوزه‌ها تلاش نمود.

واژگان کلیدی: شاخص‌های سلامت؛ نرخ مشارکت اقتصادی؛ جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر؛ هزینه‌های بهداشت و درمان؛ مدل پانل دیتا

طبقه‌بندی JEL: D63; I1; E01; H72; O3

[۱] دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد ، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران، پست الکترونیکی: mahboobeh_farzad@yahoo.com
[۲*] دانشیار اقتصاد،گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: m_roody2000@yahoo.com
[۳] استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران،، پست الکترونیکی: jalaee@uk.ac.ir

۱. مقدمه

در بررسی ابعاد و شاخص‌های اساسی توسعه هر جامعه‌ای، چگونگی کمیت و کیفیت ارائهٔ خدمات بهداشتی – درمانی و میزان دسترسی افراد آن جامعه در مناطق شهری و روستایی به این خدمات مدنظر قرار می‌گیرد (ایرنا، ۱۳۸۷). ماهیت خدمات بهداشتی – درمانی به گونه‌ای است که نیاز به آن‌ها منحصر به گروه خاصی از مردم نمی‌شود و در واقع، همهٔ انسان‌ها در تمامی سکونت‌گاه‌ها بدان نیازمند می‌باشند. فقدان یا کمبود خدمات بهداشتی و درمانی به ویژه در روستاها، شهرهای کوچک و مناطق محروم، پیامدهای منفی زیادی را به همراه خواهد داشت که مهمترین آن‌ها، اثرات ناگواری است که متوجه زندگی انسان‌هاست. تلاش ساکنان مناطق محروم برای بهره‌مندی از امکانات و خدمات درمانی، در بیشتر مواقع به مهاجرت موقت آن‌ها به شهرهای بزرگ منجر می‌گردد که مستلزم صرف هزینه و زمان زیادی است. در موارد ویژه، ممکن است این مهاجرت موقت به مهاجرت دائم تبدیل گردد که در این صورت، پیامدهای سوء دیگری نیز به دنبال خواهد داشت (ضرابی و شیخ بیگلو۱۳۹۰)

سلامت مفهوم وسیعی دارد (نایدو و ویل، ۲۰۰۰)[1] سلامتی یک روند پویا است و با گذشت زمان نیز مفهوم آن تغییر خواهد کرد (اون، ۲۰۰۰)[2]. سلامتی عبارت است از بیمار نبودن (بنی‌فاطمه، عباس زاده و چایچی تبریزی، ۱۳۹۰) .در طب سنتی برای انسان چهار طبع قائل بودند و اعتقاد داشتند که هرگاه این چهار طبع مخالف در حال تعادل باشند فرد سالم است (پارک، ۱۹۷۰)[3]. سلامتی یک پروسه چند محوری است، از یک سو عوامل بسیاری در ایجاد و تداوم آن نقش دارند و حاصل مشارکت تمام دستگاه‌های اجرایی یک جامعه است و از طرف دیگر، مقوله سلامت تأثیر قابل توجهی بر سایر بخش‌های جامعه دارد (خانزادی، فتاحی و مرادی، ۱۳۹۵).

واژه توسعه دارای تعاریف مختلفی می‌باشد (فیلیپس، ۲۰۱۱)[4]. اما توسعه منطقه‌ای از نظر مورگان، یک سری اهداف ملی و بین‌المللی است که با هدف تجزیه و تحلیل مناطق و شهرستان‌ها، جهت رسیدن به توسعه اقتصادی و سیاست‌های عمومی است (مورگان و نائولیرز، ۱۹۹۹)[5]. توسعه به معنای ایجاد شرایط مناسب یک زندگی سالم برای تمامی افراد جامعه است و

[1] Naidoo&Wills
[2] Oanne
[3] Park
[4] Philips
[5] Morgan&Nauwelaers

دربرگیرنده جنبه‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی می‌باشد (کرن و مالوی، ۲۰۲۱)[1]. توسعه بهبود کیفیت زندگی همه می‌باشد و نه عده محدودی (عبدالله و مناف، ۲۰۲۲)[2].

توسعه اقتصادی عبارت است از رشد اقتصادی همراه با تغییرات بنیادین در اقتصاد و افزایش ظرفیتهای تولیدی اعم از ظرفیتهای فیزیکی، انسانی و اجتماعی. در ابتدا لازم است دو کلمه رشد و توسعه را از یکدیگر تمایز دهیم. باید بدانیم که این دو لغت دارای دو مفهوم متفاوت و جدا از یکدیگر می‌باشند، به‌طوری که واژه لاتین آن‌ها نیز با یکدیگر تفاوت دارد. در زبان انگلیسی معادل رشد واژه "Growth" و توسعه معادل واژه "Development" می‌باشد.

بین مناطق مختلف یک کشور، نابرابری‌های زیادی در بسیاری از زمینه‌ها وجود دارد (سرلک، ۱۳۹۴). توزیع عادلانه امکانات و تسهیلات بهداشتی یکی از اصلی‌ترین پیش‌نیازهای افزایش سطح برخورداری جامعه از خدمات و مراقبت‌های سلامت می‌باشد (صادقی‌فر و همکاران، ۱۳۹۳). نابرابری در بهداشت و درمان در بین مناطق، بیانگر تفاوت‌ها در میزان توسعهٔ امکانات بهداشتی و درمانی در بین شهرها، روستاها، مناطق و کشورها می‌باشد (فنگ، ۲۰۱۰)[3]

بر این اساس هدف اصلی توسعه، حذف نابرابری‌ها است (هودر، ۲۰۰۰)[4]. کاهش نابرابری در بهره‌مندی از منابع و امکانات جامعه تاثیر بسزایی دارد. (سرائی، امیدوار و شوراکی، ۱۳۹۲)

یکی از گام‌های اساسی جهت سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی منطقه‌ای در بخش خدمات بهداشتی و درمانی کشور، اطلاع از وضع موجود این خدمات در استان‌ها است که می‌توان یک کشور را به مناطق مختلف تقسیم کرد و سپس به بررسی کمبودهای مورد نظر در بخش‌های مختلف پرداخت؛ هدف از برنامه‌ریزی، استفاده بهینه از منابع، برای توسعهٔ می‌باشد (زندیان، قیاثوند و نسیم دوست، ۲۰۱۰)

بنابر اصل ۲۹ قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، برخورداری از یک زندگی سالم و با کیفیت، حقی است همگانی که مسئولیت آن بر عهدهٔ دولت‌هاست و پیش‌شرط تحقق توسعهٔ پایدار است (گاردین، ۲۰۱۸)[5]. کشور ایران نیز با تصویب سیاست‌های تحول سلامت و پزشک خانواده، گام‌های اساسی را برای تغییر در این بخش برداشته است که لازمه این مهم، تغییر در اولویت قرار دادن مناطق کمتر توسعهٔ یافته در کشور است؛ یکی از اهداف بلند مدت نظام برنامه

[1] Crane& Malloy
[2] Abdillah&Manaf
[3] fang et all
[4] Hodder
[5] Guardian

سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ می‌باشد. جامعه های بشری شاهد پیشرفت‌های چشمگیری در شاخص های وضعیت سلامت بوده اند. کنترل بسیاری از بیماری‌های عفونی، کاهش گستردهٔ مرگ و میر اطفال را به همراه داشت(وین رایت، ۲۰۰۸)[1].

با توجه به اینکه سلامت و سلامتی ارتباط نزدیکی با پیشرفت و توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و آموزشی دارد و افراد سالم و بانشاط و شاداب انگیزه بیشتری برای فعالیت دارند و و این باعث می‌شود هزینه‌هایی که منجر به کاهش درآمد ملی و توسعه می‌شود، کاهش یابد. در این مقاله از متغیرهایی نظیر نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، نرخ بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، ضریب جینی مناطق شهری و روستایی، سرانه تولید ناخالص داخلی، محصول ناخالص داخلی، هزینه‌های بهداشت و درمان و آموزش در استان‌ها به عنوان شاخص‌های توسعه اقتصادی استفاده شده است و تلاش شده تا تأثیر شاخص‌های سلامت برتوسعه اقتصادی استان‌ها در ایران مورد بررسی قرار گیرد. توجه به نقش سلامت بر توسعه اقتصادی استان‌های کشور و همچنین استفاده هم زمان از شاخص‌های فرهنگی و آموزشی نوآوری این تحقیق است.

۲. ادبیات موضوع

در دهه‌های گذشته، افراد رشد اقتصادی را تابعی از سرمایه و تحصیلات می‌دانستند، اما امروزه با این استدلال که کارگر سالم، بهتر و بیشتر از کارگر بیمار تولید می‌کند و به طور کلی اثربخشی بیشتری دارد، مفهوم سلامت نیز وارد مدل‌های رشد اقتصادی شده است. در برخی مطالعات، امید به زندگی به عنوان نماینده سلامت جامعه، وارد مدل شده است. بین سلامت و رشد اقتصادی ارتباط متقابل وجود دارد، بدین معنی که ارتقای سلامت افراد جامعه، رشد اقتصادی را بالا می‌برد و رشد اقتصادی نیز به ارتقای سطح سلامت کشور منجر می‌شود. با ارتقای سطح بهداشت و سلامت جامعه، در دوره‌های بعد، منابع کمتری برای مخارج درمانی مورد نیاز است و استفاده از این منابع مازاد در سایر بخش‌ها باعث رشد اقتصادی بالاتر خواهد شد (شاهی، ۱۳۹۶).

باتوجه به اهمیت بحث سلامت و اثرگذاری آن بر متغیرهای توسعه، مطالعات داخلی و خارجی نیز در این زمینه انجام شده است که در ادامه به آن‌ها پرداخته خواهد شد.

[1] Wainwright

۲-۱. پیشینه داخلی

عارفی و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه ای به بررسی تأثیر شاخص سلامت بر رشد و توسعه اقتصادی کشور در استان‌های برخوردار و کم برخوردار پرداختند. براساس نتایج تحقیق، شاخص‌های مخارج سلامت و آموزش خانوار، میزان مرگ و میرکودکان زیر پنج سال و عملکرد اعتبارات عمرانی بر رشد اقتصادی هردو گروه استان‌های برخوردار و کم برخوردار مؤثر بوده و براستان‌های کم برخوردارتاثیر بیشتری داشته و توجه بیشتر دولت را می‌طلبد. نتایج در ارتباط شاخص سلامت نشان می‌دهد که این شاخص یک متغیر بلند مدت است و سیاست‌های مرتبط با آن آثار بلندمدت بر رشد وتوسعه اقتصادی دارد.

شفیعی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه ای به بررسی آثار نوسانات تورمی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی و نرخ بیکاری به عنوان شاخص‌های اقتصادی کلیدی موثر بر سلامت جامعه به این نتیجه رسیدند که نوسانات تورمی شامل مخارج مصرفی و نرخ بیکاری بر سلامت جامعه اثرگذار است، بر همین اساس هدفگذاری توزیعی و حمایتی از کالاها و مصارف مرتبط با سلامت و تقویت نهادهای بیمه ای توصیه شده است.

جعفری و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به تأثیر وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی و کیفیت نهادی بر سلامت در ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت تأثیر رانت نفت به عنوان شاخص وابستگی به منابع طبیعی، بر امید به زندگی در ایران به صورت U معکوس بوده است. به عبارتی تا اندازه مشخصی رانت منابع نفتی اثر مثبتی بر امید به زندگی داشته، اما با افزایش وابستگی به منابع نفتی، این اثر منفی شده است.

حسینی دوست و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه خود تحت عنوان بررسی تعاملات بین شاخص‌های مراقبت‌های سلامت، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی به بررسی تأثیرات دوجانبه و همزمان متغیرهای اقتصادی کلان بر میانگین عمر و مرگ و میر نوزادان در ایران پرداختند. یافته‌ها نشان داد که رشد درآمد فردی تأثیر مثبت ۳۱٪ بر رشد شاخص میانگین عمر دارد، اما رشد تفاوت‌های طبقاتی یا نابرابری درآمد اثر منفی بر این شاخص دارد. علاوه بر این، افزایش بودجه بهداشت در ایران منجر به کاهش ۸۳٪ در نرخ مرگ و میر نوزادان شده است. در نهایت، یافته‌های مطالعه حاکی از تأثیرات همزمان و مثبت بهبود رشد میانگین عمر و تأثیر معکوس نشانگرهای رشد مرگ و میر نوزادان بر رشد اقتصادی ایران است.

جلیلی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه ای تحت عنوان بررسی رابطه علّی بین سلامت زنان و رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 به این نتیجه رسیدند که رابطه علیت از سمت متغیرهای

شاخص‌های سلامت به سمت رشد اقتصادی وجود ندارد ولی از سمت رشد اقتصادی به سمت شاخص‌های سلامت رابطه علیت وجود دارد. بنابراین رابطه علی یکطرفه از رشد اقتصادی به امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ و میر وجود دارد.

بابائی (۱۳۹۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت و متغیرهای کلان اقتصادی بر سطح امید به زندگی پرداخت. مقایسه پانل‌های کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه حاکی از آن است که تقریبا در هر دو دسته از شاخص‌های مورد بررسی تأثیر شاخص‌های اقتصادی و سلامت بر شاخص امید به زندگی در کشورهای درحال‌توسعه بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته است. این امر می‌تواند ناشی از وضعیت بد شاخص‌های اقتصادی و سلامتی در کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته باشد که با هر تغییری در این متغیرها وضعیت شاخص امید به زندگی تغییرات بیشتری را نسبت به کشورهای توسعه‌یافته از خود نشان می‌دهد.

رضازاده و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که رابطه علی یکطرفه از مخارج سلامت سرانه حقیقی به تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی در کشورهای اندونزی، ایران، و مالزی وجود دارد و در کشور پاکستان نیز رابطه علی از GDP حقیقی به مخارج سلامت قابل مشاهده است. در سایر کشورها هیچگونه رابطه علی بین متغیرهای اشاره شده مشاهده نشده است.

قاسمیان و راغفر (۱۳۹۸)در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که، ضریب برآورد شده برای متغیر مخارج سلامت و بهداشت نیروی کار در هر دو مدل مثبت و معنادار است که مطابق با آن، اگر مخارج بهداشت و سلامت، یک واحد افزایش یابد، سطح بهره‌وری و کارایی نیروی کار افزایش و متعاقباً به افزایش تولید ناخالص داخلی منجر خواهد شد. نرخ امید به زندگی با ضریب بسیار کوچک اثر معناداری بر درآمد سرانه استان‌ها داشته است، ضریب متغیر دوربین فضایی مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار به صورت معناداری متفاوت از صفر است و تاثیر مثبت و معناداری بر درآمد سرانه و نرخ رشد داشته است.

۲-۲. پیشینه خارجی

چاکرون[1] (۲۰۲۳) در مطالعه خود نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین سلامت و رشد اقتصادی

[1] Chakroun

غیرخطی است. یافته‌ها حاکی از تأثیر سلامت بر اقتصاد است. رشد تنها زمانی مثبت است که وضعیت سلامتی به حداقل آستانه برسد. این مطالعه با توجه به ادبیات موجود با ارائه شواهد تجربی که از این مفهوم حمایت می‌کند نشان می‌دهد که سلامت یک عامل تعیین کننده رشد اقتصادی است و اینکه سطح آستانه ای وجود دارد که فراتر از آن سلامت تأثیر مثبتی بر اقتصاد دارد.

گمز آزتورک[1] (۲۰۲۳) در مطالعه خود نشان می‌دهد سلامتی با افزایش طول عمر نیروی کار جوان‌تر در سنین ۱۵ تا ۲۰ سال اثرات قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارد، بطوریکه پس از ۲۰ سالگی، میزان همگرایی با افزایش سن اندکی کاهش می‌یابد. افزایش مرگ و میر بزرگسالان از طریق از دست دادن سرمایه انسانی در سنین مولد و کاهش انگیزه‌های سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی بر رشد تولید تأثیر منفی می‌گذارد و با افزایش نرخ رشد، پس انداز به طور قابل توجهی افزایش می‌یابد

رایدوان و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعه خود نشان دادند که کشورهای کمترتوسعه یافته تأثیر بالاتری از سلامت بر رشد دارند که توسط گذر اقتصادی–جمعیتی در این کشورها پویا شده است. تغییرات تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی همچنین تحت تأثیر داده‌های موجود، روش اندازه‌گیری، مشخصات مدل، رسانه انتشار، و ویژگی‌های هر کشور در هر مطالعه قرار دارد. مطالعاتی که درون‌زایی را در نظر نمی‌گیرند، به نظر می‌رسد که انحراف مثبتی ایجاد می‌کنند. مطالعات با متغیرهای جامع‌تر به نظر می‌رسد که تأثیر تخمینی سلامت را بر رشد افزایش می‌دهند. تعداد بیشتر سال‌های تحصیل اجباری، تجربه کاری بیشتر و شرایط محیطی ملایم نیز اندازه تأثیر را افزایش می‌دهند. به طور کلی، نقش کلیدی عامل سلامت در توضیح رشد اقتصادی در سراسر کشورها را تأیید می‌کنند.

جوکای و همکاران[3] (۲۰۲۱) در مطالعه خود به بررسی اثرات هزینه‌های تحقیق و توسعه، آموزش و بهداشت بر توسعه اقتصادی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که افزایش یک واحدی هزینه‌های آموزشی و بهداشتی بیش از یک واحد به رشد اقتصادی کمک می‌کند. در مقابل، مخارج تحقیق و توسعه تأثیر مثبت جزئی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت اما بیشتر در بلندمدت دارد.

[1] Gamze Ozturk
[2] Masagus M. Ridhwan, Peter Nijkamp, Affandi Ismail & Luthfi M.Irsyad
[3] Gokkaya, Durmuş, Şenol, Osman, Çirakli, Umit

طارق احمد لون و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه خود یک رابطه علّی بلندمدت بین هزینه‌های سلامت و پیامدهای سلامت مشاهده کردند که نشان می‌دهد هر دوی این متغیرها تحت تأثیر هزینه‌های سلامت قرار گرفته‌اند. این رابطه را در کوتاه مدت نیز وجود داشت که نشان می‌دهد که هزینه‌های بهداشتی بهتر منجر به نتایج سلامت بهتر می‌شود.

محمد تسلیم آدین و سیف الاسلام[2] (۲۰۲۱) در مطالعه خود نشان می‌دهند که شاخص‌های سلامت – نرخ بقا و امید به زندگی – به طور مثبت با رشد تولید ناخالص داخلی سرانه مرتبط هستند. وقتی میزان بقا با امید به زندگی جایگزین شود، تأثیرات قوی‌تری پیدا می‌کند. این یافته‌ها همچنین نشان می‌دهند که پیامدهای بهداشتی زمانی که با تولید ناخالص داخلی سرانه تعامل داشته باشند، باعث افزایش رشد تولید ناخالص داخلی می‌شوند. این مطالعه نیز نشان می‌دهد که نسبت وابستگی قدیمی به طور مثبت بر رشد اقتصادی در کشورهای آسیای جنوبی تأثیر می‌گذارد و پاسخ‌های سیاستی مناسبی را برای کاهش تأثیر منفی پیری در این منطقه نشان می‌دهد. مفهوم سیاستی که از این مطالعه به دست می‌آید این است که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در منطقه جنوب آسیا می‌تواند از طریق بهبود سلامت جمعیت تسریع شود.

سید عبدالرحمان خان و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه خود نشان می‌دهند که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در عملیات لجستیک باعث بهبود عملکرد زیست‌محیطی و اقتصادی برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود، در حالی که عملکرد زیست‌محیطی با هزینه‌های بهداشت عمومی همبستگی منفی دارد، که نشان می‌دهد پایداری محیطی بیشتر می‌تواند سلامت انسان و رشد اقتصادی را بهبود بخشد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی و عملکرد ضعیف زیست‌محیطی، رشد اقتصادی را در بازدهی پایین و بهره‌وری پایین نیروی کار تضعیف می‌کند و در نتیجه سرعت فعالیت اقتصادی را کاهش می‌دهد.

در مطالعاتی که در پیشینه تحقیق آورده شد، تأثیر و رابطه بین شاخص‌های سلامت و شاخص‌های اقتصادی توضیح داده شد. که این مطالعات نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری میان این این دو متغیر مستقل و وابسته وجود دارد. نوآوری این مطالعه نسبت به سایر مطالعات آن است که در این مطالعه علاوه بر این که تأثیر شاخص‌های سلامت بر شاخص‌های توسعه اقتصادی در نظر گرفته شده، شاخص‌های آموزشی و فرهنگی نیز همزمان برای ۳۱ استان

[1] Tariq Ahmad Lone, Zeba Sheereen, Javaid Ahmad Dar and Parveez Ahmad Lone
[2] Mohammad Taslim Uddin, Mohammed Saiful Islam

کشور مورد بررسی قرار گرفته است.در مطالعاتی که در قسمت پیشینه تحقیق ذکر شده، تأثیر توامان این متغیرها بررسی نشده است.

۳. روش تحقیق

این تحقیق از لحاظ هدف کاربردی بوده و از لحاظ روش تجزیه و تحلیل، از نوع تحلیلی است. جامعه آماری در این تحقیق، ۳۱ استان ایران می‌باشد که شاخص‌های مورد نظر سلامت و آموزشی طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۵ جمع آوری شده است که برای انتخاب آنها از معیارهای مختلفی نظیر در دسترس بودن اطلاعات و سایر معیارها استفاده شده است. کلیه داده‌های تحقیق از پایگاه داده‌های آماری استخراج شده است.

برآورد مدل براساس «داده‌های پانل» است. در حالت کلی، مدل زیر نشان دهنده‌ی یک مدل با داده‌های ترکیبی است:

$$y_{it} = \alpha_{1it} + \sum_{k=2}^{k} \beta_{kit} X_{kit} + e_{it} \qquad (۱)$$

که در آن $i=1,2,\ldots n$ نشان دهنده‌ی واحدهای مقطعی (مثلا استان‌ها) و $t=1,2,\ldots,T$ بر زمان اشاره دارد. y_{it} متغیر وابسته را برای i امین واحد مقطعی در سال t و X_{kit} نیز k امین متغیر مستقل غیر تصادفی برای i امین واحد مقطعی در سال t ام است.

این مطالعه با گنجاندن شاخص‌های سلامت و شاخص‌های توسعه اقتصادی در معادله و استفاده از روش‌های قوی‌تر مانند رگرسیون خطی با XTPCSE، خود را از سایرین متمایز می‌کند. تکنیک‌های XTPCSE، NEWEY و XTSCC، همانطور که توسط زای و همکاران[1] (۲۰۲۰) و هوچل[2] (۲۰۰۷) اثبات شده است، به طور موثر به مسائل مربوط به ناهمگونی مقطعی، درون زایی و همبستگی سریال می‌پردازند، و از مکمل روش شناختی همسو با اهداف تحقیق اطمینان می‌دهند.

این مطالعه از یک رویکرد اقتصادسنجی برای رسیدگی به مشکل ناهمگونی که توسط مطالعات قبلی نادیده گرفته شده بود، استفاده می‌کند و نتیجه‌گیری بی‌طرف‌تر را تضمین می‌کند. انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی در مدل پانل ایستا توسط آزمون هاسمن تایید می‌شود و مدل

[1] Xie, Yan, Zhang, Wei
[2] Hoechle

اثر ثابت با p<۰,۰۵ را ترجیح می‌دهد. با این حال، این مطالعه تداوم یک مشکل ناهمگنی را شناسایی می‌کند که از طریق رگرسیون FGLS سری زمانی مقطعی (XTGLS) حل می‌شود. برای افزایش استحکام نتایج ما، این مطالعه از آزمون وابستگی مقطعی (XTPCSE)، استفاده می‌کند. برآوردگر PCSE برای داده‌های سری زمانی و مقطعی (TSCS) همانطور که توسط بک و کاتز[1] (۱۹۹۵) توصیه شده است، استفاده می‌شود و برتری خود را در تولید ضرایب دقیق و خطاهای استاندارد در مقایسه با FGLS نشان می‌دهد، به خصوص زمانی که T نزدیک به N باشد. در مواردی که N < T، مطالعه کاهش کارایی بالقوه برآوردگر PCSE را برجسته می‌کند. استفاده از XTSCC، XTPCSE، یا NEWEY به دستیابی به خطاهای استاندارد دقیق تری برای ضرایب تخمینی، پرداختن به همبستگی مقطعی، همبستگی سریال و ناهمسانی کمک می‌کند و از استحکام تحلیل آماری اطمینان می‌دهد.

٤. یافته‌ها

برای بررسی رابطه بین شاخص نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر با تعداد عناوین کتاب‌های منتشر شده، تعداد مراکز مراقبت، تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی بیمه تأمین اجتماعی مورد سنجش قرار دادیم که در سطح ۰/۰۵ رابطه مستقیم و معناداری و با مرگ و میر زیر پنجسال، رابطه معکوس و معناداری دارد. این مدل نشان می‌دهد که بکارگیری هر سه شاخص بهداشتی و فرهنگی و توسعه انسانی به طور همزمان در مدل مؤثر و معناداری آن‌ها را بر شاخص توسعه اقتصادی از بین نمی‌برد .

از آنجایی که تمام متغیرها بصورت لگاریتم طبیعی وارد مدل شده‌اند ضرایبی که بدست می‌آید کشش هستند، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد عناوین کتاب‌های منتشر شده، متغیر نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر ۰/۰۱ درصد افزایش، با افزایش ۱٪ در متغیر مرگ و میر زیر پنجسال، متغیر نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر ۰/۰۶ درصد کاهش ، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی بیمه تأمین اجتماعی، متغیر نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر ۰/۰۳ درصد افزایش و با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد مراکز مراقبت، متغیر نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر ۰/۰۹درصد افزایش می‌یابد. (جدول ۱).

[1] Beck, Katz

جدول (۱): جدول آزمون xtpcse نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر

کشش نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر	ضریب همبستگی	p>|z|
کشش تعداد عناوین کتاب‌های منتشر شده	۰/۰۱	۰/۰۰۰
کشش مرگ و میر زیر پنج سال	-۰/۰۶	۰/۰۰۰
کشش نسبت تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی سازمان تامین اجتماعی به کل جمعیت	۰/۰۳	۰/۰۰۶
کشش تعداد مرکز مراقبت	۰/۰۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۳/۲۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه بین شاخص سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان‌ها با تعداد بیمارستان فعال، تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی بیمه تأمین اجتماعی مورد سنجش قرار دادیم که در سطح ۰/۰۵ رابطه مستقیم و معناداری و با نرخ بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر رابطه معکوس و معناداری دارد. این مدل نشان می‌دهد که بکارگیری هر دو شاخص بهداشتی و اقتصادی به طور همزمان در مدل مؤثر و معناداری آنها را بر شاخص توسعه اقتصادی از بین نمی‌برد. از آنجایی که تمام متغیرها بصورت لگاریتم طبیعی وارد مدل شده‌اند ضرایبی که بدست می‌آید کشش هستند، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد بیمارستان فعال، متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان‌ها ۰/۰۷ درصد افزایش، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی بیمه تأمین اجتماعی، متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان‌ها ۱/۲۵ درصد افزایش، با افزایش ۱٪ در متغیر نرخ بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان‌ها ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد(جدول ۲).

جدول (۲): جدول آزمون xtpcse سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان ها

کشش سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان ها	ضریب همبستگی	p>|z|
کشش تعداد بیمارستان فعال	۰/۰۷	۰/۰۰۰
کشش نسبت تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی سازمان تامین اجتماعی به کل جمعیت	۱/۲۵	۰/۰۰۰
کشش نرخ بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر	-۰/۱۲	۰/۰۷۱
عرض از مبدأ	۷/۴۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه بین شاخص محصول ناخالص داخلی و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی با تعداد آزمایشگاه‌ها، تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی بیمه تأمین اجتماعی و تعداد مراکز مراقبت مورد سنجش قرار دادیم که در سطح ۰/۰۵ رابطه مستقیم و معناداری دارد. از آنجایی که تمام متغیرها بصورت لگاریتم طبیعی وارد مدل شده‌اند ضرایبی که بدست می‌آید کشش هستند، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد آزمایشگاه‌ها، متغیر محصول ناخالص داخلی و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی ۰/۵۱ درصد افزایش، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی بیمه تأمین اجتماعی، محصول ناخالص داخلی و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی ۱/۱۱ درصد افزایش، با افزایش ۱٪ در متغیر تعداد مراکز مراقبت، محصول ناخالص داخلی و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی ۰/۳۰ درصد افزایش می‌یابد (جدول ۳).

جدول (۳): آزمون xtpcse محصول ناخالص داخلی و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی کشور به قیمت‌های ثابت

کشش محصول ناخالص داخلی و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی کشور به قیمت‌های ثابت	ضریب همبستگی	p> | z |
کشش تعداد آزمایشگاه	۰/۵۱	۰/۰۰۰
کشش نسبت تعداد بیمه شدگان اصلی و تبعی سازمان تامین اجتماعی به کل جمعیت	۱/۱۱	۰/۰۰۸
کشش تعداد مرکز مراقبت	۰/۳۰	۰/۰۰۵
عرض از مبدأ	۹/۲۰	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی، باعث بهبود سطح سلامت جامعه و کاهش هزینه‌های مربوط به درمان خواهد شد. بهبود شاخص‌های سلامت به دلیل وابستگی آنها به شاخص‌های دیگر مانند اقتصاد، آموزش و فرهنگ، همراه با هماهنگی بین سیاست‌های سلامت و سایر سیاست‌های اجتماعی و اقتصادی، ضروری است. همچنین، توسعه بیمه‌های اجتماعی و پوشش بهداشتی می‌تواند به عنوان یکی از عوامل ایجاد ایمنی اجتماعی و افزایش تعامل افراد با بازار کار و رفاه در نظر گرفته شود. بیمه شدن افراد، آن‌ها را در برابر ریسک‌های مالی و اقتصادی مرتبط با بیماری‌ها و تلفات درآمدی محافظت می‌کند. با افزایش پوشش بیمه‌ای، مردم انگیزه بیشتری

برای شروع و توسعه کسب و کارها، پیدا می‌کنند که می‌تواند بهبود شرایط اقتصادی و افزایش GDP و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی را به دنبال داشته باشد. همچنین، توسعه صنعت سلامت می‌تواند به عنوان یک عامل افزایش GDP و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی در نظر گرفته شود و کاهش نرخ بیکاری و افزایش تعداد بیمه شدگان می‌تواند منجر به افزایش درآمد و مصرف درونی شود.

پیشنهادات

- ❖ تشویق کارآفرینی در رشته‌های بهداشت و سلامت به منظور افزایش تعداد آزمایشگاه‌ها و داروخانه‌ها در مناطق کم درآمد.
- ❖ توسعه تسهیلات مالی برای تحصیل در رشته‌های بهداشتی و پزشکی با شرایط آسان‌تر و مطلوب‌تر.
- ❖ توسعه شهرهای تحت پوشش تاسیسات آب شرب و دفع فاضلاب به منظور بهبود شرایط بهداشتی در جامعه.
- ❖ ارتقای سیستم بیمه در کشور با هدف تأمین خدمات بهداشتی و درمانی به شهروندان با کیفیت و مطلوب.
- ❖ تأمین منابع مالی مناسب برای بهبود شرایط دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی در مناطق کم درآمد.
- ❖ تسهیل در تأمین دارو و واکسن‌های لازم در سراسر کشور به منظور جلوگیری از شیوع بیماری‌های پراکنده
- ❖ تشویق به تأسیس کلینیک‌های بهداشتی و درمانی در مناطق کم درآمد به منظور افزایش دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی در این مناطق

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع

- ایرنا، (۱۳۸۷).

- ضرابی، اصغر و شیخبیگلو، رعنا. (۱۳۹۰). سطح‌بندی شاخص‌های توسعه سلامت استان‌های ایران. رفاه اجتماعی، ۴۲(۱۱)، ۱۰۷-۱۲۸.
- بابایی، مجید. (۱۳۹۹). تاثیر شاخص‌های سلامت و متغیرهای کلان اقتصادی بر سطح امید به زندگی (مقایسه‌ی کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته با رویکرد پانل دیتا): یک مطالعه توصیفی-تحلیلی. ۳۱(۷)، ۵۶۸-۵۷۵.
- رضازاده، علی، محمدپور، سیاوش و آقابیگی، آرین. (۱۳۹۷). رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای گروه هشت (D8). فصلنامه برنامه ریزی و بودجه، ۲۳(۴)، ۳۷-۶۲.
- بنی‌فاطمه، حسین، عباس‌زاده، محمد و چایچی، نگار. (۱۳۹۰). بررسی میزان سلامت اجتماعی دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز و عوامل آن. مطالعات جامعه‌شناسی، ۴(۱۱)، ۳۷-۵۰.
- قاسمیان، راغفر. (۱۳۹۸). تحلیل فضایی اثر بهداشت و سلامت نیروی کار بر رشد اقتصادی در ایران (۹۵-۱۳۹۰). تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران، ۱۹(۷)، ۲۳۵-۲۶۰.
- خانزادی، آزاد، فتاحی، شهرام و مرادی، سارا. (۱۳۹۵). بررسی اثرات مخارج بهداشت و درمان دولت بر توسعه انسانی در ایران. اقتصاد و الگو سازی، ۷(۲۵)، ۱۲۹-۱۴۹.
- شاهی، حسن. (۱۳۹۶). اندازه‌گیری تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی. مدیریت سلامت، ۲۰(۶۹)، ۷-۱۸.
- عارفی، مرضیه، زایندهرودی، محسن و اسفندآبادی، سیدعبدالمجید جلائی. (۲۰۲۳). تاثیر شاخص سلامت بر رشد و توسعه اقتصادی کشور در راستای تحقق سیاست‌های کلی سلامت. سیاست‌های راهبردی و کلان.
- میرشفیعی، امیر؛ شهرستانی، حمید؛ معمارنژاد، عباس و غفاری، فرهاد. (۱۴۰۱). نوسانات تورم و آثار آن بر شاخص‌های اقتصادی موثر بر سلامت (نرخ بیکاری و مخارج مصرف کننده). پایش، ۲۱(۳)، ۲۷۳-۲۸۵.
- جعفری طادی، مریم، رجبی، مصطفی و حافظی، بهار. (۲۰۲۱). تاثیر وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی و کیفیت نهادی بر سلامت در ایران (مقایسه ای بین چند کشور توسعه یافته و در حال توسعه صادرکننده نفت).
- سرلک، احمد. (۱۳۹۴). تاثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی استانهای کشور. مدیریت بهداشت و درمان، ۶(۱)، ۷-۱۷.
- صادقی‌فر، جمیل، سیدین، سیدحسام، انجمشجاع، مینا، رحبی، قاسم، موسوی، سیدمیثم و آرمون، بهرام. (۱۳۹۳). تعیین درجه توسعه یافتگی شهرستان‌های استان بوشهر از نظر شاخص‌های بهداشتی درمانی با استفاده از روش تاکسونومی عددی. علوم پزشکی رازی, ۲۱(۱۱۸)، ۸۱-۹۱.

- حسینیدوست، سیداحسان، سپهردوست، حمید، خدابخشی, اکبر و مساحی، شراره. (۱۴۰۰). بررسی تعاملات بین شاخص‌های مراقبت‌های سلامتی، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی علمی ایران، ۳۸(۱۰)، ۶۹-۹۴.
- جلیلی، آیلار، پناهی، حسین و سجودی، سکینه. (۱۳۹۸). بررسی رابطه علّی بین سلامت زنان و رشد اقتصادی در کشورهای گروه 8D: رهیافت علیت پانلی کونیا. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۱۶(۴)، ۱۲۹-۱۶۲.
- سرایی، محمدحسین، امیدوار، کمال و علیزاده شورکی، یحیی. (۱۳۹۲). تحلیل و ارزیابی شاخص‌های اقتصادی – اجتماعی توسعه پایدار در محلات شهر تاریخی میبد. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۲۸(۱)، ۱۷۷-۲۰۴.

- Naidoo, J., & Wills, J. (2000). Health promotion: foundations for practice.
- Oanne, K. (2000). Community health promotion changes for practice Bailliere tindal.
- Park, J. E. (1970). Textbook of preventive and social medicine. (A treatise on community health.). Textbook of preventive and social medicine. (A treatise on community health.).
- Phillips, J. (2011). The conceptual development of a geocybernetic relationship between sustainable development and Environmental Impact Assessment. Applied Geography, 31(3), 969-979.
- Morgan, K., & Nauwelaers, C. (Eds.). (1999). Regional innovation strategies: The challenge for less favoured regions (Vol. 25). Psychology Press.
- Crane, C., & Malloy, M. (2021). The development of temporal-spatial meaning in personal recounts of beginning L2 writers of German. System, 99, 102498.
- Abdillah, K. K., & Manaf, A. A. (2022). Land tenure security for low-income residents' urban livelihoods: A human development approach review of temporary occupation license. Land Use Policy, 119, 106223.
- Fang, P., Dong, S., Xiao, J., Liu, C., Feng, X., & Wang, Y. (2010). Regional inequality in health and its determinants: evidence from China. Health policy, 94(1), 14-25.
- Hodder, R. (2000). Development Geography London.
- Zandian, H, Ghiasvand, H, & Nasimidoost, R. (2010). Measurement of inequality in Ardebils health system resource distribution with lorenz curve and gini coefficients: 2008-2001. Payesh (Health Monitor) Journal, 11(6), pp.805-799
- Guardian Council Research Institute. (2018). The Constitution of the Islamic Republic of Iran. Tehran: Tehran, Guardian Council Research Institute.
- Wainwright, D. (2008). The changing face of medical sociology. A sociology of health, 1-18.
- Chakroun, M. (2023) The Nonlinear Impacts of Health on Economic Growth.

- ÖZTÜRK, G. (2023). WORKFORCE HEALTH AND ECONOMIC GROWTH: EXPLORING THE DYNAMICS FOR MORE THAN HALF A CENTURY. Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, (56), 139-163.
- Gökkaya, D., Şenol, O., & Çirakli, Ü. (2021). Investigation of the Effect of R&D, Education and Health Expenditures on Economic Growth by Panel Data Analysis Method. Sosyoekonomi, 29(50), 95-108.
- Lone, T. A., Sheereen, Z., Dar, J. A., & Lone, P. A. (2021). Does health expenditure affect health outcomes? A cointegration based approach to the Indian healthcare system. International Journal of Behavioural and Healthcare Research, 7(3), 227-240.
- Uddin, M. T., & Islam, M. S. Does Improved Health Help Catalyse Economic Growth? Evidence from South Asian Countries. THE CHITTAGONG UNIVERSITY JOURNAL OF BUSINESS ADMINISTRATION, 331.
- Khan, S. A. R., Zhang, Y., Kumar, A., Zavadskas, E., & Streimikiene, D. (2020). Measuring the impact of renewable energy, public health expenditure, logistics, and environmental performance on sustainable economic growth. Sustainable development, 28(4), 833-843.
- Xie, L., Yan, H., Zhang, S., & Wei, C. (2020). Does urbanization increase residential energy use? Evidence from the Chinese residential energy consumption survey 2012. China Economic Review, 59, 101374.
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. The stata journal, 7(3), 281-312.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. American political science review, 89(3), 634-647.
- Ridhwan, M. M., Nijkamp, P., Ismail, A., & M. Irsyad, L. (2022). The effect of health on economic growth: A meta-regression analysis. Empirical economics, 63(6), 3211-3251.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

مقاله پژوهشی، صفحات: ۱۷ تا ۴۶

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

تحلیل پیوند پسین و پیشین محصولات تولیدی شرکت فولاد خوزستان با داخل شرکت و اقتصاد ملی با رهیافت جدول داده - ستانده بنگاهی

یعقوب اندایش[1*]
زیبا سعیدی ناشلیل[2]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۸/۰۵ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۱۰/۱۹

چکیده

تکنیک داده – ستانده در سطوح ملی، منطقه‌ای و بنگاهی در زمینه‌های اقتصادی، اجتماعی، محیطزیست و انرژی و برای برنامه‌ریزی استفاده می‌شود. مدل داده – ستانده بنگاهی (EIO) تابلوی اقتصادی انعطاف‌پذیری از عرضه و تقاضای داخل و خارج از شرکت است. در این مقاله سعی شده است که با استفاده از الگوی داده – ستانده بنگاهی، ارتباط بین تولیدات شرکت فولاد خوزستان با بخش‌های داخلی این شرکت و نیز با اقتصاد ملی در دو سمت تقاضا و عرضه و در قالب پیوندهای پسین و پیشین، برای سال ۱۴۰۰ بررسی و تحلیل شود. لذا با تدوین جدول داده ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان، ضرایب فزاینده تولید و پیوند پسین و پیشین چهار محصول اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی در داخل شرکت و اقتصاد ملی محاسبه شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که پیوند پسین و پیشین شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی به ترتیب ۳/۲۱ و ۱/۴۱ واحد است. در بین فعالیت های تولیدی شرکت، بیشترین پیوند پسین برای محصول گندله با ۱/۰ واحد و کمترین پیوند پسین برای محصول اسلب با ۰/۵۵ واحد است. گندله و آهن اسفنجی به ترتیب بیشترین و کمترین پیوند پیشین (۰/۷۸ و ۰/۰۲ واحد) با اقتصاد ملی را دارا می‌باشند. در سطح ملی، میلگرد سهم بالایی از تقاضایش از تولیدات شرکت فولاد خوزستان است و سنگ آهن مهمترین ماده مصرفی این ۴ محصول شرکت قلمداد می‌شود.

واژگان کلیدی: جدول داده – ستانده بنگاهی، شرکت فولاد خوزستان، پیوند پسین، پیوند پیشین

طبقه‌بندی JEL: D57; C67; D5; C6

[1*] استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Andayesh230@scu.ac.ir

[2] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران، پست الکترونیکی: zzz.s1376@gmail.com

۱. مقدمه

واسیلی لئونتیف[1] تئوری داده – ستانده و تکنیک‌های آن را برای اقتصاد آمریکا در سال ۱۹۳۶ مطرح کرد. این جدول هم به عنوان چارچوب نظری و هم ابزاری کاربردی برای اقتصاد، تکمیل و تحول یافته جدول اقتصادی «فرانسوا کنه[2]» برای پیش‌بینی‌های اقتصادی است. همچنین جداول داده – ستانده بنگاهی (EIO[3]) نوعی از جداول داده ستانده (IO) هستند که برای یک بنگاه یا گروهی از شرکت‌ها محاسبه و تدوین می‌شود به گونه‌ای که برای تکمیل سیستم‌های حسابداری و برنامه‌ریزی مدیریتی، محیط زیست و مالی نیز مفید واقع می‌شوند. به کمک این جدول می‌توان جریان فیزیکی و پولی را در بین شرکت‌ها جمع آوری کرده و تغییرات در عرضه و تقاضای هر بخش را تجزیه و تحلیل کرد. در جدول EIO، داد و ستد و مبادله‌ی همه‌ی بخش‌های تولیدی به روش کمی بیان می‌شود و اثر تغییر در هر یک از رشته فعالیت‌ها بر یک دیگر قابل برآورد است. در مدل داده– ستانده بنگاهی (EIO) بر روی حساب‌های مربوط به فرآیند عرضه و تقاضا برای تولیدات شرکت تمرکز می‌شود (لارا پناته و لانگا سوا[4]، ۲۰۲۱). این نوع ابزار تجزیه و تحلیل در مطالعات توسعه‌ای اقتصاد، به تفصیل نشان می‌دهد که چگونه تغییرات در یک یا چند بخش اقتصاد بر کل اقتصاد تاثیر می‌گذارد و بسته به هدف بخش‌ها می‌تواند به صورت گسترده تفکیک یا تجمیع شود (میرنیک[5]،۲۰۲۰). داده– ستانده یک ابزار مهم برای مدیریت فعالیت‌های شرکت است و به عنوان روشی موفق برای شبیه سازی قیمت‌های بازار، کنترل محصولات و توسعه پایدار به کار گرفته می‌شود (لی و همکاران[6]، ۲۰۱۲). این پژوهش سعی دارد برای اولین بار در ایران یک مدل داده– ستانده بنگاهی، برای یک نمونه بنگاه بزرگ اقتصادی کشور (شرکت فولاد خوزستان)، را تدوین نماید.

اولین مجتمع تولید آهن و فولاد ایران به روش احیا مستقیم و کوره قوس الکتریکی و همچنین دومین قطب تولید فولاد خام در کشور، شرکت فولاد خوزستان است که از سال۱۳۶۷ شروع به فعالیت کرده است (شرکت فولاد خوزستان، ۱۳۹۶؛ هرمزی نژاد و همکاران، ۱۳۹۴). همچنین تولیدات اصلی شرکت فولاد خوزستان شامل شمش و تختال (بیلت، بلوم، اسلب) و

[1] Leontief wassily
[2] Quesnay franchois
[3] Enterprise Input-Output
[4] Lara-penate & Langa-seva
[5] Miernyk
[6] Li et al.

تولیدات دیگری از جمله گندله و آهن اسفنجی است که برای تولید انواع مقاطع فولادی، ورقه‌های گرم و سرد و فولادهای ساختمانی نیز بکار می‌رود. این شرکت متشکل از سه بخش اصلی تولید یعنی؛ کارخانه‌های گندله سازی، کارخانه‌های احیا مستقیم و بخش فولاد سازی است و کارخانه‌ی آهک، اکسیژن و تصفیه خانه آب از نمونه کارخانه‌های جانبی این مجتمع به شمار می‌آیند (شرکت فولاد خوزستان، ۱۴۰۰). بنابراین از آن جایی که هر بنگاه برای سودآوری بیشتر باید فرایند تولید خود، شبکه تامین، توزیع و فروش را رصد نماید، می‌توان این مهم را برای شرکت فولاد خوزستان که تولیدات آن هم جنبه استراتژیک در سطح کشور دارند و هم جهت سودآوری بهتر و پایدار این مجتمع، با استفاده از تکنیک داده – ستانده بنگاهی تجزیه و تحلیل نمود. این جدول داده – ستانده علاوه بر اینکه داد و ستد داخلی و مبادلات واسطه‌ای شرکت فولاد را مد نظر قرار می‌دهد، فعالیت‌های این شرکت با خارج از آن را نیز هم از جهت تقاضای داده‌ها و هم از نظرعرضه ستانده و شوک‌های قیمتی احتمالی آن بررسی می‌کند در حالی که سیستم‌های حسابداری بنگاه‌ها و شرکت‌ها تنها مقادیر خرید و فروش و یا سود را نشان می دهند و روابط بین بخشی محصولات یا قسمت های یک بنگاه اقتصادی را نمی‌توانند با قابلیت‌ها و انعطاف جداول داده– ستانده نشان دهند. از این رو اگر شرکت از تقاضای کالاهای واسطه‌ای و نهایی خود و همچنین از تقاضای خود از داده‌های مورد نیاز آگاهی کامل داشته باشد، در این صورت از قبل می‌تواند اثرات مثبت و منفی بر تولیدات و اثر شوک‌های طرف عرضه و تقاضا را بر تولیدات و بهای تمام شده آنها، پیش‌بینی کند. این شرکت هزینه‌های متنوعی از خرید مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای تا هزینه‌های عمومی، اداری و دستمزد دارد. افزایش تولید نیازمند افزایش این هزینه‌ها است و از قبل باید مورد تحلیل قرار گیرد. اوضاع اقتصادی سطح کلان و تغییر تولید و قیمت کالاها و فعالیت‌های مرتبط نیز بر تولید و قیمت شرکت فولاد اثرگذار است. لذا تدوین جدول داده – ستانده بنگاهی و تجزیه و تحلیل پیوند بین تولیدات و سمت عرضه و تقاضا می‌تواند این شرکت را برای برنامه ریزی بهتر، یاری رساند و این جدول تکمیل کننده سیستم حسابداری بنگاه است.

بنابراین این پژوهش از دو جنبه ضروری و با اهمیت است: اول اینکه زمینه‌ای برای تدوین جدول داده – ستانده بنگاهی در سطح کشور را فراهم کند که بنگاه‌ها بتوانند از قابلیت این تکنیک برای برنامه‌ریزی بهتر استفاده کنند. دوم برای شرکت فولاد خوزستان که یک شرکت بزرگ با تولید کالاهای واسطه متنوع است و هم از شوک‌های شبکه تأمین اثر می‌پذیرد و هم از شوک‌های سمت عرضه محصول، کاربردی خواهد بود. در این پژوهش با تدوین یک جدول داده

– ستانده بنگاهی برای شرکت بزرگ فولاد خوزستان، هم زمینه تدوین جدول داده – ستانده بنگاهی برای سایر بنگاه‌های بزرگ که تولیدات متنوع در کشور دارند مهیا می‌شود و هم می‌تواند پیوند متقابل تولیدات درون شرکت فولاد خوزستان و پیوند آنها با اقتصاد ملی را تجزیه و تحلیل نمود و برای برنامه ریزی بهتر در این شرکت، این ابزار را در اختیار شرکت‌های مشابه قرار داد و توصیه‌هایی انجام داد.

با توجه به مزایای تدوین و محاسبه جدول داده– ستانده در سطوح بنگاهی، پرسش‌های قابل طرح در این مقاله این است که؛ ۱) ساختار کلی تولید فولاد خوزستان با استفاده از جدول داده – ستانده بنگاهی چگونه است؟ ۲) ارتباط بین فعالیت‌های تولیدی شرکت فولاد خوزستان با داخل شرکت (پیوندهای پسین و پیشین داخلی) به چه صورت است؟ ۳) ارتباط پسین و پیشین فعالیت تولید شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی چگونه است؟ ۴) ارتباط بین فعالیت‌های تولیدی شرکت فولاد خوزستان با انواع پرداخت هزینه‌های عوامل تولید چگونه است؟ بدین منظور مقاله حاضر به شرح ذیل سازماندهی می‌گردد: ابتدا ادبیات تحقیق شامل جنبه های نظری و مطالعات تجربی مرور می‌شود، سپس روش داده ستانده بنگاهی و رویکرد تحلیل ضرایب فزاینده و پیوندهای پسین و پیشین آن و پایه‌های آماری مورد استفاده برای تدوین جدول بیان می‌شود و نهایت به تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

جیا و همکاران[1] (۲۰۱۵) معتقدند که مدل EIO قادر است متابولیسم‌های مواد و تولیدات شرکت‌ها را با توجه به جریاناتی که هم در داخل و هم در خارج از شرکت اتفاق می‌افتد بسته به محدودیت‌های فیزیکی توصیف کند و همچنین می‌تواند سناریوهای تغییرات احتمالی در سیستم تولید را از طریق روابط ریاضی مدل داده – ستانده بنگاهی پیش بینی نماید و این روش برای تجزیه و تحلیل فرایندهای هزینه‌ای در کارخانه‌های صنعتی نیز قابل توسعه است.

هدف از تجزیه و تحلیل داده – ستانده تعیین ستانده‌های بخش‌های جداگانه (متغیرهای درون‌زا) است که برای برآورد تقاضای نهایی (متغیرهای برون‌زا) مورد نیاز است (نوسکووا و پروچازکووا[2]، ۲۰۱۹). این جدول همچنین شامل سه ماتریس اصلی است؛ ماتریس مصرف

[1] Jia et al.
[2] Noskova & Prochazkova

واسطه‌ای بر اساس نوع محصول و بخش فعالیت، ماتریس تقاضای نهایی و ماتریس ارزش افزوده بر اساس شاخه فعالیت و نوع نهاده اولیه. بنابراین جداول نشان می‌دهند که چگونه کالاهای مختلف در یک بنگاه اقتصادی معین استفاده شده و ساختار هزینه‌ای هر بخش را نیز بیان می‌کند. چارچوب (EIO) به تهیه مدل‌های مؤثر در سطح یک سازمان و بنگاه اقتصادی به صورت مجزا یا یکپارچه در مدیریت درآمد، محیط زیست، تحلیل چرخه عمر (ICA)، شبیه‌سازی‌های خرد، مدل‌های تعادل جزئی یا کلی نیز کمک می‌کند (لارا پناته و لانگا سوا، ۲۰۲۱). از منظر کوهتِز و همکارانش (۲۰۰۹) از نظر تئوری جدول داده- ستانده هم بر اساس واحد پولی و هم واحد فیزیکی و یا هر دو قابل بررسی است و دارای دو فرض اساسی یعنی خطی بودن تابع تولید و ثابت بودن ضرایب آن است. به این معنی که داده‌های به کار رفته برای تولید یک محصول طبق یک تابع تولید خطی با ستانده‌ی آن رشته فعالیت ارتباط مستقیم دارد و این تابع، حداقل در دوره زمانی کوتاه ضرایب ثابتی دارد. مدل داده و ستانده از یک سطح تفکیک یافته استفاده می‌کند و الگوی جریان مواد و انرژی در میان بخش‌های صنعت و بین بخش‌ها و مشتری نهایی را در نظر می‌گیرد (تان و همکاران[1]، ۱۹۹۴؛ یاگراب بوستروم و تانگ[2]، ۲۰۰۰). ماتسوموتو و فوجیمونو[3] (۲۰۰۸) حساب‌های داده- ستانده بنگاهی (EIO) برای تکمیل سیستم‌های حسابداری مدیریتی و مالی که در حال حاضر به طور گسترده توسط شرکت‌ها استفاده می‌شوند، مفید هستند. (بوئی و کوانگ[4]، ۲۰۲۱) از نظر روش شناختی، ادغام مدل داده- ستانده بنگاهی (EIO) با دیگر روش‌ها و مدل‌ها ممکن بوده و در واقع (EIO) ابزار مناسبی برای مدل سازی فنی و فیزیکی است. به نظر (اوکاموتو[5]، ۲۰۲۱) نیز محاسبه جدول داده- ستانده به طور گسترده برای مسائل اقتصادی یک منطقه، مانند شناسایی صنایع پیشرو، تاثیر تأسیس بنگاه‌های صنعتی جدید، اشتغال و بیکاری کاربردی است، زیرا می‌تواند تصویری جامع از کل اقتصاد صنعتی از نظر تقاضا شامل (مصرف و تشکیل سرمایه) و عرضه شامل (دستمزد به کارگران و ارزش افزوده ایجاد شده) ارائه دهد.

لوندی و لنزن[6] (۲۰۱۲) در تحقیقی در زمینه تدوین جدول داده- ستانده بنگاهی، مورد

[1] Tan et al.
[2] Grubbstrom & Tang
[3] Matsumoto & Fugimuto
[4] Bui & Quang
[5] Okamoto
[6] Luendie & Lenzen

شرکت محصولات لبنی نیوزیلند، به تمام جزئیات ورودی و خروجی محصولات لبنی در بُعد جدول داده – ستانده پرداخته است و ۲۲ شرکت وابسته را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان می‌دهد که این جدول در نشان دادن هزینه‌ها، مواد اولیه ورودی، کالاهای نهایی شرکت‌ها و روابط قیمت داده و ستانده‌ها مفید بوده است.

ژو و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به تجزیه و تحلیل بازده داده و ستانده یک شرکت برق حرارتی در چین پرداخته و نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ورودی شرکت‌های برق بورسی هر سال افزایش می‌یابد اما خروجی آن‌ها کاهش می‌یابد. در این تحقیقات از مدل سه مرحله‌ای DEA[2] نیز برای مقایسه بهتر استفاده شده است.

لاراپناته و لانگا سوا (۲۰۲۱) در تحقیقی با هدف چگونگی استفاده از روش داده– ستانده در سطح کسب و کارها در بخش گردشگری، یک جدول EIO برای یک هتل چهارستاره تدوین کرده که نتایج این تحقیق نشان می‌دهد، جداول داده – ستانده بنگاهی پتانسیل زیادی برای ارائه فعالیت‌های اصلی اقتصادی یک شرکت ارائه می‌کند و از اطلاعات آن برای قیاس بین چندین هتل و بنگاه نیز می‌توان بهره برد.

در سطوح منطقه و چند منطقه‌ای در زمینه جداول داده– ستانده مطالعات زیادی انجام شده است که در جدول (۱) به برخی اشاره شده است.

جدول (۱): مطالعات منطقه‌ای جداول داده-ستانده در ایران

ترحمی و همکاران	۱۳۹۴	استان خوزستان	نتایجی درباره ی صادرات فلزات اساسی استان و صنایع موجود در آن
دشتبان و همکاران	۱۳۹۵	استان تهران	آثار سرریز ناشی از گسترش صنایع در استان تهران بر استانهای همجوار
مهاجری و همکاران	۱۳۹۷	استان کهگلویه و بویراحمد	توان اشتغال زایی ۶۰ بخش اقتصادی به کمک IO
پاشاکی و همکاران	۱۴۰۰	استان سیستان و بلوچستان	اندازه‌گیری ضرایب فزاینده تولید و به بررسی چرخه کالا و خدمات در بخش عرضه و تقاضای استان

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Zhu et al.
[8] Data envelopment analysis

۳. روش پژوهش و پایه‌های آماری

۳-۱. روش پژوهش

جداول داده- ستانده بنگاهی مشابه جداول IO ملی است و جداول ملی معمولاً از واحدهای پولی استفاده می‌کنند. بنابراین جداول EIO را با جداول ملی IO ترکیب می‌کنند و این جداول قابل ادغام با یکدیگر هستند. در جداول داده- ستانده هر فعالیتی یک بار در ستون‌ها به عنوان مصرف کننده و خریدار محصولات و خدمات و باری دیگر در سطرها به عنوان تولید کننده و یا فروشنده محصولات و خدمات قرار می‌گیرد. به طور کلی چهارچوب این جدول به چهار قسمت یا ناحیه تقسیم می‌شود:

۱) ناحیه اول مبادلات مصارف واسطه‌ای بین بخشی است و معمولا به صورت ناحیه مربع و قسمت اصلی این جدول‌ها محسوب می‌شود. همچنین در این قسمت گردش تولید و مصرف کالاها و خدمات، و داده و ستد بین بخش‌های مختلف تولیدی نمایش داده می‌شود. در سطرهای این جداول، بخش‌ها به عنوان فروشنده و در ستون‌ها گیرنده و خریدار نهاده‌ها هستند. به عبارتی محل تلاقی سطرi و ستون j، کمیت $\mathbf{X_{ij}}$ ستانده j از فرآورده بخش i را نشان می‌دهد. بنابراین جمع افقی این موارد کمی، کل ستانده بخش‌های تولیدی از فرآورده بخش i را نشان می‌دهد و جمع عمودی آن‌ها نیز، کل نهاده‌های بخش j از محصولات بخش‌های متمایز اقتصادی را مطرح می‌کند.

۲) ناحیه دوم نیز تولید نهایی بخش‌های مختلف و اجزای تقاضای نهایی و مصارف نهایی آن بخش‌ها را نشان می‌دهد.

۳) در ناحیه سوم ماتریس‌های ارزش افزوده که بیان کننده حساب‌های طرف عرضه است قرار می‌گیرند. در این قسمت ارزش افزوده‌ای که هر بخش تولید می‌کند، مشخص می‌گردد.

۴) در قسمت آخر نیز تعامل بین حساب طرف تقاضا با طرف عرضه مشخص می‌شود و در این ناحیه انواع انتقالات مابین نهادها و تبادلات درونی آن‌ها نشان داده می‌شود. طبق این اصول بیان شده، در جداول داده – ستانده اصل برابری کل داده‌ها با کل ستانده‌ها برای هر رشته فعالیت تولیدی تصدیق می‌شود (جواهری و همکاران، ۱۳۹۷).

۳-۲. جدول داده- ستانده بنگاهی خرد و کلان (MICRO & MACRO)

در این قسمت برای مشخص شدن مدل پژوهش، دو جدول داده ستانده بنگاهی خرد و جدول داده ستانده بنگاهی کلان از همدیگر تفکیک شده و نما و چارچوب کلی آن‌ها تبیین می‌شود.

۳-۲-۱. جدول داده ستانده بنگاهی خرد

جدول ۲، ساختار کلی جدول داده ستانده بنگاهی خرد را نشان می‌دهد.

جدول (۲): ساختار کلی جدول داده - ستانده بنگاهی خرد

		بخش‌های درون شرکت $S_1\ S_2\ \dots\ S_n$	سرمایه گذاری	فروش به خارج	خرید از خارج	کل ستانده
محصولات تولیدی درون شرکت	P_1	$X_{11}\ X_{12}\ X_{1n}$	IV_1^p	EM_1	0	T_1
	P_2	$X_{21}\ X_{22}\ X_{2n}$	IV_2^p	EM_2	0	T_2
	P_3	$X_{31}\ X_{32}\ X_{3n}$	IV_3^p	EM_3	0	T_3
	$\vdots$	$\vdots\ \ \vdots\ \ \vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
	P_n	$X_n\ X_{n,2}\ X_{nn}$	IV_n^p	EM_{n}	0	T_n
خرید از خارج شرکت	E_1	$Y_{11}\ Y_{12}\ Y_{1n}$	IV_1^e	0	$-IM_1$	0
	E_2	$Y_{21}\ Y_{22}\ Y_{2n}$	IV_2^e	0	$-IM_2$	0
	E_3	$Y_{31}\ Y_{32}\ Y_{3n}$	IV_3^e	0	$-IM_3$	0
	$\vdots$	$\vdots\ \ \vdots\ \ \vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
	E_n	$Y_{m,1}\ Y_{m,2}\ Y_{m,n}$	IV_m^e	0	$-IM_m$	0
نهاده‌های اولیه	VA_i	$V_{11}\ \ V_{12}\ \ V_{1,n}$				
	$\vdots$	$\vdots\ \ \vdots\ \ \vdots$				
	VA_q	$V_{q,1}\ \ V_{q,2}\ \ V_{q,n}$				
کل داده		$T_1\ \ T_2\ \ T_n$				

جدول از اجزای زیر تشکیل شده است:

$\{S_1, \cdots, S_n\}$ مجموعه بخش‌های درون شرکتی، $\{P_1, \cdots, P_n\}$ مجموعه محصولات بخش‌های شرکت، $\{E_1, \cdots, E_n\}$ مجموعه محصولات خارجی خریداری شده (واردات)

$\{\mathrm{VA}_1, \cdots, VA_n\}$ ارزش افزوده بخش‌ها، ماتریس X: نهاده‌های واسطه‌ای (محصولات) تولید شده در شرکت، X_{ij} : نهاده محصولP_{i} دربخش S_j، ماتریس Y: نهاده‌های خریداری شده از خارج (تقاضای وارداتی)، Y_{ij} : نهاده محصول E_{i} در بخش S_J، ماتریس V: نهاده‌های اولیه، $\mathbf{V_{ij}}$: داده ی نهاده اولیه VA_iدربخش S_{j}، بردارT: کل ستانده (خروجی)، /تولیداز بخش S_i T_{i} : کل ستانده ، بردار IV: سرمایه گذاری،

$IV_{\mathrm{i}}^{\mathrm{p}}$; سرمایه گذاری محصولP_{i} در شرکت، IV_i^e : سرمایه گذاری محصول E_{i} در شرکت،

بردار EX: صادرات و فروش به خارج محصولات، : فروش محصول P_{i} به خارج از شرکت EX_{i}، بردارIM: خرید خارجی (واردات)، IM_{i} : خرید محصول E_{i} خارج ازشرکت

- ضرایب فنی

با تقسیم ستونی عناصر ماتریس واسطه بین بخش‌ها بر تولید هر بخش، ضرایب فنی را بدست می‌آوریم. هر ضریب مقدار داده مورد نیاز برای هر واحد تولید را نشان می‌دهد. از نظر ریاضی این ضرایب فنی چنین به دست می‌آید:

$$\alpha_{ij}^{s} = X_{ij}/T_i \qquad (۱)$$

$$\alpha_{ij}^{e} = Y_{ij}/T_i \qquad (۲)$$

بنابراین طبق رابطه (۲و۱):

$$X_{ij} = \alpha_{ij} T_i$$

هر ردیف در جدول استفاده از یک کالا یا ورودی را بیان می‌کند، بنابراین ردیف جدول داده- ستانده، یک گزارش آماری از داده‌ها ارائه می‌کند. فرایند و جریان ستانده‌های شرکت نیز باید به صورت زیر متعادل شوند:

$$X_{i1} + X_{i2} + \cdots + \mathrm{X_{in}} + IV_{\mathrm{i}}^{\mathrm{p}} + \mathrm{EX_i} = \mathrm{T_i} \qquad (۳)$$

$$Y_{i1} + Y_{i2} + \cdots + Y_{in} + IV_i^e - IM_i = 0 \qquad (۴)$$

ماتریس آن به صورت زیر است:

$$\mathrm{AT + F - M = T\ (F - M)} \qquad (۵)$$

فرمول زیر روابط بین مجموعه داده‌ها و تقاضای نهایی را بیان می‌کند:

$$\mathrm{T = (I - A)^{-1}\ (F - M)} \qquad (۶)$$

این ماتریس (معکوس لئونتیف) همان ضرایب فزاینده جدول داده- ستانده است و نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد در تقاضای نهایی، تولید به چه میزان تغییر می‌کند. همچنین این مفهوم اثرات مستقیم و غیر مستقیم پیوندهای پسین و پیشین را بیان می‌کند. ماتریس A اثرات مستقیم است و اگر منهای ماتریس معکوس شود، ضرایب غیر مستقیم فزاینده تولید به دست می‌آید. در فرمول ۶ ماتریس T ماتریس ضرایب غیر مستقیم است که حاصل جمع آن ضرایب فزاینده متعارف تولید را به وجود می‌آورد. در این فرمول T تولیدات و A ماتریس ضرایب فنی است. همچنین $(\mathrm{F - M})$ نیز تقاضای نهایی است. همچنین در این فرمول $\mathrm{(I - A)^{-1}}$ ماتریس معکوس لئونتیف نام دارد.

$$T=\begin{bmatrix}T_1\\T_2\\\vdots\\T_n\\0\\\vdots\\0\end{bmatrix},\ A=\begin{bmatrix}\alpha^s_{11} & \cdots & \alpha^s_{1n} & 0 & \cdots & 0\\ \alpha^s_{21} & \cdots & \alpha^s_{2n} & 0 & \cdots & 0\\ \vdots & \ddots & & & \ddots & \\ \alpha^s_{n1} & \cdots & \alpha^s_{nn} & 0 & \cdots & 0\\ \alpha^e_{11} & \cdots & \alpha^e_{1n} & 0 & \cdots & 0\\ \vdots & & \vdots & & \ddots & \\ \alpha^e_{m1} & \cdots & \alpha^e_{mn} & 0 & \cdots & 0\end{bmatrix},\ F=\begin{bmatrix}IV^p_1 & + & EX_1\\ IV^p_2 & + & EX_2\\ & \vdots & \\ IV^p_n & + & EX_n\\ & IV^e_1 & \\ & \vdots & \\ & IV^e_m & \end{bmatrix},\ M=\begin{bmatrix}0\\0\\\vdots\\0\\IM_1\\\vdots\\IM_m\end{bmatrix} \qquad (۷)$$

این فرمول ارتباط بین ستانده‌های کل $(T_1, T_2, ..)$ و تقاضای نهایی $IV^p_1 + \mathrm{EX}_1, IV^p_2 + EX_2$ را نشان می‌دهد.

- پیوندهای مدل

پیوند پسین: این پیوند الگوهای تقاضا محور در تولید را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر پیوند پسین یعنی یک بخش (محصول) در فرایند تولید خود چه مقدار از کالاهای سایر بخش‌ها (محصولات) را تقاضا می‌کند.

پیوند پیشین: در این پیوند الگوهای عرضه محور قابل سنجش هستند. به این معنی که یک بخش در فرایند تولید خود چه مقدار محصول به سایر بخش‌ها عرضه می‌کند.

پیوندهای مستقیم و غیر مستقیم پسین و پیشین با توجه به تعاریف بیان شده از ضرایب فنی داده – ستانده به دست می‌آید. همچنین این پیوندها به بررسی بخش تقاضا کننده و بخش عرضه کننده می‌پردازد. به همین دلیل می‌توان این گونه بیان کرد که؛

اگر C_{ij} را عناصر ماتریس فرض کنیم، پیوند پسین عبارت است از:

$$BL_j^s=\sum_{i=1}^{n} C_{ij} \qquad (۸)$$

BL^s_j (پیوند پسین) به این معنی است که برای پاسخ به یک واحد تقاضای نهایی بخش j، سایر بخش‌ها به چه میزان نهاده در اختیار این واحد قرار می‌دهد.

همچنین پیوند پیشین مطابق فرمول ۹ به دست می‌آید؛

$$FL_i^e=\sum_{j=1}^{n} C_{ij} \qquad (۹)$$

FL^e_i (پیوند پیشین) یعنی این که با افزایش یک واحد در تقاضای نهایی، در همه بخش‌های دیگر بخش i چه میزان محصول در اختیار این بخش‌ها قرار می‌دهد.

شکل نرمال پیوندهای پیشین و پسین

شکل نرمال شده شاخص‌های پیوند پسین و پیشین توسط راسمیوسن ارائه شد که به شاخص‌های: قدرت انتشار، حساسیت پراکندگی و یا شاخص‌های پیوند پسین و پیشین هیرشمن –راسمیوسن موسوم هستند که از آن‌ها در مطالعـات کاربردی بسیاری به منظور تعیین بخش‌ها و فعالیت‌های کلیدی در اقتصاد کشورهای مختلف استفاده شده است. این شاخص‌ها عبارتند از:

– **شاخص قدرت انتشار[1]:** شاخص قدرت انتشار نشان می‌دهد که چگونه آثار افزایش تقاضای نهایی برای محصولات فعالیت j روی کل سیستم اقتصادی انتشار می‌یابد. این شاخص میانگین j افزایش تولید کلیه فعالیت‌ها به ازای یک واحد افزایش تقاضای نهایی محصولات فعالیت را نسبت به میانگین افزایش تولید در کل اقتصاد به ازای افزایش یک واحد تقاضای نهایی برای هر فعالیت اندازه‌گیری می‌نماید. چنان چه این شاخص برای یک فعالیت بیش از یک باشد نشان می‌دهد که افزایش تقاضای نهایی محـصولات آن فعالیـت نسبت بـه سایر فعالیت‌ها، کل نظام اقتصادی را بیشتر تحت تأثیر قرار داده و آثار بیش‌تری بر تولید کل اقتصاد دارد. به عبارت دیگر، فعالیت مذکور از قدرت بیشتری در تحریک سایر فعالیت‌ها برای افزایش تولید برخوردار است. هرچه شاخص بزرگتر از یک باشد به این مفهوم است که تاثیرگذاری این بخش بر سایر بخش‌ها از میانگین بخش‌های اقتصادی کشور بیش‌تر است و پایین‌تر از یک بودن بیانگر کمتر بودن اثربخشی مزبور نسبت به میانگین سایربخش‌ها می‌باشد. این شاخص از حاصل ضرب تعداد بخش‌های جدول داده–ستانده در جمع ستونی ماتریس معکوس لئونتیف برای بخش مورد نظر و تقسیم برجمع کل ماتریس معکوس لئونتیف محاسبه می‌شود. که به صورت زیر است:

$$\mathrm{P}D_j = \frac{n\sum_{i=1}^{n} m_{ij}}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} m_{ij}}) \qquad (۱۰)$$

راسموسن از این شاخص به عنوان شاخص قدرت انتشار یاد کرد که در آن m_{ij} عناصر ماترس معکوس لئونتیف می‌باشد. درمورد یک کالای ویژه j اگر این نسبت از یک بزرگ‌تر باشد، در این صورت یک واحد افزایش تقاضای نهایی کالای j سبب افزایش تأثیر آن بر بخش‌های عرضه‌کننده بیش‌تر از میانگین می‌شود. در صورتی که PD از یک کوچک‌تر باشد، نتیجه برعکس خواهد بود بدان معنی که هر چه شاخص مذکور برای یک بخش بزرگتر از یک باشد،

[1] power of dispersion

تأثیرگذاری آن بخش بر سایر بخش‌های اقتصادی کشور بیش‌تر است و به عبارت بهتر ارتباط بیش‌تری را با بخش‌های دیگر در زمینه خرید نهاده‌های واسطه‌ای دارد. پایین‌تر از یک بودن این شاخص نیز بیان‌گر کم‌تر بودن اثربخشی مذکور نسبت به میانگین سایر بخش‌ها می‌باشد (فیض آبادی و رودباری، ۱۳۹۷).

- **شاخص حساسیت پراکندگی:** شاخص حساسیت پراکندگی نیز نشان می‌دهد که چگونه افزایش یک واحد تقاضای نهایی کلیه فعالیت‌ها تولید هر فعالیت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این شاخص میانگین افزایش تولید فعالیت i به ازای افزایش یک واحد تقاضای نهایی کلیه فعالیت‌ها را نسبت به میانگین افزایش تولید در کل اقتصاد به ازای افزایش یک واحد تقاضای نهایی کلیه فعالیت‌ها، اندازه‌گیری می‌کند. چنان چه این شاخص برای فعالیتی بیش‌تر از یک باشد نشان دهنده آن است که افزایش تقاضای نهایی کلیه فعالیت‌های اقتصادی، تولید آن فعالیت را نسبت به میانگین افزایش کل تولیدات در اقتصاد بیش‌تر افزایش می‌دهد، به عبارت دیگر، محصولات این فعالیت به نسبت بیش‌تری به عنوان مـصرف واسطه در سایر فعالیت‌ها به کار گرفته می‌شوند. در مطالعات تجربی مربوط به تعیین بخش‌های کلیدی، به فعالیت‌های دارای شاخص قدرت پراکندگی و حساسیت انتشار بیش‌تر از یک، فعالیت یا بخش کلیدی گفته می‌شود. زیرا هم افزایش تقاضای نهایی محصولات این فعالیت‌ها موجب افزایش بیش از میانگین در کل اقتصاد می‌شود و هم افزایش تقاضای نهایی کلیه فعالیت‌ها، تولیدات این فعالیت را بیش‌تر از میانگین کل اقتصاد افزایش می‌دهد. از طرف دیگر فعالیت‌های دارای شاخص قدرت انتشار بیش‌تر از یک و شاخص حساسیت پراکندگی کمتر از یک، فعالیت‌های با پیوندهای پسین قوی و فعالیت‌های با شاخص حساسیت پراکندگی بیش‌تر از یک و شاخص قدرت انتشار کمتر از یک، فعالیت‌های با پیوندهای پیشین قوی نامیده می‌شوند. همچنین فعالیت‌های دارای شاخص‌های قدرت انتشار و حساسیت پراکندگی کمتر از یک در رده سایر فعالیت‌ها طبقه‌بندی می‌گردند.

$$SD_j = \frac{n\sum_{j=1}^{n} m_{ij}}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} m_{ij}} \qquad (۱۱)$$

- **ضریب تغییرات و شاخص پراکندگی**

شاخص‌های پسین نرمال (قدرت انتشار) و پیشین نرمال (قدرت حساسیت) می‌توانند بزرگ‌تر از

یک باشند، اما پیوندهای مذبور ممکن است در نتیجه ارتباط یک بخش با شمار اندکی از بخش‌ها حاصل شده باشند. شاخص‌های زیر برای رفع این نقص ارائه شده‌اند. شاخص پراکندگی پیوند پیشین نرمال به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$BV_j = \sqrt{\frac{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(m_{ij}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} m_{ij})^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} m_{ij}}} \quad (۱۲)$$

هم‌چنین شاخص پراکندگی برای پیوند پسین نرمال به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{FV_j} = \sqrt{\frac{\frac{1}{\mathrm{n-1}}\sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{n}}(\mathrm{m_{ij}}-\frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{n}} \mathrm{m_{ij}})^2}{\frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{n}} \mathrm{m_{ij}}}} \quad (۱۳)$$

حال اگر شاخص‌های تغییرات را بر میانگین آن‌ها تقسیم کنیم، داریم:
شاخص پراکندگی پسین:

$$SB_j = \frac{BV_j}{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} BV_j} \quad (۱۴)$$

شاخص پراکندگی پیشین:

$$SF_j = \frac{FV_j}{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} FV_j} \quad (۱۵)$$

اگر SB یک بخش کوچک‌تر از یک باشد، نشان‌دهنده توزیع نسبتاً مساوی پیوند پسین این بخش بر دیگر بخش‌های اقتصاد است. برعکس اگر بزرگ‌تر از یک باشد، بیان‌گر آن است که این بخش با تعداد کمی از بخش‌ها در ارتباط است. هم‌چنین اگر SF کوچک‌تر از یک باشد، نشان‌دهنده توزیع متوازن و نسبتاً مساوی پیوند پیشین بخش موردنظر است. اگر SF بزرگ‌تر ازیک باشد، نشان‌دهنده توزیع نامتوازن پیوند پیشین بخش و ارتباط اندک این بخش با سایر بخش‌ها است (بید آباد، ۱۳۸۳).

۳-۲-۱. جدول داده ستانده بنگاهی کلان

جدول داده ستانده بنگاهی کلان مشابه جدول داده – ستانده چند منطقه‌ای است که با دو یا چند منطقه و روابط بین آن‌ها سر و کار دارد و با تجمیع و ادغام یک جدول EIO با اقتصاد ملی روابط

بنگاه با اقتصاد کلان را نشان می‌دهد. در جداول زیر محصولات تولیدی بنگاه از یک سو به عنوان نهاده و محصولات واسطه در اختیار بخش‌های اقتصاد ملی قرار می‌گیرد، از سوی دیگر بنگاه برای تولید محصولات خود از اقتصاد ملی نهاده‌هایی را تأمین و خریداری می‌کند. بنابراین یک رابطه بده- بستان یا عرضه و تقاضا بین بنگاه و اقتصاد ملی ایجاد می‌گردد که با تدوین و محاسبه جدول داده- ستانده خرد و کلان می‌توان تجزیه و تحلیل روابط بین بخشی در درون و بیرون از بنگاه را مشاهده کرد.

جدول ۳. نمایش اجزا جدول داده- ستانده کلان

	تقاضای واسطه			تقاضای نهایی				واردات	تقاضای کل
				مصرف خانوار	مصرف دولت	سرمایه‌گذاری	صادرات		
P_1	X_{11}	X_{12}	X_{1n}	C_1	G_1	I_1	EM_1	IM_1	Z_1
P_2	X_{21}	X_{22}	X_{2n}	C_2	G_2	I_2	EM_2	IM_2	Z_2
P_3	X_{31}	X_{32}	X_{3n}	C_3	G_3	I_3	EM_3	IM_3	Z_3
P_n	X_{n1}	X_{n2}	X_{nn}	C_n	G_n	I_n	EM_n	IM_n	Z_n
مصارف واسطه	Y_{i1}	Y_{i2}	Y_{in}						
ارزش افزوده	V_{q1}	V_{q2}	V_{qn}						
عرضه کل	T_1	T_2	T_n						

هر کدام از این اجزا عبارتند از؛

$\boldsymbol{X_{11}}$: ماتریس تقاضای واسطه‌ای، Y: ماتریس مصارف واسطه‌ای،**V**: ارزش افزوده بخش‌ها، T: عرضه/ تولید کل، C: مصرف خانوار، G: مصرف دولت، I: سرمایه گذای، EM: صادرات، IM: واردات، Z: تقاضای کل، F_i اگر جمع تقاضای نهایی باشد، آنگاه خواهیم داشت؛

$$F_i = C_i + G_i + I_i + EM_i \qquad (۱۶)$$

و اگر فرض شود که W_i جمع تقاضای واسطه‌ای است؛

$$Z_i = F_i + W_i \qquad (۱۷)$$

همچنین همانند جدول EIO خرد، ماتریس معکوس جدول داده- ستانده کشوری نیز به این صورت خواهد بود؛ $(I-B)^{-1}$ ماتریس معکوس لئونتیف و F^i تقاضای نهایی است.

$$(I-B)^{-1}=T \qquad (۱۸)$$

بنابراین:

$$T^i\begin{bmatrix} T_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & T_2 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & T_n & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix},\ F^i\begin{bmatrix} F_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & F_2 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & F_n & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \qquad (۱۹)$$

در نهایت روابط بین دو جدول داده – ستانده خرد و کلان به صورت زیر خواهد بود:

جدول (٤): ساختار روابط بین جدول داده- ستانده خرد و کلان

	تقاضای کل	واردات	تقاضای نهایی		تقاضای واسطه		
			صادرات	اقتصاد ملی	ملی (خارج شرکت)	شرکت	
				سرمایه گذاری + مصرف			
شرکت			فروش به خارج (صادرات)	فروش ملی (۲)	فروش ملی (۱)	جریان محصولات داخل شرکت	
ملی (خارج از شرکت)			ملی (IO)	ملی (IO)	ملی (IO)	تأمین مواد مصرفی	
ارزش افزوده							
عرضه کل							

۳-۳. پایه‌های آماری

در این تحقیق از داده‌های منتشر شده در گزارشات پایان سال ۱۴۰۰ شرکت فولاد خوزستان و صورت‌های سود و زیان آن در سایت کدال استفاده شده است. این داده‌ها به طور کلی آمار خرید و فروش و درآمد تولید ۴ محصول (اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی) را شامل می‌شوند اما برای محاسبه جدول و تکمیل سه ناحیه اصلی آن یعنی ناحیه ماتریس واسطه بین بخشی،

تقاضای نهایی و ناحیه مواد مصرفی و هزینه‌ها به داده‌های ریز و جزئیات بیشتری علاوه بر داده‌های موجود از فرایند تولید اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی مورد نیاز است. بنابراین برای دست‌یابی به ضرایب بین بخشی شرکت با استفاده از پرسشنامه و روش دلفی مقادیر نسبی مورد نیاز برای سه ناحیه اصلی جدول داده – ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان جمع‌آوری شده است تا آمار و ارقام لازم جهت تکمیل و محاسبه کل جدول فراهم شود.

جدول (۵): فرم کلی جدول داده- ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان

تقاضای کل	تقاضای نهایی	تقاضای واسطه‌ای خارج از شرکت					محصولات تولیدی شرکت					
		سایر تقاضای واسطه	قوطی	ورق	تیرآهن	میلگرد	آهن اسفنجی	گندله	بیلت و بلوم	اسلب		محصولات تولیدی شرکت
	صادرات	ناحیه (۲) ماتریس تقاضای واسطه‌ای بین بخشی شرکت					ناحیه (۱) ماتریس واسطه بین بخشی داخلی شرکت				اسلب	
											بیلت و بلوم	
											گندله	
											آهن اسفنجی	
							ناحیه (۳) ماتریس مواد و هزینه اولیه مورد استفاده شرکت از خارج شرکت				سنگ آهن	مواد و هزینه‌های اولیه شرکت
											آهن قراضه و چدن	
											اسفنجی خریداری	
											گندله خریداری	
											فروآلیاژها	
											مواد افزودنی	
											انرژی	
											مواد مصرفی غیر مستقیم	
											حقوق ودستمزد	
											سایر هزینه‌ها	
											مازاد عملیاتی (سود)	
											ستانده کل	
											واردات	
											عرضه کل	

بعد از محاسبه ضرایب هر سه ناحیه به کمک پاسخ‌های جمع آوری شده از پرسشنامه، امکان پاسخ به پرسش‌های تحقیق فراهم شده و روابط بین بخشی محصولات شرکت فولاد خوزستان با داخل و خارج از این شرکت مطرح می‌گردد.

۴. تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

٤-١. ساختار کلی جدول داده - ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان

فعالیت اصلی شرکت فولاد خوزستان در زمینه انجام عملیات ذوب و ریخته گری و نورد فلزات آهن و فولادی برای تولید انواع مقاطع هندسی استاندارد است. به طور کلی نتایج تولیدات این شرکت شامل، شمش و تختال است که جهت تولید مقاطع و تولیدات فولادی دیگر، ورق‌های گرم و سرد و محصولات فولادی ساختمان‌سازی استفاده می‌شوند. محصولات عمده و اصلی تولیدی شرکت فولاد خوزستان نیز شامل اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی بوده که فرایند داده‌ها و ستانده‌های درونی و بیرونی این ۴ محصول در سال ۱۴۰۰ در این تحقیق بررسی می‌گردد. اولین مرحله برای تولید این محصولات نیز مواد اولیه مورد نیاز آن‌ها است که توسط شرکت فولاد از بیرون شرکت خریداری می‌گردد و هر کدام از این مواد مصرفی در طی چرخه تولید گندله، آهن اسفنجی و اسلب یا بیلت و بلوم مصرف می‌گردد. این مواد مصرفی عبارتند از:

۱) سنگ آهن
۲) آهن قراضه و چدن
۳) اسفنجی خریداری
۴) گندله خریداری
۵) فروآلیاژها
۶) مواد افزودنی
۷) انرژی
۸) مواد مصرفی

اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی خود به عنوان محصول واسطه و مواد مصرفی دیگر کالاهای بیرون از شرکت نیز مورد استفاده قرار می‌گیرند و این محصولات نیمه نهایی در تولید کالاهای نهایی دیگری به کار می‌روند. از عمده‌ترین محصولاتی که در دیگر شرکت‌ها

تولید می‌شوند و در این فرایند تقاضا کننده ۴ محصول مطرح شده به عنوان مواد اولیه تولید یا محصولات واسطه هستند، عبارتند از:

۱) میلگرد: استفاده از بیلت و بلوم و شمش
۲) تیرآهن: استفاده از بلوم و بیلت
۳) ورق: استفاده از اسلب
۴) قوطی: استفاده از بیلت و بلوم و اسلب برای انواع قوطی

سایر محصولات (ریل، نبشی و ناودانی و...)

ساختار نهایی (کلی) جدول داده ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان در سال ۱۴۰۰ به ترتیب جدول (۶)، است.

جدول ٦. ساختار نهایی (کلی) جدول داده ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان در سال ١٤٠٠

میلیارد ریال	اسلب	بیلت و بلوم	گندله	آهن اسفنجی	جمع تقاضای واسطه داخلی	جمع تقاضای واسطه خارجی (میلگرد، تیرآهن، ورق، قوطی و سایر)	جمع تقاضای واسطه	صادرات	موجودی انبار	تقاضای کل
اسلب	۱۷۸۰	۰	۰	۰	۱۷۸۰	۸۹۰۵۸/۱	۹۰۸۳۸/۱	۱۷۹۲۵۶/۹	۷۴۱۶۰/۰	۳۴۴۲۵۴/۹
بیلت و بلوم	۰	۲۱۸۰	۰	۰	۲۱۸۰	۱۰۹۱۳۷/۳	۱۱۱۳۱۷/۳	۱۰۸۲۰۷/۸	۹۰۸۳۰/۰	۳۱۰۲۵۵/۱
گندله	۰	۰	۲۷۵ ۰	۱۳۷۵۰ ۰	۱۴۰۲۵۰	۹۶۳۰/۴	۱۴۹۸۸۰/۴	۰/۰	−۱۳۷۵۰/۰	۱۲۳۸۰/۴
آهن اسفنجی	۷۴۱۶ ۰	۹۰۸۳ ۰	۰	۷۰	۱۶۵۰۶۰	۳۵۸۹/۲	۱۶۸۶۴۹/۲	۳۲۸۶/۵	۲۷۴۹۹/۰ −	۱۴۴۴۸۵/۶
جمع هزینه واسطه داخلی	۷۵۹۴۰	۹۳۰۱۰	۲۷۵۰	۱۳۷۵۷۰	۰	۲۱۱۴۱۴/۹	۲۱۱۴۱۴/۹	۲۹۰۷۵۱/۲	۰/۰	۸۱۱۴۴۶/۱

تقاضای کل							میلیارد ریال
موجودی انبار							
صادرات							
جمع تقاضای واسطه							
جمع تقاضای واسطه خارجی (میلگرد، تیرآهن، ورق، قوطی و سایر)							
جمع تقاضای واسطه داخلی	۳۳۷۷۵۰/۲	۱۶۴۴۱۶/۰	۶۸۲۰	۹۶۲۱/۲	۱۵۷۶۵۱/۴	۱۶۳۶۵۷/۴	جمع هزینه واسطه خارجی (شامل سنگ آهن، آهن قراضه و چدن، اسفنجی، گندله، فروآلیاژها، مواد افزودنی، انرژی و مواد مصرفی غیر مستقیم) و حقوق و دستمزد و سایر هزینه ها
آهن اسفنجی	۶۸۲۰	۵۵/۶	۶۸۱۵/۶	۹۶۳۰/۴	۲۱۷۳۴۵/۱	۲۶۸۱۴/۹	ستانده
گندله	۹۶۲۱/۲	۹/۱	۹۶۳۰/۴	۱۲۳۸۰/۴	۳۱۰۳۵۵/۱	۳۴۳۵۴/۹	عرضه کل
بیلت و بلوم	۱۵۷۶۵۱/۴	۵۹۶۳/۶	۲۱۷۳۴۵/۱	۳۱۰۳۵۵/۱			
اسلب	۱۶۳۶۵۷/۴	۱۰۴۶۵۷/۶	۲۶۸۱۴/۹	۳۴۳۵۴/۹			
میلیارد ریال	جمع هزینه واسطه خارجی (شامل سنگ آهن، آهن قراضه و چدن، اسفنجی، گندله، فروآلیاژها، مواد افزودنی، انرژی و مواد مصرفی غیر مستقیم) و حقوق و دستمزد و سایر هزینه ها	سود ناخالص	ستانده	عرضه کل			

منبع: یافته‌های پژوهش

٤ـ۲.تحلیل یافته‌ها

جدول داده – ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان دارای سه ناحیه اصلی است. در ناحیه یک جدول، گردش کالاها در داخل در طول فرایند تولید نشان داده شده است و جمع افقی سطرها داده‌های یک کالا به سایر بخش‌ها را نشان می‌دهد و جمع عمودی ستون‌های آن نیز ستانده یک محصول را از سایر بخش‌ها نشان می‌دهد. در ناحیه دوم این جدول تقاضای واسطه اقتصاد ملی از محصولات شرکت فولاد خوزستان و ناحیه سوم بخش مواد مصرفی و هزینه‌های شرکت است. بنابراین شرکت فولاد خوزستان با توجه به این نواحی جدول، محصولات تولیدی خود یعنی اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی را به عنوان تقاضای واسطه‌ای و کالاهای نیمه نهایی در اختیار بخش خارجی شرکت و یا صادارت قرار می‌دهد تا این ۴ محصول عرضه شده در تولید سایر محصولات فولادی و آهنی مانند میلگرد، ورق، تیرآهن و ... استفاده شوند. از طرف دیگر

سمت تقاضای شرکت فولاد از بخش بیرونی وجود دارد و شرکت فولاد خوزستان از اقتصاد ملی مواد مصرفی لازم مانند سنگ آهن، مواد افزودنی، انرژی و ... را جهت تولید ۴ محصول خود خریداری و تقاضا می‌کند. نواحی داخلی و خارجی و پیوندهای محصولات این شرکت به صورت زیر است:

٤ـ۲ـ۱.نسبت‌های سمت تقاضا و عرضه شرکت فولاد خوزستان

محصولات تولیدی شرکت فولاد خوزستان هم در داخل و هم در خارج از شرکت تقاضا می‌شود. بدین معنی که ۴ محصول اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی در فرایند تکمیل سایر بخش‌های درونی شرکت استفاده می‌شوند و همچنین در اقتصاد ملی نیز این محصولات مورد تقاضا واقع می‌شوند. علاوه بر این درصدی از این کالاها نیز به اشکال مختلف به دیگر کشورها صادر می‌شود. مجموع نسبت‌های استفاده از این محصولات در داخل، خارج و صادرات و بخش انبار که تقاضای کل محصولات (اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی) است در کل برابر یک بوده و تراز بودن تمام اقلام تقاضای کل را نشان می‌دهد. به صورت ستونی مجموع تقاضای کل ۴ محصول شرکت فولاد خوزستان در همه بخش‌ها عبارت است از:

جدول (۷): نسبت‌های تقاضای ٤ محصول شرکت فولاد خوزستان

	تقاضای داخل	واسطه‌ای ملی	صادرات	انبار	جمع
اسلب	۰/۰۱	۰/۲۶	۰/۵۲	۰/۲۲	۱/۰۰
بیلت و بلوم	۰/۰۱	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۲۹	۱/۰۰
گندله	۰/۴۹	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۴۸	۱/۰۰
آهن اسفنجی	۰/۸۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۴	۱/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول ۷ هر واحد محصول اسلب به طور سرجمع در داخل شرکت ۰/۰۱ واحد تقاضا دارد و تقاضای درونی بیلت و بلوم نیز ۰/۰۱ واحد بوده است. تقاضای هر واحد گندله و آهن اسفنجی نیز به ترتیب ۰/۴۹ واحد و ۰/۸۲ واحد است. برای محصول آهن اسفنجی بیشترین تقاضای درون و بین‌بخش داخلی وجود دارد.

میزان تقاضای واسطه ۴ محصول عمده شرکت نیز توسط اقتصاد ملی برای محصول اسلب در مجموع ۰/۲۶واحد، برای هر واحد بیلت و بلوم ۰/۳۵، و برای گندله ۰/۰۳ واحد بوده است.

همچنین ۰/۰۲ از هر واحد آهن اسفنجی نیز توسط تولید کننده خارج از شرکت تقاضای واسطه داشته است. بنابراین بیشترین تقاضای واسطه ملی برای محصول گندله و کمترین نیز برای آهن اسفنجی بوده است.

در مورد صادرات شرکت فولاد به کشورهای خارجی، دو کالای اسلب و بیلت و بلوم بیشتر صادر شده‌اند که ۰/۵۲ از تولیدات اسلب و ۰/۳۵ بیلت و بلوم به مقاصد صادراتی ارسال شده است. این شرکت همچنین طی سال ۱۴۰۰ حدود ۰/۰۲ از آهن اسفنجی خود را صادر کرده است. بنابراین در بین۴ محصول بیشترین سهم صادرات از کل تولید مربوط به محصول اسلب بوده است. برای موجودی انبار نیز بیشترین تقاضا مربوط به تولید محصول گندله ۰/۴۸ و کمترین با ۰/۱۴ واحد برای محصول آهن اسفنجی بوده است. موجودی انبار محصول اسلب و بیلت و بلوم به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۲۹ واحد است. در نهایت ستون عمودی آخر نشان دهنده جمع واحد کامل سمت تقاضای کل ۴ محصول است. مطابق جدول ۷، تقاضای داخلی از گندله و آهن اسفنجی بسیار بیشتر بوده و دو محصول اسلب و بیلت و بلوم به میزان بیشتری به عنوان صادرات و تقاضای واسطه ملی درخواست می‌شوند.

سمت عرضه حکایت از این دارد که برای تولید ۴ محصول چه آیتم‌هایی به شرکت عرضه شده یا اینکه شرکت برای خرید آنها چه هزینه هایی را انجام داده است. از اینرو این قسمت شامل عرضه داخلی شرکت، عرضه مواد مصرفی از خارج شرکت به شرکت و هزینه‌های پرداختی شرکت است. که مجموع این نسبت‌ها برابر یک است. در جدول داده ستانده بنگاهی تعادل عرضه و تقاضای کل شرکت وجود دارد. جدول ۸ آیتم‌های سمت عرضه کل ۴ محصول شرکت فولاد خوزستان را نشان می‌دهد. نسبت هر کدام از اقلام سمت عرضه به قرار جدول زیر است.

جدول (۸): نسبت‌های عرضه (هزینه‌های پرداختی) ٤ محصول شرکت فولاد خوزستان

	اسلب	بیلت و بلوم	گندله	آهن اسفنجی
عرضه داخل	۰/۲۲	۰/۳۰	۰/۲۲	۰/۹۵
مواد مصرفی	۰/۴۳	۰/۴۷	۰/۷۸	۰/۵
سایرهزینه	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰
سود	۰/۳۰	۰/۱۹	۰/۰۰	۰/۰۰
جمع	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

سطر اول جدول ۸ بیانگر این است که برای تولید هر کدام از ۴ محصول، سهم استفاده از محصولات داخلی شرکت چقدر است. ۰/۲۲ از کل هزینه‌ای که برای تولید اسلب انجام شده، هزینه‌های داخلی پرداختی به بکارگیری ۴ محصول تولیدی خود شرکت بود است. آهن اسفنجی بیشتر از ۴ محصول دیگر از تولیدات خود شرکت به اندازه ۰/۹۵ واحد استفاده کرده که غالبا از گندله بوده است که این امر به دلیل نهاده اصلی بودن این محصولات برای سایر تولیدات شرکت فولاد خوزستان است. کمترین میزان استفاده از عرضه داخلی در بین ۴ محصول مربوط به اسلب و گندله است.

سطر دوم جدول مربوط به عرضه مواد مصرفی خارج از شرکت برای تولید ۴ محصول است. این مواد شامل سنگ آهن، آهن قراضه و چدن، اسفنجی خریداری، گندله خریداری، فروآلیاژها، مواد افزودنی و مواد مصرفی غیر مستقیم است.

۰/۴۳ از هزینه تولید اسلب، ۰/۴۷ از هزینه تولید بیلت و بلوم، ۰/۷۸ از هزینه تولید گندله و ۰/۵۰ از هزینه تولید آهن اسفنجی مربوط به خرید مواد مصرفی از خارج شرکت بوده است.

شرکت فولاد خوزستان برای تولید محصولات خود، هزینه‌های دیگری نیز متحمل می‌شود. مجموع این هزینه‌ها برای تولید هر واحد اسلب برابر ۰/۰۵ و برای هر واحد محصول بیلت و بلوم نیز ۰/۰۴ واحد هزینه پرداخته است.

با توجه به نسب‌های بالا و میزان عرضه و تقاضا (تولید و فروش) محصولات شرکت فولاد خوزستان، سود ناخالص این شرکت به طور کلی برابر ۱۶۴/۴۱۵/۹۵۰میلیون ریال بوده است که در مجموع نسبت این سود برای ۴ محصول عبارتند از: سود ناخالص حاصل از تولید هر واحد محصول اسلب ۰/۳۰ واحد و برای هر واحد بیلت و بلوم این سود ۰/۱۹ است. با توجه به این آمار و ارقام سود ناخالص تولید محصول اسلب بیشترین میزان را در بین تولید این ۴ محصول عمده دارد.

٤ـ۲ـ۲. پیوندهای پسین و پیشین داخلی شرکت فولاد خوزستان

– پیوند پسین داخلی شرکت (سمت تقاضای داخلی)

ماتریس واسطه بین بخشی به صورت ستونی در واقع تقاضای ۴ محصول اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی را در داخل شرکت نشان می‌دهد. همچنین به صورت ستونی این ماتریس نسبت عرضه این محصولات را در درون بنگاه مطرح می‌کند. به طور کلی سمت تقاضا یا پیوند پسین جدول داده – ستانده بنگاهی شرکت فولاد خوزستان به صورت زیر است:

جدول (۹): پیوند پسین داخلی شرکت (ضرایب فنی)

	اسلب	بیلت و بلوم	گندله	آهن اسفنجی
اسلب	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
بیلت و بلوم	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰
گندله	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۹	۰/۹۵
آهن اسفنجی	۰/۲۸	۰/۴۲	۰/۰۰	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۹)، شرکت فولاد برای تولید هر واحد اسلب ۰/۰۱ واحد از اسلب تولید داخل و ۰/۲۸ واحد نیز از آهن اسفنجی تقاضا دارد. محصول بیلت و بلوم نیز از خودش و آهن اسفنجی به ترتیب ۰/۰۱ واحد و ۰/۴۲ واحد تقاضا دارد. در تولید هر واحد محصول گندله ۰/۲۹ واحد از گندله و در آهن اسفنجی ۰/۹۵ واحد از گندله و ۰/۰۱ واحد آهن اسفنجی تقاضا می‌شود. براساس نتایج جدول فوق، پیوند پسین (سمت تقاضا) آهن اسفنجی از بین ۴ محصول بیشترین میزان را در ماتریس واسطه بین بخشی ناحیه یک جدول داده- ستانده شرکت فولاد خوزستان دارد.

- پیوند پیشین داخلی شرکت (سمت عرضه‌ی داخلی)

پیوند پیشین یا نسبت‌های سمت عرضه ماتریس واسطه بین بخشی در ناحیه یک جدول داده- ستانده نیز به این شرح است:

جدول (۱۰): پیوند پیشین داخلی شرکت

	اسلب	بیلت و بلوم	گندله	آهن اسفنجی
اسلب	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
بیلت و بلوم	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰
گندله	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۲	۰/۹۸
آهن اسفنجی	۰/۵۱	۰/۶۳	۰/۰۰	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق پیوند پیشین و عرضه داخلی شرکت در جدول (۱۰)، ۰/۰۱ واحد از اسلب برای تولید اسلب و ۰/۵۱ از آن برای آهن اسفنجی عرضه می‌شود. همچنین ۰/۰۱ واحد بیلت و بلوم و ۰/۶۳ واحد از آن به ترتیب برای تولید بیلت و بلوم و آهن اسفنجی عرضه می‌شود. گندله به میزان ۰/۲۲ واحد به خود محصول گندله عرضه می‌کند و ۰/۹۸ آهن اسفنجی برای تولید گندله عرضه

می‌شود. مطابق نتایج جدول، پیوند پیشین داخلی محصول آهن اسفنجی از سایر محصولات بیشتر و عرضه این محصول برای تولید سایر محصولات شرکت فولاد خوزستان بالاترین سهم را دارد.

٤ـ٢ـ٣. پیوند پسین و پیشین محصولات شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی (پیوندهای خارجی)

داد و ستد یا عرضه و تقاضای محصولات شرکت فولاد با بیرون از شرکت در واقع همان پیوندهای شرکت با اقتصاد ملی است. اینکه به چه نسبت از مواد مصرفی در سطح ملی برای تولید هر کدام از ۴ محصول تولیدی فولاد تقاضا شده است، پیوند پسین شرکت فولاد با اقتصاد ملی را نشان می‌دهد. از طرفی دیگر اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی به طور عمده پیش نیاز تولید محصولاتی چون میلگرد، تیرآهن، ورق، قوطی و سایر محصولات در سطح ملی هستند و سایر مشتریان و شرکت‌های خارجی، مواد مورد نیاز خود را از شرکت فولاد دریافت می‌کنند، این نوع ارتباط پیوند پیشین شرکت فولاد با اقتصاد ملی را بیان می‌کند. لذا ارتباط بین فعالیت‌های تولیدی شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی در دو ناحیه دوم و سوم جدول داده ستانده بنگاهی آورده شده است که ناحیه دوم بیانگر پیوند پیشین و ناحیه سوم نشان دهنده پیوند پسین شرکت با اقتصاد ملی است.

- پیوند پسین (تقاضای خارجی) شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی

پیوند پسین وابستگی یک بخش به سایر بخش‌ها را مطرح می‌کند یعنی بخش مورد نظر برای تولید هر واحد کالای خود برای مثال اسلب، چه میزان از محصولات سایر بخش‌ها را تحت عنوان نهاده‌های واسطه‌ای مصرف کرده است. پیوند پسین ۴ محصول شرکت فولاد از اقتصاد ملی در جدول ۱۱ آورده شده است. مجموع پیوند پسین برای محصول اسلب برابر ۰/۵۵ واحد و برای بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی به ترتیب برابر ۰/۶۸ واحد، ۱/۰۰ واحد و ۰/۹۹ واحد است.

جزئیات پیوند پسین ۴ محصول اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی با ۸ ماده مصرفی در سطح ملی در جدول ۱۱ نشان داده شده است.

جدول (۱۱): پیوند پسین (تقاضای خارجی) شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی

	اسلب	بیلت و بلوم	گندله	آهن اسفنجی
سنگ آهن	۰/۲۳	۰/۳۴	۰/۹۶	۰/۵۰
آهن قراضه و چدن	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۲۰
اسفنجی خریداری	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۰۰
گندله خریداری	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۲۱
فروآلیاژها	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۷
مواد افزودنی	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰
انرژی	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۰
مواد مصرفی غیر مستقیم	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰
جمع	۰/۵۵	۰/۶۸	۱/۰۰	۰/۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نسبت‌ها و ضرایب مستقیم جدول (۱۱)، هر واحد محصول اسلب در فرایند تولید خود به ترتیب ۰/۲۳واحد سنگ آهن، ۰/۰۳ آهن قراضه و چدن، ۰/۱۲ واحد اسفنجی، ۰/۰۱ گندله و ۰/۰۲واحد فروآلیاژها، ۰/۰۱ واحد مواد افزودنی، ۰/۰۸ واحد انواع انرژی و ۰/۰۴ واحد مواد مصرفی غیر مستقیم استفاده کرده است. برای تولید هر واحد محصول بیلت و بلوم به ترتیب ۰/۳۴، ۰/۰۴ و ۰/۱۲ واحد سنگ آهن، آهن قراضه و چدن و اسفنجی تقاضا می‌گردد. همچنین ۰/۰۱ واحد گندله خریداری، ۰/۰۳ فروآلیاژها، ۰/۰۱ واحد مواد افزودنی و ۰/۰۸ انرژی و ۰/۰۴ واحد نیز مواد غیر مستقیم استفاده شده است.

پیوند پسین گندله با سنگ آهن ۰/۹۶واحد، آهن قراضه ۰/۰۳ واحد، اسفنجی و گندله صفر واحد و فروآلیاژها ۰/۰۱ واحد است. پیوند پسین آهن اسفنجی شرکت فولاد خوزستان با سنگ آهن ۰/۵۰ واحد، آهن قراضه ۰/۲۰ واحد ، گندله خریداری ۰/۲۱ واحد و فروآلیاژها ۰/۰۷ واحد می‌باشد. بیشترین پیوند پسین اسلب، بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی در سطح ملی با سنگ آهن است. به عبارتی دیگر سنگ آهن مهمترین ماده مصرفی این ۴ محصول در سطح ملی قلمداد می‌شود. مجموع پیوند پسین ۴ محصول نشان می‌دهد که آهن اسفنجی با ۰/۹۹ واحد دارای بیشترین پیوند پسین در سطح ملی و محصول اسلب به میزان ۰/۵۵ واحد دارای کمترین میزان این پیوند است.

- پیوند پیشین (عرضه خارجی) شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی

پیوند پیشین بیان می‌کند که چند درصد از محصولات مورد نظر (۴ محصول عمده شرکت فولاد خوزستان) به عنوان کالای واسطه‌ای مورد تقاضای بخش‌های تولیدی ملی قرار گرفته است. هر چه میزان تقاضای بخش‌های اقتصادی ملی از یک محصول بیشتر باشد، پیوند پیشین آن محصول نیز بیشتر است. در واقع پیوند پیشین محصولات شرکت فولاد خوزستان، نسبت عرضه هر محصول را به اقتصاد ملی نشان می‌دهد و سمت عرضه محصولات شرکت را بررسی می‌نماید.

جدول ۱۲ مجموع و جزئیات پیوند پیشین ۴ محصول تولیدی شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی را نشان می‌دهد. ستون آخر بیانگر مجموع پیوند پیشین این ۴ محصول با اقتصاد ملی است. گندله با بیشترین پیوند پیشین (۰/۷۸ واحد) و آهن اسفنجی دارای کمترین پیوند پیشین(۰/۰۲ واحد) با اقتصاد ملی است. پیوند پیشین اسلب و بیلت و بلوم با اقتصاد ملی به ترتیب ۰/۲۶ واحد و ۰/۳۵ واحد است.

جدول (۱۲): پیوند پیشین شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی

	میلگرد	تیرآهن	ورق	قوطی	سایر تقاضای واسطه	جمع
اسلب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۲۶
بیلت و بلوم	۰/۲۵	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۳۵
گندله	۰/۴۱	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۷۸
آهن اسفنجی	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جزئیات پیوند پیشین این ۴ محصول با محصولات عمده در سطح ملی (میلگرد، تیرآهن، ورق، قوطی و سایر تقاضای واسطه ملی) در جدول ۱۲ آورده شده است. هر واحد محصول اسلب به میزان ۰/۲۲ واحد برای تولید ورق عرضه شده است و برای تولید میلگرد و تیرآهن عرضه اسلب برابر صفر بوده است. همچنین برای تولید قوطی ۰/۰۳ واحد از محصول اسلب عرضه شده است که برای سایر تقاضاهای واسطه نیز این نسبت به ۰/۰۲ واحد می‌رسد.

بیشترین پیوند پیشین اسلب با تولید ورق در سطح ملی و کمترین آن با میلگرد و تیرآهن است. همچنین بیشترین پیوند پیشین بیلت و بلوم، گندله و آهن اسفنجی در سطح ملی با میلگرد

است که نشان دهنده این است که میلگرد در سطح ملی، سهم بالایی از تقاضایش را از ۴ محصول تولیدی شرکت فولاد تشکیل داده است.

- مقایسه پیوند پسین و پیشین جدول داده- ستانده شرکت فولاد خوزستان

در جدول ۱۳ مجموع پیوندهای پسین و پیشین محصولات شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی نشان داده شده است.

جدول (۱۳): مقایسه پیوند پسین و پیشین شرکت فولاد خوزستان با اقتصاد ملی

	پیوند پیشین (طرف عرضه)	پیوند پسین (طرف تقاضا)	جمع
اسلب	۰/۲۶	۰/۵۵	۰/۸۱
بیلت و بلوم	۰/۳۵	۰/۶۸	۱/۰۳
گندله	۰/۷۸	۱/۰۰	۱/۷۸
آهن اسفنجی	۰/۰۲	۰/۹۹	۱/۰۲
جمع	۱/۴۱	۳/۲۱	۴/۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول شماره (۱۳) پیوند پسین شرکت فولاد ۳/۲۱ و پیوند پیشین آن ۱/۴۱ است بدین معنی که با افزایش یک واحد تولید شرکت فولاد، به واسطه تقاضای این شرکت از مواد مصرفی اقتصاد ملی، تولید این مواد مصرفی ۳/۲۱ واحد افزایش می‌یابد. بنابراین پیوند کل شرکت فولاد با اقتصاد ملی ۴/۶۳ واحد است یعنی اینکه با افزایش یک واحد تولید شرکت فولاد در کل اقتصاد ملی، تولید بخش‌های مرتبط به اندازه ۴/۶۳ واحد افزایش می‌یابد.

پیوند پسین یک واحد محصول اسلب ۰/۵۵ و پیوند پیشین آن ۰/۲۶ است بدین معنی که با افزایش یک واحد تولید اسلب، به سبب تقاضای شرکت از مواد مصرفی اقتصاد ملی، تولید این مواد ۰/۵۵ افزایش یافته و کل پیوند شرکت با اقتصاد ملی ۰/۸۱ واحد است یعنی با افزایش یک واحد محصول اسلب در شرکت فولاد خوزستان، در بخش‌های مرتبط در اقتصاد ملی تولید به اندازه ۰/۸۱ افزایش می‌یابد. پیوند پسین هر واحد محصول بیلت و بلوم ۰/۶۸ و پیوند پیشین آن ۰/۳۵ ، پیوند پسین و پیشین گندله نیز به ترتیب، ۰/۷۸ و ۱/۰۰ و پیوند پسین آهن اسفنجی شرکت فولاد خوزستان ۰/۹۹ و پیوند پیشین آن ۰/۰۲ است. در بین این ۴ محصول عمده شرکت فولاد خوزستان، پیوند پسین و پیشین محصول گندله بیشترین میزان را در مقایسه با سایر

محصولات دارد اما آهن اسفنجی با ۰/۰۲ کمترین مقدار پیوند پیشین و اسلب با ۰/۵۵ دارای کمترین پیوند پسین در سطح ملی است. پیوند کل محصول گندله با ۱/۷۸ بیشترین میزان و پیوند کل محصول اسلب با ۰/۸۱ کمترین مقدار را با اقتصاد ملی دارد.

- شاخص قدرت انتشار و حساسیت پراکندگی

شاخص قدرت انتشار در سه محصول گندله، بیلت و بلوم و آهن اسفنجی بالاتر از یک و به ترتیب ۵/۳۴، ۳/۴۳ و ۱/۶۲ بوده همچنین شاخص حساسیت پراکندگی برای گندله، بیلت و بلوم و اسلب بزرگتر از یک و به ترتیب ۴/۵۲ ، ۳/۵۸ و ۱/۷۶ است که نشان از قدرت انتشار و حساسیت بالای همزمان دو محصول گندله و بیلت و بلوم در شرکت فولاد خوزستان است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بنابر محاسبات انجام شده پیشنهادات ذیل را می‌توان مطرح کرد:

- محاسبه و تدوین جداول داده – ستانده بنگاهی برای شرکت‌های مادر صنعتی و شرکت‌های پتروشیمی نفت و گاز برای برآورد هزینه و سود به خصوص با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز، تورم و نقدینگی در کشور سودمند خواهد بود.
- محاسبه جدول داده – ستانده چند شرکتی برای مقایسه عملکرد مثبت یا منفی سالانه شرکت‌ها به کمک مدیران و با استفاده از داده‌ها و ارقام در دسترس از تولیدات شرکت‌ها مفید است.
- تدوین جداول داده – ستانده بنگاهی برای شرکت‌های دولتی و خصوصی یا ترکیب آن‌ها برای پیش بینی هزینه ها یا انجام سرمایه‌گذاری سودآورتر انجام گردد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع:

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۵). جدول داده–ستانده اقتصاد ایران سال۱۳۹۵.
- بیدآباد، بیژن (۱۳۸۳). "ارتباطات بین بخشی و هدف‌گذاری افزایش اشتغال کشور"، نشریه اقتصاد کشاورزی و توسعه، دوره ۱۲، شماره ۱۳۵، ۱۰۷–۴۶.

- پاشاکی، کوروش، احمدپور برازجانی، محمود، سالارپور، ماشااله و ضیائی، سامان (۱۴۰۰). اندازه‌گیری ضرایب فزاینده تولید و بررسی چرخه کالاها و خدمات در بخش عرضه و تقاضا اقتصاد استان سیستان و بلوچستان با استفاده از الگوی جدول داده- ستانده منطقه ای. اقتصاد با ثبات و توسعه پایدار، ش ۲ (۱)، ص ۱۳۵-۱۶۵.
- ترحمی، فرهاد و اسفندیاری، علی رضا (۱۳۹۴). رتبه بندی پتانسیل‌های تولیدی و اشتغالزایی بخشهای اقتصادی. پژوهشنامه اقتصادی، ش۳، ۲۸۶-۲۶۷.
- جواهری، بختیار، عباسیان سومار، طیبه و فقه مجیدی، علی (۱۳۹۷). ارزیابی فعالیت‌های اقتصادی استان ایلام با استفاده از جدول داده- ستانده (روش CHARM). پایان نامه دانشگاه کردستان، شماره ۱، ۱۱۵-۱.
- دشتبان، منیژه، توفیق، فیروز، هادی زنوز، بهروز پیکارجو، کامبیز (۱۳۹۵). آثار سرریز ناشی از گسترش صنایع در استان تهران بر استان‌های همجوار (رویکرد جدول داده – ستانده بین منطقه ای). فصلنامه اقتصاد مالی، ش۴۲، ۱۸۰-۱۴۹.
- شرکت فولاد خوزستان (۱۳۹۶). گزارش تفسیری مدیریت شرکت فولاد خوزستان (سهامی عام)، ۳۱-۱.
- شرکت فولاد خوزستان (۱۴۰۰). گزارش حسابرس مستقل و بازرس قانونی همراه با صورت‌های مالی تلفیقی گروه و شرکت اصلی. ش۲۹ الف، ص ۳۵-۲۳.
- مهاجری، پریسا، قاسمی ششده، محمد و حدادی نژادیان، قادر (۱۳۹۷).محاسبه جدول داده- ستانده تک منطقه‌ای با روش جدید ترکیبی FLQ-RAS و ضرایب فزاینده اشتغال؛ مطالعه موردی استان کهگلویه و بویراحمد. فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران)، ش۲۸، ۳۳-۱.
- هرمزی نژاد، فاطمه، راست منش، فاطمه و زراسوندی، علیرضا (۱۳۹۴). ارزیابی میزان آلودگی عناصر جزِیی (نیکل، آهن، روی، کروم، منگنزریا و سرب) در خاک‌های اطراف مجتمع صنایع فولاد خوزستان. مجله زمین شناسی اقتصادی، ش۲، ص ۴۲۹-۴۱۵.
- Bui, T. & Quang, T. N. (2021). An extended variant of the input-output model". Journal of social science studies. 3 (2582-0265).
- Grubbstrom, R. & Tong, O. (2000). An overview of input-output analysis applied to production inventory systems. Economic systems Research. 12 (3-25).
- Jia, X. Li, ZH. Wang, F. FOO, D. C. Y. & Tan, R. R. (2015). Integrating input-output models with pinch teghnology for enterprise sustainability anagysis. 10.1007/s10098-015-0963-4.
- Kuhtz, S., Zhou, C. Albino, V. & Yazan, D. M. (2009). Energy use in two Italian & Chinese tile manufacturers: A comparison using an enterprise input-output model. 6-12.

- Lara-penate, C, M. D. & Langa-seva, M. D. C. (2021). Enterprise input-output table for a hotel. Researchgat. 487 (1138-0713).
- Luendie, S & Lenzen, M. (2012). Constraucting enterprise input-output tables- a case study of newZealand dairy production. Journal of Economic structures, 10.1186/2193-2409.
- -Li, W. Wu, F. Jin, H & Li, S. (2012). Analysis of Fe & Mn impurities in chainees sponge titanium enterprise usinig an input-output model. Metallugicai Research Teghnology, 117, 401.
- Miernyk, W. H. (2020). The elements of input- output analysis. Reprint. WVU. Research repository 2020. 1 (1-98).
- Matsumoto, M & Fujimuto, J. (2008). The development of an enterprise input-output model & its application to industrial environmental management. Journal of Applied input-output Analysis, 13 & 14.
- Noskova, M. & Prochazkova. (2019). An application of input-output analysis to social enterprises: a case of the Czech Republic. Journal of entrepreneurship in emerging economies. 8 (2053-4604).
- Okamoto, N. (2021). Extended input-output model for urbanization: an empirical test using Chinese data. Journal of economic structures. 10 (355-8501).
- Tan, R. R. Aviso, K. B. Cayamanda, A. F. S. Chiu, M. A. B. Promentilla, A. T. & Ubando, K. S. Yu. (1994). A Fuzzy programming Enterprise input-output model for optimal crisis operations in industrialcomplexes. Production Economics, 15 (0925-5273).
- Zhu, K. Wang, X. Ma, J. (2020). Input-output efficiency analysis of Chinese thermal power enterprise based on three-stage DEA. Earth & en vironmental science, 546 (1315- 1755).

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

مقاله پژوهشی، صفحات: ۴۷ تا ۶۷

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثرات بازار جهانی نفت‌خام بر بازار سرمایه ایران در دوره پاندمی کووید-۱۹

عباس معمارزاده[1*]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۸/۰۷ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۱۰/۰۵

چکیده

پاندمی کووید-۱۹ اقتصاد جهان به ویژه صنعت نفت‌خام را به واسطه کاهش تقاضای نفت‌خام، قرنطینه، نااطمینانی در ارتباط با چشم‌انداز اقتصاد جهانی و نیز جنگ قیمتی میان کشورهای روسیه و عربستان تحت تاثیر منفی قرار داد. در این مطالعه با استفاده از داده‌های هفتگی مارس ۲۰۲۰ تا سپتامبر ۲۰۲۱ مصادف با وقوع بیماری کووید ۱۹، به بررسی اثرات نامتقارن تغییرات قیمت نفت‌خام بر بازار سرمایه ایران پرداخته خواهد شد. برای بررسی فرضیات این پژوهش و احراز روابط غیرخطی بلندمدت از رویکرد آزمون کرانه‌ای استفاده و با مدل NARDL – ECM ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت نامتقارن به طور هم‌زمان تخمین زده می‌شود. هم‌چنین از متغیرهای نرخ اوراق اخزا، تعداد مبتلایان به بیماری کرونا و ارزش معاملات خرد به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات مثبت بازار جهانی نفت‌خام نسبت به تغییرات منفی همبستگی مثبت قوی‌تر و معنادارتر با بازار سرمایه ایران دارد. این نکته نشان می‌دهد که در هنگام افزایش قیمت نفت‌خام، خرید و سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌تواند برای فعالان بازار سودآور باشد. هم‌چنین با توجه به همبستگی ضعیف و غیرمعنادار بازار سرمایه با تغییرات منفی قیمت نفت‌خام، در مواقع سقوط شدید قیمت نفت به سبب وقایع پیش‌بینی نشده مثل اپیدمی کووید ۱۹، فعالان بازار می‌بایست از هیجان و احساسات منفی در فروش سهام اجتناب کنند.

واژگان کلیدی: قیمت نفت‌خام؛ کووید-۱۹؛ NARDL؛ بازار سرمایه

طبقه‌بندی JEL: C22; C13; Q41; G10

[1*] استادیاراقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر (عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: A.Memarzadeh@vru.ac.ir

۱. مقدمه

نفت‌خام نه تنها به عنوان نهاده مهم در تولید کالا محسوب می شود بلکه عامل کلیدی در قدرت خرید مصرف‌کننده به شمار می‌آید. نوسانات قیمتی نفت‌خام اساسا از تغییرات قیمت نفت‌خام حول میانگین قیمت ناشی می‌شود. این تغییرات در قیمت نفت‌خام نتیجه تعامل میان نیروهای عرضه و تقاضا در بازار جهانی نفت‌خام می‌باشد (معمارزاده و همکاران، ۱۴۰۰). عرضه و تقاضای جهانی نفت‌خام نیز به طور مستقیم و غیرمستقیم به اوضاع اقتصاد جهانی و نیز تنش‌های ژئوپلتیکی مرتبط است. برای مثال، در دهه ۱۹۷۰ نوسانات قیمت نفت‌خام به سبب اخلال در عرضه نفت‌خام تلقی شده در حالی‌که در دوره بحران مالی جهان در سال ۲۰۰۸-۲۰۰۹ نوسانات قیمت به سبب تکانه‌های سمت تقاضای بازار جهانی نفت‌خام بود. اما از سال ۲۰۱۴-۲۰۱۵ صنعت نفت‌خام تغییرات قابل ملاحظه‌ای به سبب انقلاب شیل آمریکا تجربه نمود. از سال ۲۰۱۴ نفت‌خام شیل آمریکا منجر به جهش تولید نفت‌خام داخلی این کشور شد تا جایی که تولید نفت‌خام شیل هم اکنون بیش از یک سوم تولید نفت‌خام در خشکی را تشکیل می‌دهد (لی و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

در واقع، تعاملات میان کشورهای آمریکا و روسیه به همراه کشورهای عضو اوپک موسوم به اوپک پلاس در میزان تجارت و نیز نوسانات قیمت جهانی نفت‌خام از اهمیت بالایی برخوردار است. حتی با وجود تفاهم میان اعضای اوپک پلاس برای هماهنگی در تولید نفت‌خام، اثرات تکانه‌های سمت عرضه نفت‌خام به سبب تولید نفت‌خام آمریکا و کانادا بسیار محدود شده است (بورگلی و همکاران[2]، ۲۰۲۱). هم‌چنین علاوه بر اخلال و محیط ژئوپلتیک پیچیده پیرامون اوپک و واگرایی سیاستی این سازمان با سایر کشورها در بحران لیبی، نیجریه و ونزوئلا، عامل‌های دیگری نظیر نااطمینانی درباره توافق هسته‌ای ایران وآمریکا، تردید درباره منابع نفت‌خام، هزینه‌های تولید نفت‌خام و اکتشاف مخازن جدید، اثرات پیوستن آمریکا به کارتل تولیدکنندگان نفت‌خام و نیز بیماری کووید ۱۹ راهبردهای قیمت‌گذاری را به طور قابل ملاحظه‌ای دست‌خوش تغییر قرار داده است.

پیچیدگی ذاتی صنعت نفت‌خام با وقوع بیماری کووید ۱۹ تشدید و هر دو سمت عرضه و تقاضای بازار جهانی نفت‌خام را تحت تاثیر منفی قرار گرفته است. از یک سو، کووید ۱۹ منجر به

[1] Le et al
[2] Bourghelle et al

تکانه عرضه نفت‌خام گردیده که با شکست مذاکرات بین دو کشور عربستان و روسیه برای رسیدن به تفاهم مشترک بر کاهش تولید نفت‌خام در ماه مارس ۲۰۲۰ تشدید شد. از سوی دیگر، کووید ۱۹ باعث ایجاد تکانه نفت‌خام از سمت تقاضای بازار به واسطه اعمال محدودیت‌ها و تعطیلی کسب و کارها در کشورهای درگیر اپیدمی گردید.

ارتباط میان نوسانات بازار جهانی نفت‌خام و بازار سرمایه در کشورهای صادرکننده نفت‌خام از دیرباز در مطالعات متعدد مورد توجه و بررسی قرار گرفته است. نوع واکنش عاملان بازارهای مالی به تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت‌خام می‌تواند متفاوت باشد. برای مثال وقوع اپیدمی کووید ۱۹ و کاهش شدید قیمت نفت‌خام در این دوره می‌تواند اثرات نامتقارنی نسبت به افزایش قیمت بر تصمیم‌گیری عاملان بازار برای مدیریت ریسک و اصلاح پرتفوی داشته باشد.

بازه زمانی مورد بررسی این مطالعه، مصادف با وقوع همه‌گیری کووید ۱۹ و نوسانات شدید قیمت جهانی نفت‌خام می‌باشد. لذا بررسی اثرات نامتقارن بازار جهانی نفت‌خام بر بازار سرمایه به سبب تک محصولی بودن اقتصاد ایران و نیز اثرگذاری مستقیم و غیرمستقیم قیمت نفت‌خام بر طیف وسیعی از صنایع پتروپالایشی کشور که ارزش بازاری سهام آن‌ها وزن زیادی از ارزش بازار سرمایه ایران را به خود اختصاص داده است، از درجه اهمیت بالایی به لحاظ اقتصادی-اجتماعی برخوردار است. تاجایی‌که نویسندگان این مطالعه اطلاع دارند مطالعه جامع و دقیقی درباره میزان اثرگذاری نامتقارن بازار جهانی نفت خام بر بازار سرمایه ایران در دورانی که وحشت و ترس، به واسطه وقوع اپیدمی کووید ۱۹، در سرتاسر اقتصاد جهانی و بازارهای مالی حکمفرما شده صورت نپذیرفته است. از طرف دیگر، تغییرات مثبت و منفی بازار جهانی نفت خام بر بازار سرمایه می‌تواند متفاوت باشد لذا این مطالعه می‌تواند حاوی نکات ارزشمندی برای عاملان بازارهای مالی در تصمیم‌گیری برای پوشش ریسک و سرمایه‌گذاری در دوران‌های وقوع اپیدمی باشد. فرض مهم آنست که تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت‌خام اثرات نامتقارنی بر بازار سرمایه دارند و واکنش سرمایه‌گذاران هنگام وقوع اپیدمی کووید ۱۹ و نوسانات شدید بازار جهانی نفت مهم و قابل بررسی می‌باشد. در واقع این مطالعه در صدد پاسخ به این سوال است که آیا در هنگام وقوع اپیدمی کووید ۱۹ که با نوسانات شدید بازار جهانی نفت‌خام مصادف است، آیا بازار سرمایه ایران و سرمایه‌گذاران واکنش منفی و احساسی شدید نشان داده است یا خیر؟ از این رو برای نیل به این هدف از یک مدل NARDL_ECM[1] استفاده خواهد شد. نوآوری انجام این مطالعه را

[1] Non-linear Auto Regressive Distributed Lag- Error Correction Model

می‌توان به بررسی تعاملات نامتقارن میان بازار جهانی نفت‌خام و بازار سرمایه ایران در دوره‌های بحرانی مانند دوره اپیدمی کووید ۱۹ اشاره نمود. هم‌چنین با بهره‌گیری از یک مدل غیرخطی، می‌توان اثرگذاری تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت‌خام را به طور جداگانه بر بازار سرمایه بررسی نمود. بنابراین این مطالعه با فرض واکنش نامتقارن بازار سرمایه ایران به تغییرات مثبت و منفی شدید قیمت نفت‌خام، می تواند برای سرمایه‌گذاران و عاملان بازار سرمایه نقشه راه جدیدی را برای تصمیم گیری عقلانی و مدیریت پرتفوی در هنگام وقوع اپیدمی‌های گسترده مثل کووید ۱۹ ترسیم نماید. هم‌چنین استفاده از متغیرهای مهم و اثرگذار بر بازار سرمایه مانند نرخ اوراق اخزا، تعداد مبتلایان به بیماری کووید ۱۹ و نیز ارزش معاملات خرد به عنوان متغیرهای کنترلی خطر عدم تصریح مناسب مدل و حذف متغیر مهم را کاهش خواهد داد.

از این رو، در بخش دوم به ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. داده‌ها و روش شناسی مطالعه در بخش سوم مورد بررسی قرار می‌گیرد ضمن آنکه یافته‌های تجربی و نیز نتیجه‌گیری مطالعه به ترتیب در بخش‌های چهارم و پنجم مورد بحث قرار خواهند گرفت.

۲. ادبیات موضوع

از ابتدای سال ۲۰۲۰، با شروع اپیدمی کووید-۱۹، کشورهای مختلف در سرتاسر دنیا محدودیت‌های شدیدی را برای کاهش سرعت شیوع کووید-۱۹ اعمال نمودند و این محدودیت‌ها و تعطیلی‌ها ضربه شدیدی به اقتصاد جهانی وارد نمود که طبیعتاً تقاضای جهانی برای نفت‌خام را نیز کاهش داده است. در مورد پیش بینی قیمت نفت‌خام می‌توان گفت که هیچ نهاد و سازمانی نمی‌تواند قیمت نفت‌خام را به درستی و با دقت پیش‌بینی کند، اما آنچه مسلم است قیمت نفت‌خام حداقل پس از سال‌های بعد از وقوع اپیدمی به سبب ترس از آینده اقتصاد جهانی شانس کمی برای قیمت‌های بالا داشته باشد (جو و پارک[1]، ۲۰۲۱). تعطیلی حاصل از کووید-۱۹، باعث شد تقاضای نفت‌خام به روشی کاملاً متفاوت از رکودهای اقتصادی قبلی کاهش یابد. یکی از دلایل کاهش تقاضای نفت‌خام به دلیل کاهش حمل و نقل بود. با زمین‌گیر شدن هواپیماها در بسیاری از نقاط جهان و قرنطینه‌های سراسری تقاضا برای سوخت جت و نفت‌خام سفید حدود ۴۰ درصد کاهش یافت (شیرمحمدی، ۱۴۰۱). هم زمان با وقوع اپیدمی، نشست اوپک پلاس نیز بدون توافق به پایان رسید و عرضه جهانی نفت‌خام توسط کشورهای

[1] Joo & Park

عمده تولید کننده مثل روسیه و عربستان سعودی شدت گرفت و قیمت‌ها کاهش شدیدتری را تجربه نمودند تا جایی‌که نفت‌خام برنت به عنوان یکی از شاخص‌های مهم نفتی در بازارهای جهانی در ماه آوریل به کمتر از ۲۰ دلار رسید و بازار نفت‌خام برای اولین بار شاهد قیمت منفی شاخص نفت‌خام وست تگزاس اینترمدیت بود (لی و همکاران، ۲۰۲۱).

در ادبیات اثرگذاری قیمت جهانی نفت‌خام بر کشورهای صادرکننده می‌توان به ۴ کانال کلی اشاره نمود: اول، اثر تراز تجاری: متغیرهای حساب جاری و تراز تجاری در کشورهای صادرکننده نفت‌خام دارای همبستگی مستقیم با قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی و نیز قیمت‌های جهانی نفت‌خام دارند. وقتی قیمت واقعی نفت‌خام افزایش می‌یابد باعث افزایش رابطه مبادله[1]، انباشت دارایی‌های خارجی (کاهش بدهی‌های خارجی) خواهد شد. مطالعه موردی که کیلیان، ربوکی و اسپاتافرا[2] (۲۰۰۹) برای کشورهای صادرکننده نفت‌خام‌خام انجام دادند دریافتند که این اثر تقریبا به خاطر تغییر در تراز تجاری بابت افزایش صادرات نفت‌خام بوده است. دوم، اثر تغییر نرخ ارز واقعی: نرخ ارز واقعی در کشورهای صادرکننده نفت‌خام همبستگی شدیدی با قیمت‌های واقعی نفت‌خام دارد؛ بنابراین همان‌طور که چن، روگوف[3] (۲۰۰۳) و کاشین و همکاران[4] (۲۰۰۳) دریافتند، افزایش در قیمت نفت‌خام باعث کاهش نرخ ارز واقعی و تقویت ارزش پول داخلی در کشورهای صادرکننده نفت‌خام می‌شود. سوم، اثر خرج‌کرد کل اقتصاد[5]: همواره نسبتی از درآمدهای هنگفتی که از صادرات نفت‌خام حاصل می‌شود در داخل کشورهای صادرکننده نفت‌خام هزینه می‌شود که این خرج‌کرد تقاضای داخلی را افزایش می‌دهد. به عنوان مثال اسپاتافرا و وارنر[6] (۱۹۹۹) دریافتند که رابطه همبستگی مثبت شدیدی میان تکانه‌های قیمتی نفت‌خام و تمامی متغیرهای خرج‌کرد کلان اقتصادی از جمله مصرف، سرمایه‌گذاری و هزینه‌های بخش دولتی وجود دارد؛ و نهایتا اثر بیماری هلندی که به موجب آن با افزایش قیمت‌های واقعی نفت‌خام و به تبع آن کاهش نرخ ارز واقعی رقابت‌پذیری در صنعت کاهش یافته و این باعث کاهش تولید کالاهای قابل مبادله صنعتی در کشورهای صادرکننده نفت‌خام می‌شود(کردن و نیری[7]، ۱۹۸۲).

[1] Terms of trade
[2] Rebucci, and Spatafora
[3] Chen & Rogoff,
[4] Cashin et al
[5] Spending Effect
[6] Spatafora & Warner
[7] Corden & Neary

از نظر تئوریکی، کانال‌های بسیاری وجود دارد که تغییرات قیمت نفت‌خام می‌تواند بازدهی سهام را تحت تاثیر قرار دهد. اصلی‌ترین منطق برای اینکه تغییرات قیمت نفت‌خام، شاخص سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد، آن است که ارزش سهام برابر با مجموع تنزیل شده از جریان نقد آتی مورد انتظار است. این جریان نقد از رویدادهای اقتصاد کلان که ممکن است توسط تکانه‌های نفت‌خام تحت تاثیر قرار گیرند، تأثیر می‌پذیرند. تغییر و نوسانات بهای جهانی نفت‌خام چه با کاهش و چه با افزایش خود با توجه به نوع فعالیت صنایع مختلف، می‌تواند به دو صورت مستقیم و یا غیرمستقیم بر عملکرد و سودآوری صنایع و گروه‌های مختلف و به تبع آن قیمت سهام در نمادهای مختلف بازار و در نهایت شاخص کل بورس تاثیرگذار باشد و در نگاهی خاص‌تر و ویژه شرکت‌های پالایش نفت‌خام و پتروشیمی از جمله گروه‌هایی هستند که این تغییرات قیمت جهانی نفت‌خام می‌تواند به صورت مستقیم بر سودآوری و ارزش سهام‌های آن‌ها تاثیرگذار باشد (معمارزاده و همکاران، ۱۳۹۹). آنچه مسلم است اینست که با توجه به آنکه اقتصاد ایران مزیت نسبی در تولید و صادرات فراورده‌های نفت‌خام و محصولات پتروشیمی دارد و هم‌چنین به دلیل ارتباط مستقیم و غیرمستقیم قیمت این محصولات با قیمت نفت‌خام، نوسانات مثبت و منفی قیمت بازار جهانی نفت‌خام، اثرات قابل ملاحظه و مهمی بر قیمت این محصولات خواهد داشت که می‌تواند بر میزان فروش و سودهی و در نتیجه ارزش سهام این شرکت‌ها اثرگذار باشد. به علاوه، در میان شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران، سهم تاثیرپذیری بازار سهام از شرکت‌های پالایشگاهی و پتروشیمی به واسطه رابطه مستقیم با قیمت‌های جهانی نفت‌خام بیشتر می‌باشد. هم چنین با توجه به اینکه عمده درآمد دولت از فروش و صادرات نفت‌خام و محصولات پتروپالایشی می‌باشد، لذا افزایش یا کاهش قیمت نفت‌خام اثرات مهمی در میزان کسری بودجه دولت و در نهایت بودجه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران داشته باشد.

از مطالعات داخلی انجام گرفته می‌توان به مطالعه کشاورزی و همکاران (۱۴۰۲) اشاره نمود که در مطالعه خود به طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با هدف بررسی اثر شیوع یک بیماری پاندمیک بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که شیوع یک بیماری همه‌گیر، موجب کاهش ساعات کار و بهره‌وری نهایی سرمایه فیزیکی می‌شود؛ بنابراین سرمایه‌گذاری فیزیکی، تولید، و مصرف کل با کاهش مواجه می‌شوند.

منجذب و همکاران (۱۴۰۱) به تاثیر نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام ایران با رویکرد کوانتایل پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که نوسانات مثبت قیمت نفت

در شرایط نزولی و صعودی بازار سهام دارای تأثیر منفی و معنادار است و در وضعیت نرمال تأثیر معناداری ندارد. تأثیر نوسانات منفی قیمت نفت در هر سه وضعیت بازار سهام مثبت و معنادار بوده اما در وضعیت صعودی نسبت به نزولی بازار اثر قوی‌تری بر بازده سهام می‌گذارد.

منصوری و همکاران (۱۴۰۱) به مدل‌سازی تاثیر پاندمی کرونا بر فعالیت صنایع با استفاده از کاربرد تجزیه و تحلیل موجک در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان می‌دهند که از بین موجهای روزانه تا سالانه کووید ۱۹، موج‌های روزانه، هفتگی و چهارماهه اپیدمی اثرات منفی معنادار بر فروش شرکت دارند. این در حالی است که موج ماهانه کرونا اثر مثبت بر فروش شرکت‌ها را نشان می‌دهد.

معمارزاده و همکاران (۱۴۰۰) به ارزیابی اثرات اقتصادی اقدامات دولت در دوره پاندمی کرونا با تاکید بر بازار سرمایه پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که سه شاخص اقدامات محدودیتی – حمایتی دولت باعث واکنش مثبت بازار سرمایه شده اگرچه این اثرگذاری به لحاظ آماری در بلندمدت معنادار نمی‌باشد.

معمارزاده و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از یک مدل خود توضیح برداری ساختاری به بررسی اثرات تفکیک تکانه‌های قیمتی نفت‌خام بر شاخص سهام گروه پتروشیمی ایران با تاکید بر تحریم‌های نفت‌خام پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که تکانه‌های سمت تقاضای بازار، که به سبب رشد اقتصادی جهانی ایجاد می‌شوند، دارای اثر مثبت قوی و معنادار درحالی‌که تکانه سمت عرضه دارای اثر محدود و به لحاظ آماری بی‌معنی بر شاخص سهام پتروشیمی داشته‌اند. نرخ دلار و تورم بر شاخص سهام پتروشیمی اثرات مثبت و معنادار داشته در حالی‌که افزایش حجم نقدینگی اثرات منفی بر شاخص پتروشیمی داشته که متناظر با افزایش تقاضا در بازارهای مالی از جمله ارز، طلا و مسکن و خروج نقدینگی از یازار سهام است.

صانعی‌فر و سعیدی (۱۳۹۹) به بررسی قدرت اثرگذاری ویروس کرونا بر بازارهای بورس سهام ۷۵ کشور و متغیرهای نفت‌خام، طلا، نقره و مس به کمک مقایسه شبکه‌های پیچیده قبل و بعد از شیوع ویروس پرداختند؛ نتایج نشان می‌دهد که قبل از شیوع ویروس کرونا بازارهای سهام تمایل به حرکت در گروهای کوچک قاره‌ای داشتند، اما شیوع ویروس منجر به تحرکات منفی دسته جمعی با همبستگی بالا برای این بازارها شده است.

از مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه لی و همکاران (۲۰۲۱) اشاره نمود که به بررسی دلایل نوسانت قیمتی نفت‌خام در دوره اپیدمی کووید-۱۹ پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه وی نشان

داد که افزایش تعداد مبتلایان به بیماری، نااطمینانی اقتصادی سیاسی ایالات متحده آمریکا و نیز نوسانات انتظاری بازار سهام باعث کاهش قیمت نفت‌خام WTI شده است.

بورگلی و همکاران (۲۰۲۱) نیز به بررسی نوسانات قیمتی نفت‌خام در دوره کووید-۱۹ پرداختند. نتایج نشان داد که دو عامل مهم که ناشی از تکانه سمت عرضه و تقاضای بازار بوده باعث کاهش شدید قیمت نفت‌خام گردیده است قرنطینه‌های سراسری و تعطیلی کسب و کارها باعث کاهش شدید تقاضای نفت‌خام شده در حالی که جنگ قیمتی میان دو کشور عربستان و روسیه باعث افزایش عرضه و تشدید بیشتر کاهش قیمت‌ها گردیده است.

راملی و واگنر[1] (۲۰۲۰) و ژانگ و همکاران[2] (۲۰۱۹) معتقدند که اثرات ویروس کووید ۱۹ بر نوسانات قیمت نفت‌خام و در نتیجه بر بازار سهام صرفا عکس‌العملی احساسی و زودگذر داشته است. آلبولسکو[3] (۲۰۲۰) هم‌چنین نشان داد که مبالغه بیش از اندازه درباره کووید ۱۹ باعث نوسان قیمت نفت‌خام شده است. کینگزلی و هنری[4] (۲۰۲۰) نشان دادند که گسترش ویروس کرونا دارای اثرات قابل ملاحظه بر کشورهایی که در معرض نوسانات قیمت نفت‌خام هستند داشته است. شریف و همکاران[5] (۲۰۲۰) ارتباط میان انتشار کووید ۱۹، نوسانات قیمت نفت‌خام، بازار سهام و شاخص عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی را مورد بررس قرار دادند و نتیجه گرفتند که ریسک ویروس کووید ۱۹ اثرات متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد و انتشار اخبار و اطلاعات این ویروس توسط رسانه‌ها نقش کلیدی و مهم در انتشار تکانه‌های اقتصادی در بازارهای مالی ایفا می‌کند.

حال در این مطالعه، در راستای ادبیات ارتباط میان قیمت نفت‌خام و اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت‌خام و با توجه به اهمیت عکس‌العمل نامتقارن و متفاوت سرمایه‌گذاران بازارهای مالی به تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت‌خام، به بررسی رفتار غیرخطی و نامتقارن بازار جهانی نفت خام بر بازار سرمایه ایران با استفاده از داده‌های هفتگی بازار جهانی نفت‌خام و بازار بورس اوراق بهادار ایران در دوره پاندمی کووید ۱۹ پرداخته می‌شود. نکته قابل توجه اینکه علاوه بر قیمت نفت‌خام از متغیرهای تعداد مبتلایان به بیماری کووید-۱۹، نرخ بهره اوراق اخزا و نیز ارزش معاملات حقیقی به عنوان متغیرهای کنترلی بهره گرفته شده است. ضمنا برای بررسی

[1] Ramelli & Wagner
[2] Zhang et al
[3] Albulescu
[4] Kingsly & Henri
[5] Sharif et al

دقیق اثرگذاری متغیرهای مطالعه بر شاخص بازار سرمایه روابط میان متغیرهای توضیحی به صورت غیرخطی و نامتقارن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تصریح شده است. قابل ذکر است که مزیت بهره‌گیری از یک مدل غیرخطی NARDL_ECM علاوه بر عدم لزوم یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرها، احراز رابطه بلندمدت و در نهایت تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت و نیز ضریب تصحیح خطا مدل به طور هم‌زمان می‌باشد.

۳. روش تحقیق

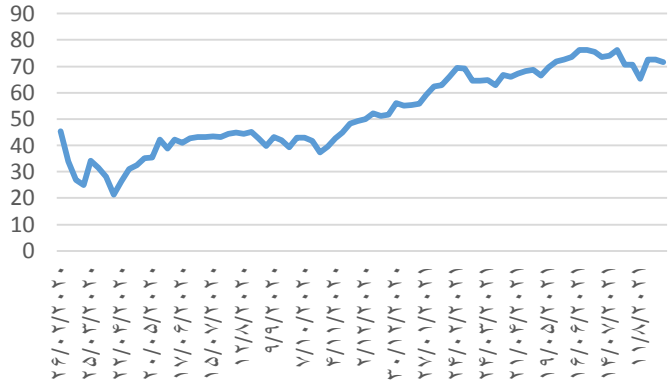
۳-۱. داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از سه منبع اطلاعاتی اصلی استخراج شده‌اند. شاخص کل هم‌وزن به عنوان پروکسی برای وضعیت اقتصاد در داده‌های با دوره زمانی کوتاه مدت و نیز ارزش معاملات خرد به عنوان شاخص جانشین ضریب نفوذ بورس افراد حقیقی از سایت فناوری بورس و اوراق بهادار تهران، مطابق با مطالعه شریف و همکاران (۲۰۲۰) از تعداد مبتلایان روزانه به کووید ۱۹ به عنوان پروکسی برای اثرگذاری اپیدمی از سایت وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی و قیمت نفت‌خام از سایت اطلاعات انرژی آمریکا گردآوری شده است. بازه زمانی مورد بررسی این مطالعه داده‌های هفتگی ۲۶ فوریه ۲۰۲۰ تا اول سپتامبر ۲۰۲۱ می‌باشد. دلیل انتخاب این بازه زمانی وقوع همه‌گیری کووید ۱۹ و ثبت رسمی آمار اولین تعداد مبتلایان به بیماری از سوی وزارت بهداشت و آموزش پزشکی کشور می‌باشد. هم‌چنین جنگ قیمتی میان کشورهای روسیه و عربستان و نوسانات شدید قیمت نفت‌خام از سمت عرضه نیز در این دوره زمانی بوده است. در ادامه به بررسی روند حرکتی متغیرهای اثرگذار بر شاخص سهام بازار سرمایه در بازه زمانی مورد بررسی پرداخته می‌شود.

همان‌طور که از نمودار (۱) مشخص است قیمت نفت‌خام با شروع اپیدمی کرونا و شوک ناشی از تقاضای بازار و نیز جنگ قیمتی نفت‌خام و شوک ناشی از سمت عرضه بازار کاهش چشم‌گیری، تا حوالی ۲۰ دلار، را تجربه کرد که با فروکش نمودن موج اولیه کووید-۱۹ و نیز توافق اوپک پلاس و نیز کاهش قرنطینه‌های سراسری خود را تا حوالی ۶۵ تا ۷۰ دلار بازیابی نمود. نمودار (۲) افزایش شدید تعداد مبتلایان به بیماری در موج اول و سپس فروکش نمودن موج اول و در ادامه شروع موج دوم و سوم را نشان می‌دهد که می‌توان به سینوسی بودن روند حرکتی ویروس به واسطه اعمال قرنطینه‌های سراسری و منع رفت و آمدهای عمومی توسط دولت و نیز خبرهای امیدوارکننده از شروع تولید واکسن در بازه زمانی مورد بررسی اشاره نمود.

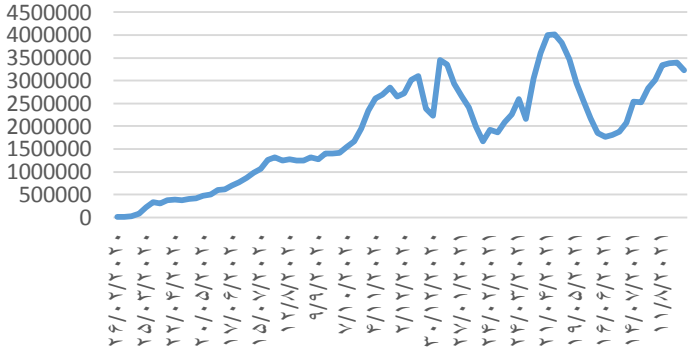
روند حرکتی شاخص هم وزن بازار سرمایه در نمودار (۳) به تصویر کشیده شده است که نشان از رشد چشمگیر بازار سرمایه در انتهای سال ۱۳۹۸ تا اواسط سال۱۳۹۹ با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ دارد که با ورود بی‌سابقه مردم به بازار سرمایه و افزایش ضریب نفوذ بورس در این دوره مطابقت دارد. نزول شدید شاخص بازار سرمایه در مرداد سال ۱۳۹۹ و در ادامه روند نزولی آن از شاخصه‌های مهم نمودار (۳) می‌باشد.

نمودار (۱): قیمت نفت‌خام برنت



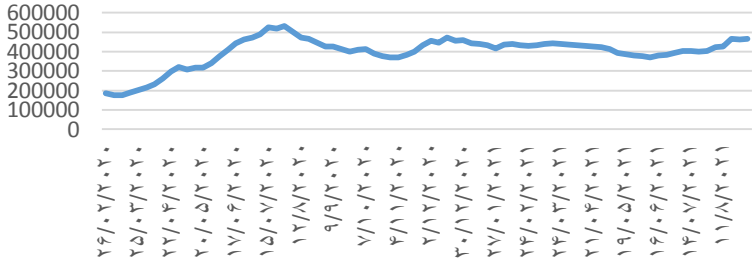
منبع: سایت سازمان انرژی آمریکا

نمودار (۲): تعداد مبتلایان به کووید-۱۹



منبع: سایت وزارت بهداشت و آموزش پزشکی

نمودار (۳): شاخص هم‌وزن بازار سرمایه



منبع: سایت سازمان فناوری بورس تهران

۳-۲. روش‌شناسی

ساختار ARDL مرسوم در بسیاری از کارهای تجربی به صورت منطقی استفاده شده است. اما این ساختار نمی‌تواند تطابق درستی با رفتارهای غیرخطی و نامتقارن متغیرها در بازارهای مالی داشته باشد. شین و گرین وود (۲۰۱۴)[1] برای حل این موضوع یک ساختاری غیرخطی از ARDL را ارائه نمودند که در آن ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت به صورت غیرخطی مدل‌سازی می‌شوند. عدم تقارن در مدل به صورت تجزیه مجموع جزئی مثبت و منفی متغیرها با وقفه‌های توزیعی نشان داده می‌شود. وی بیان می‌دارد که هر متغیر نوعی مثل Y_t را می‌توان به صورت $Y_t = Y_0 + Y_t^+ + Y_t^-$ تجزیه نمود که در آن Y_0 مقدار اولیه و Y_t^+ و Y_t^- به ترتیب جمع تغییرات مثبت و منفی متغیر Y_t می‌باشند.

$$Y_t^+ \; Z_t^+ = \sum_{p=1}^{t} \max(\Delta Y_p, 0) \qquad (۱)$$

$$Y_t^- \; Z_t^- = \sum_{p=1}^{t} \min(\Delta Y_p, 0) \qquad (۲)$$

باید توجه نمود زمانی که Z_t یک متغیر با وقفه توزیعی است و $Z_t^+ \neq Z_t^-$، متغیر با وقفه توزیعی اثرات نامتقارن را نمایش می‌دهد که در آن تغییرات مثبت نسبت به تغییرات منفی دارای اثرات متفاوتی بر متغیر وابسته می‌باشند. فرم کلی مدل NARDL_ECM مورد بررسی در این مطالعه به صورت معادله (۳) تصریح می‌شود:

[1] Shin & Greenwood

(۳)

$$\Delta(\mathrm{Lindex}_t) = \alpha_{\mathrm{index}}\mathrm{Lindex}_{t-1}+\alpha^{+}_{\mathrm{brent}}\mathrm{Lbrent}^{+}_{t-1} + \alpha^{-}_{\mathrm{brent}}\mathrm{Lbrent}^{-}_{t-1}+\alpha^{+}_{\mathrm{value}}\mathrm{Lvalue}^{+}_{t-1} + \alpha^{-}_{\mathrm{value}}\mathrm{Lvalue}^{-}_{t-1} + \alpha^{+}_{\mathrm{rate}}\mathrm{Lrate}^{+}_{t-1} + \alpha^{-}_{\mathrm{rate}}\mathrm{Lrate}^{-}_{t-1} + \alpha^{+}_{\mathrm{case}}\mathrm{Lcase}^{+}_{t-1} + \alpha^{-}_{\mathrm{case}}\mathrm{Lcase}^{-}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\delta_{\mathrm{index}}\Delta\mathrm{Lindex}_{t-1} + \sum_{m=0}^{q_1-1}(\delta^{+}_{\mathrm{brent,m}}\Delta\mathrm{Lbrent}^{+}_{t-m} + \delta^{-}_{\mathrm{brent,m}}\Delta\mathrm{Lbrent}^{-}_{t-m}) + \sum_{j=0}^{q_2-1}(\delta^{+}_{\mathrm{value,j}}\Delta\mathrm{Lvalue}^{+}_{t-j} + \delta^{-}_{\mathrm{value,j}}\Delta\mathrm{value}^{-}_{t-j}) + \sum_{r=0}^{q_3-1}(\delta^{+}_{\mathrm{rate,r}}\Delta\mathrm{Lrate}^{+}_{t-r} + \delta^{-}_{\mathrm{rate,r}}\Delta\mathrm{Lrate}^{-}_{t-r}) + \sum_{s=0}^{q_4-1}(\delta^{+}_{\mathrm{case,s}}\Delta\mathrm{Lcase}^{+}_{t-s} + \delta^{-}_{\mathrm{case,s}}\Delta\mathrm{Lcase}^{-}_{t-s}) + c + \alpha_0 t + \varepsilon_t$$

معادله (۳) فرم تصحیح خطا یک مدل NARDL(p,q_1,q_2,q_3,q_4) را نشان می‌دهد. از آنجایی که این مطالعه درصدد احراز رابطه بلندمدت و تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت نامتقارن می‌باشد، این تصریح کاربردی می‌باشد. متغیرهای معادله (۳) به ترتیب لگاریتم طبیعی شاخص هم‌وزن بازار سرمایه (Lindex)، لگاریتم طبیعی قیمت نفت‌خام برنت (Lbrent)، لگاریتم طبیعی ارزش معاملات حقیقی (Lvalue)، لگاریتم طبیعی نرخ بهره اوراق اخزا(Lrate) و لگاریتم طبیعی تعداد مبتلایان به بیماری کووید ۱۹(Lcase) می‌باشند.

٤. یافته‌ها

پیش از تخمین مدل، باید مرتبه انباشتگی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. نکته مهم در بهره‌گیری از مدل بالا عدم انباشتگی متغیرها از مرتبه دوم می‌باشد. با استفاده از آزمون مانایی مستقل مقطعی[1] ایم، پسران و شین و نیز آزمون دیکی فولر به بررسی مانایی و درجه انباشتگی متغیرها پرداخته می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون نامانایی متغیرها می‌باشد . اگر آماره محاسباتی فاصله معنادار از صفر داشته باشد یا احتمال متناظر با آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد فرضیه صفر رد می‌شود یا به عبارتی متغیرها مانا می‌باشند. همان‌طور که از جدول (۱) مشخص است ارزش معاملات حقیقی و نرخ بهره اوراق دولتی در سطح مانا نبوده و با یک بار تفاضل گیری مانا شده‌اند. جدول (۲) نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای مورد بررسی مطالعه انباشته از مرتبه دوم نمی‌باشند. بنابراین شرط استفاده از مدل NARDL_ECM تامین گردیده است.

ابتدا فرض می‌شود تمام متغیرهای توضیحی در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثرات نامتقارن بر

[1] Cross-Sectionally Independent

شاخص یازار سرمایه دارند و تخمین اولیه مدل انجام خواهد شد، سپس با استفاده از آزمون والد عدم تقارن اثرگذاری تک‌تک متغیرهای مربوطه مورد آزمون قرار می‌گیرد و با توجه به نتایج این آزمون در نهایت مدل بهینه انتخاب خواهد شد. نحوه تعیین وقفه بهینه به صورت انتخاب خودکار وقفه بر اساس شاخص آکائیک بوده، ضمن آنکه ماکزیمم وقفه انتخابی چهار می‌باشد.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی مستقل مقطعی ایم، پسران و شین و دیکی فولر(سطح متغیر)

آماره محاسباتی ایم، پسران و شین		-۵/۲۵۵***		---
نام متغیر	آماره t	E(t)	E(var)	آماره دیکی فولر
Lindex	-۴/۱۷***	-۲/۱۵	۰/۶۲۹	-۴/۱۷***
Lbre	-۴/۵۶***	-۲/۱۷۵	۰/۶۰۶	-۴/۵۶***
Lvalue	-۲/۷۷	-۲/۱۷۵	۰/۶۰۶	-۲/۷۶
Lrate	-۳/۰۲	-۲/۱۷۷	۰/۶۲۱	-۳/۰۲
Lcase	-۵/۵۴۶***	-۲/۱۷۷	۰/۶۲۱	-۵/۵۴***

منبع: یافته‌های محقق (*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشند)

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی مستقل مقطعی ایم، پسران و شین و دیکی فولر(تفاضل مرتبه اول متغیر)

آماره محاسباتی ایم، پسران و شین		-۱۱/۵۵***		---
نام متغیر	آماره t	E(t)	E(var)	آماره دیکی فولر
D(Lindex)	-۳/۷۴***	-۲/۱۷۷	۰/۶۲۲	-۴/۴۸***
D(Lbre)	-۸/۹۳***	-۲/۱۷۵	۰/۶۰۷	-۸/۹۴***
D(Lvalue)	-۷/۸۴***	-۲/۱۷۷	۰/۶۲۲	-۷/۸۵***
D(Lrate)	-۶/۱۴***	-۲/۱۷۷	۰/۶۲۲	-۶/۱۴***
D(Lcase)	-۴/۴۸***	-۲/۱۷۵	۰/۶۰۷	-۴/۴۸***

منبع: یافته‌های محقق (*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشند)

نتایج آزمون والد در جدول (۳) نمایش داده شده است. فرضیه صفر در آزمون والد متقارن بودن اثرگذاری متغیر مستقل بر متغیر وابسته می‌باشد. بنابراین احتمال زیر ۵ درصد فرض اثرات متقارن را رد می‌نماید. همان‌طور که از جدول (۳) مشخص است قیمت نفت‌خام دارای اثرات نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت بر شاخص بازار سرمایه می‌باشد. ارزش معاملات خرد نیز دارای اثرات نامتقارن بلند مدت بر شاخص بازار سرمایه است در حالی‌که این عدم تقارن در کوتاه‌مدت برقرار نیست. تعداد میتلایان به کووید ۱۹ و نرخ اوراق اخزا اثرات متقاران بر شاخص بازار سرمایه دارند. از این رو، مدل با علم بر عدم تقارن قیمت نفت‌خام در کوتاه‌مدت و بلندمدت و عدم تقارن

ارزش معاملات حقیقی در بلندمدت و نیز تقارن اثرگذاری سایر متغیرهای توضیحی مورد تخمین مجدد قرار می‌گیرد. مدل انتخاب شده NARDL(1,3,3,2,1) می‌باشد که نتایج مدل در جدول (۴) نشان داده می‌شود. نتایج آزمون والد مجددا برای مدل فوق انجام شده و نتایج در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون تقارن متغیرهای توضیحی

متغیر مستقل	بلندمدت	کوتاه‌مدت
Lbre	۱۱/۳۰*	۱۲/۲۴*
Lcase	۰/۶۸	۰/۱۶
Lvalue	۱۸/۱۲*	۰/۸۲
Lrate	۰/۵۶	-

منبع: یافته‌های تحقیق (*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۰/۹۹، ۰/۹۵ و ۰/۹۰ درصد می‌باشند)

جدول (٤): نتایج تخمین مدل تصحیح خطا (متغیر وابسته (D(Lindex))

متغیر مستقل	ضریب	متغیر مستقل	ضریب
Lindex(-1)	-۰/۲۲*	$D(Lbre)^+$	۰/۴۳*
		$D(Lbre)^-$	-۰/۳۲*
Lrate(-1)	-۰/۰۳	$D(Lbre(-1))^+$	-۰/۲۳*
Lcase(-1)	-۰/۰۰۵	$D(Lbre(-1))^-$	-۰/۵۷*
$Lbre(-1)^+$	۰/۳۷*	D(Lrate(-1))	۰/۰۴
$Lbre(-1)^-$	۰/۰۰۷	D(Lrate(-2))	۰/۲۳*
$Lvalue(-1)^+$	۰/۰۶*	D(Lvalue)	۰/۰۱***
$Lvalue(-1)^-$	۰/۰۰۸	D(Lcase)	-۰/۰۰۹
D(Lrate)	۰/۱۹**	D(Lcase(-1))	۰/۰۳**
		D(Lcase(-2))	۰/۰۷*
C	۲/۶۵*	T	-۰/۰۱*
HQ criterion	-۴/۲۱	D-W	۲/۰۸
Correlation LM test	۰/۲۵ (۰/۸)	B-P-G test	۱/۳۸ (۰/۱۷)

منبع: یافته‌های تحقیق(*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۰/۹۹، ۰/۹۵ و ۰/۹۰ درصد می‌باشند)

جدول(۵):نتایج آزمون تقارن متغیرهای توضیحی

متغیر مستقل	بلندمدت	کوتاه‌مدت
Lbre	۱۵/۴۷*	۳۸/۴۰*
Lvalue	۱۳/۶۹*	-

منبع: یافته‌های تحقیق (*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۰/۹۹، ۰/۹۵ و ۰/۹۰ درصد می باشند)

در مرحله بعد به احراز رابطه بلندمدت میان متغیرها پرداخته می‌شود. نکته مهم اینکه آزمون باند کرانه‌ای پسران و همکاران(۲۰۰۱) با فرض وجود عدم تقارن نیز قابل استفاده می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون باند کرانه‌ای در جدول (۷) نشان داده شده است. همان‌طور که از جدول(۶) نمایان آست آماره F آزمون برابر با ۱۳/۳۴ می‌باشد که در تمامی سطوح آماری فرض صفر، عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، رد می‌شود. هم چنین آماره t محاسباتی نیز در سطوح آماری ۵ و ۱۰ درصد فرضیه صفر، عدم وجود رابطه بلندمدت، را رد می‌نماید. بنابراین رابطه بلندمدت میان قیمت نفت‌خام و بازار سرمایه ایران با فرض وجود عدم تقارن تایید می‌شود.

در مرحله بعد به تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت و نیز ضریب تصحیح خطا مدل پرداخته می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۷) و (۸) به نمایش گذاشته شده است.

جدول (٦): :نتایج آزمون باند کرانه‌ای با فرض عدم تقارن

————	۱۰٪		۵٪		۱٪	
آماره آزمون	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-stat = ۱۳/۳۴	۲/۵۳	۳/۵۹	۲/۸۷	۴/۰۰	۳/۶۰	۴/۹۰
t-stat = −۴/۹۹	−۳/۱۳	−۴/۳۷	−۳/۴۱	−۴/۶۹	−۳/۹۶	−۵/۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۷): ضرایب بلندمدت مدل (متغیر وابسته: Lindex)

متغیر مستقل	ضریب
Lrate	−۰/۱۳***
Lcase	−۰/۰۲***
$Lbre^{+}$	۰/۱۷*
$Lbre^{-}$	۰/۰۳
$Lvalue^{+}$	۰/۲۸*
$Lvalue^{-}$	۰/۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق (*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۰/۹۹، ۰/۹۵ و ۰/۹۰ درصد می‌باشند)

جدول (۸): ضرایب کوتاه‌مدت و تصحیح‌خطا مدل (متغیر وابسته: D(Lindex)

متغیر مستقل	ضریب	متغیر مستقل	ضریب
ECM	−۰/۲۲*	D(Lcase(-1))	۰/۰۲
D(Lrate)	۰/۱۹**	D(Lcase(-2))	۰/۰۷*
D(Lrate(-1))	۰/۰۵	D(Lvalue)	۰/۰۱**
D(Lrate(-2))	۰/۲۴*	$D(Lbre)^{+}$	۰/۴۳*
D(Lcase)	−۰/۰۰۸	$D(Lbre)^{-}$	−۰/۳۲*
$D(Lbre(-1))^{+}$	۰/۲۳*	$D(Lbre(-1))^{-}$	−۰/۵۷*

منبع: یافته‌های تحقیق (*، **، *** به ترتیب سطح معناداری ۰/۹۹، ۰/۹۵ و ۰/۹۰ درصد می باشند)

همان‌طور که از جدول (۷) نمایان است در بلندمدت، متغیر نرخ اوراق اخزا اثرات متقارن و منفی بر شاخص هم‌وزن بازار سرمایه دارد که مطابق با انتظار است. زیرا با افزایش نرخ اوراق اخزا بازدهی نسبی این اوراق نسبت به خرید سهام افزایش پیدا نموده و فشار عرضه و فروش بر سهام را افزایش می‌دهد و در نهایت اثر منفی بر بازدهی شاخص سهام می‌گذارد. دولت‌ها برای جبران کسری بودجه خود اوراق اخزا را در بازار فرابورس ایران به فروش می‌رسانند و برای جذاب‌تر نمودن و فروش بیشتر این اوراق بازدهی بالاتری را پیشنهاد می‌دهند که اثرات منفی بر بازدهی بازار سرمایه خواهد داشت. تعداد مبتلایان به کووید ۱۹ نیز اثر متقارن و منفی بر شاخص هم‌وزن دارد. اخبار مرتبط با پدیده کووید ۱۹ مانند افزایش تعداد مبتلایان به بیماری، به سبب ایجاد نااطمینانی از چشم‌انداز اقتصاد و ناامیدی از کشف و تولید واکسن و در نتیجه محدودیت‌های قرنطینه‌ای سراسری بیشتر، می‌تواند اثر منفی بر اقتصاد داشته باشد که توجیه‌کننده ضریب منفی این متغیر می‌باشد. در نهایت، قیمت نفت‌خام دارای اثرات نامتقارن و مثبت بر بازار سرمایه ایران است. تغییرات مثبت قیمت نفت‌خام با ضریب ۰/۱۷ باعث افزایش شاخص بازار سرمایه گردیده که با توجه به اینکه صنایع پتروشیمی و پالایشی دارای بالاترین ارزش بازاری در میان گروه‌های فعال در بازار سرمایه می‌باشند و قیمت محصولاتشان و فروش و سودهی آن‌ها با قیمت نفت‌خام رابطه مستقیم دارد بنابراین با تغییرات مثبت قیمت نفت‌خام در بلند مدت این دو گروه از صنایع دستخوش تغییرات مثبت در فروش و بازدهی سهام می‌شوند که به طور مستقیم بر شاخص بازار سهام اثرگذار است. از سویی دیگر بودجه دولت ایران وابسته به فروش نفت‌خام و درآمد دلاری حاصل از صادرات آن می‌باشد و با افزایش قیمت نفت‌خام و درآمد نفت‌خام، اثرخرج‌کردی دولت در اقتصاد به طور غیرمستقیم باعث افزایش بازدهی و سودهی تمام گروه‌های فعال در بازار از طریق اعطا یارانه حامل‌های انرژی و نیز معافیت‌های مالیاتی می‌شود. لازم به ذکر است که تغییرات منفی قیمت نفت‌خام اثر مستقیم اما ضعیف‌تری (۰/۰۳) بر شاخص بازار سرمایه دارد که البته در سطوح استاندارد خطا معنادار نیست. بنابراین می‌توان گفت اثرات نامتقارن و غیرخطی قیمت نفت‌خام بر بازار سرمایه به گونه‌ای است که با افزایش قیمت نفت‌خام یا تغییرات مثبت در بازار جهانی نفت‌خام، بازار سرمایه واکنش قوی‌تری نشان می‌دهد درحالی‌که بازار سرمایه به تغییرات منفی نفت‌خام، حساسیت معناداری در بازه مورد بررسی این مطالعه ندارد که از نکات مهم و ارزشمند این مطالعه نسبت به مطالعات قبلی می‌باشد. بنابراین با وقوع اپیدمی و کاهش شدید قیمت نفت‌خام بازار سرمایه، واکنش منفی نشان نداده است. از این رو، سرمایه‌گذاران باید توجه داشته باشند که در مواقع وقوع حوادث پیش‌بینی

نشده مثل اپیدمی اخیر احساسات منفی خود را کنترل نمایند و در تصمیم‌گیری برای فروش سهام دقت بیشتری به خرج دهند. با توجه به بازه زمانی مورد بررسی این مطالعه، این ارتباط نامتقارن بازار جهانی نفت خام و بازار سرمایه ایران برای سرمایه‌گذاران بازار سهام حاوی نکات ارزشمند است. در نهایت، ارزش معاملات حقیقی یا به عبارتی ورود پول توسط افراد جامعه به بازار رابطه نامتقارن و مثبت بر شاخص بازار سرمایه در بلندمدت دارد که این ضریب نیز مطابق با انتظار است. باید به این نکته نیز اشاره نمود که در دوره وقوع کووید-۱۹، با همه‌گیری بیماری و منع رفت‌وآمد و اعمال قرنطینه و کاهش درآمد و تعطیلی کسب وکارها و نیز دعوت سیاستگذاران اقتصادی وقت از مردم برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام و مهم‌تر کاهش قابل ملاحظه نرخ بهره اوراق اخزا و نیز نرخ بهره بین بانکی توسط دولت و بانک مرکزی، بازار سرمایه شاهد ورود طیف وسیعی از مردم بوده که افزایش حجم و ارزش معاملات را نیز در پی داشته است. کاهش ارزش معاملات نیز باعث کاهش بازدهی شاخص بازار سرمایه شده که البته این ضریب نیز به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. جدول (۸) ضرایب کوتاه‌مدت و نیز ضریب تصحیح خطا مدل NARDL_ECM را نشان می‌دهد. همان‌طور که از جدول مشخص است ضریب تصحیح خطا منفی و برابر با ۰/۲۲- بوده است که مطابق با انتظار می‌باشد و هر انحراف متغیرها از رابطه بلندمدت، با توجه به داده‌های هفتگی، تقریبا ۵ هفته زمان لازم است تا مجددا به رابطه بلندمدت و هم انباشتگی برگردند.

۵. نتیجه‌گیری

ارتباط میان نوسانات بازار جهانی نفت‌خام و بازار سرمایه در کشورهای صادرکننده نفت‌خام از دیرباز اهمیت فراوانی داشته است. نوع واکنش عاملان بازارهای مالی به تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت‌خام می‌تواند متفاوت باشد. برای مثال وقوع اپیدمی کووید ۱۹ و کاهش شدید قیمت نفت‌خام در این دوره می‌تواند اثرات نامتقارنی نسبت به افزایش قیمت نفت بر تصمیم‌گیری عاملان بازار برای مدیریت ریسک و اصلاح پرتفوی داشته باشد.

در این مطالعه با استفاده از داده‌های هفتگی مارس ۲۰۲۰ تا سپتامبر ۲۰۲۱ به بررسی اثرات تغییرات نامتقارن بازار نفت‌خام بر بازار سرمایه ایران، در دوره اپیدمی کووید ۱۹ پرداخته شد. نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که رابطه میان بازار جهانی نفت خام و بازار سرمایه ایران در این دوره نامتقارن بوده که ضرورت استفاده از یک مدل غیرخطی (نامتقارن) را نشان می‌دهد. در بلندمدت و کوتاه‌مدت تغییرات مثبت بازار جهانی نفت‌خام اثرات مثبت قوی و به لحاظ آماری

معناداری با شاخص بازار سرمایه ایران دارند. در حالی اثرات تغییرات منفی به لحاۀ آماری معنادار نبوده است. به عبارتی فعالان بازار بورس اوراق بهادار تهران در هنگام افزایش قیمت نفت‌خام واکنش و حساسیت بیشتری نشان داده و تقاضای سهام افزایش یافته و در نتیجه باعث افزایش شاخص سهام بازار سرمایه شده است. اما سرمایه گذاران نسبت به تغییرات منفی قیمت، حساسیت معنادار ندارند. این نکته می‌تواند حائز اهمیت برای فعالان و سرمایه‌گذاران باشد و نشان دهنده انست که در مواقع افزایش قیمت نفت‌خام، خرید سهام می‌تواند سودآور باشد. ضمن آنکه با توجه به همبستگی ضعیف بازار سرمایه و تغییرات منفی قیمت نفت‌خام، با کاهش قیمت نفت به سبب وقوع حوادث پیش‌بینی نشده، مثل اپیدمی کووید ۱۹، فعالان بازار می‌بایست از هیجان و احساسات منفی دوری گزیده و در فروش سهام دقت بیشتری داشته باشند. در ادامه، متغیر نرخ اوراق اخزا اثر متقارن و منفی بر شاخص هم وزن بازار سرمایه دارد که مطابق با انتظار است. دولت‌ها برای جبران کسری بودجه خود اوراق خزانه را با بازدهی بالاتری پیشنهاد داده که اثرات منفی بر بازدهی بازار سرمایه خواهد داشت. هم‌چنین تعداد مبتلایان به کووید-۱۹ به سبب نااطمینانی از شرایط آتی اقتصاد و اعمال محدودیت‌های سختگیرانه‌تر توسط دولت، اثر متقارن و منفی بر شاخص هم‌وزن داشته است. در نهایت افزایش ارزش معاملات خرد باعث افزایش شاخص سهام بازار سرمایه ایران، در بازه مورد مطالعه، گردیده است که به نوبه خود توجه مضاعف دولت، در اعتمادسازی میان افراد جامعه برای جمع‌آوری نقدینگی جامعه و سرمایه‌گذاری در بازار بورس اوراق بهادار کشور و نیز کمک به چرخه تولید و شکوفایی اقتصاد جامعه در بلندمدت، را مورد تاکید قرار می‌دهد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع

- شیرمحمدی، محمدحسین (۱۴۰۱). بررسی اثرات نوسانات قیمت جهانی نفت‌خام بر اقتصاد ایران پیش و پس از پاندمی کرونا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان.

- صانعی فر، متین و سعیدی، پرویز (۱۳۹۹). مقایسه شبکه‌های پیچیده بازارهای بورس سهام و متغیرهای اقتصادی در دوران قبل و بعد از شیوع ویروس کرونا (کووید-۱۹). تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۱(۴۰)، ۱۵۸-۱۲۳.
- کشاورزی، علی، حری، حمیدرضا، جلائی اسفندآبادی، سید عبالمجید، رافعی، میثم، نجاتی، مهدی، (۱۴۰۲). طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با هدف بررسی اثر شیوع یک بیماری پاندمیک بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی. نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۱۰(۱)، صص ۳۲-۱
- معمارزاده، عباس، انصاری نسب، مسلم و رحیمی، شبنم(۱۳۹۹). تعامل میان پویایی‌های بازار جهانی نفت‌خام و شاخص سهام پتروشیمی ایران (با تاکید بر تحریم‌های نفتی). فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی، ۹(۳۲)، ۱۳۴-۱۰۵.
- معمارزاده، عباس، ستاری، امید و امیرتیموری، ساره (۱۴۰۰). ارزیابی اثرات اقتصادی اقدامات دولت در دوره پاندمی کرونا (شواهدی از بازار سرمایه ایران). فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی، ۱۰(۳۸)، ۶۲۳-۵۹۵.
- منجذب، محمدرضا، متانی، مسعود و موحدی، سیدفرهاد (۱۴۰۱). تأثیر نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام ایران :رویکرد کوانتایل. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۹(۴). ۱۳۲-۹۷.
- منصوری، سید امین، افقه، سید مرتضی و هوشداری، مریم (۱۴۰۱). مدلسازی تاثیر پاندمی کرونا بر فعالیت صنایع: کاربرد تجزیه و تحلیل موجک در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۹(۱). ۲۰۶-۱۷۵.
- www.imf.org
- www.eia.org
- www.tsetmc.com
- www.behdasht.gov.ir
- Albulescu, C., (2020). Coronavirus and oil price crash. Ssrn Electron. J. Bourghelle, David, Jawadi, Fredj, Rozin, Philippe. (2021), Oil price volatility in the context of Covid-19. (2021), *International Economics*. 167, 39-49
- Cashin, Paul, Luis F. Céspedes, & Ratna Sahay. (2004). Commodity Currencies and the Real Exchange Rate. *Journal of Development Economics*, 75 (1): 239–68.
- Chen, Yu-chin, & Kenneth Rogoff (2003). Commodity Currencies. *Journal of International Economics*, 60 (1): 133–60.

- Corden, W. Max, & J. Peter Neary. (1982). Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. *Economic Journal,* 92 (368): 825–48.
- Joo, Young C, Park, & Sung Y, (2021). The impact of oil price volatility on stock markets: Evidences from oil-importing countries. *Energy Economics*, 101, 105413.
- Keshavarzi, A, Horry, H, Jalaee Esfandabadi, S, Rafei, M, and Nejati, M. (2023). The Design of a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model to aim of Investigate the Effect of Pandemic Disease Outbreak on the Dynamics of Macroeconomic Variables. *Applied Theories of Economics*, 10(1). 1-32 (In Persian).
- Kilian, Lutz, Alessandro Rebucci, & Nikola Spatafora. (2009). Oil Shocks and External Balances. *Journal of International Economics*, 77 (2): 181–94.
- Kingsly, K., & Henri, K., (2020). COVID-19 and Oil Prices. *Available at SSRN 3555880*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id¼3555880.
- Le, Thai-Ha, Le, Anh Tu, & Le, Ha-Chi. (2021). The historic oil price fluctuation during the Covid-19 pandemic: What are the causes? *Research in International Business and Finance*. 58, 101489.
- Memarzadeh, A. Ansari nasab, M, & Rahimi. S. (2020). Interaction between the dynamics of global oil market and Iran's petrochemical stock index (by emphasizing on oil sanctions). *Economics Strategy*, 9(32), 105-134 (In Persian).
- Memarzadeh, A. Sattari, O, Amirteymori, S. Assessing the Economic Impact of Government Measures in the COVID-19 Pandemic (Evidence from the Iran Capital Market). *Economics Strategy,* 10(38), 595-623 (In Persian).
- Monjazeb, M. Matani, M, & Movahedi, S. (2023). Impacts of the Asymmetric Oil Price Volatility on Iranian Stock Returns: A Quantile Approach. *Applied Theories of Economics*, 9(4). 97-132. (In Persian).
- Mansori, S. Afgah, S, & Hoshdari, M. (2022). Modeling the Impact of the Corona Pandemic on the Production of Industries: Application of Wavelet Analysis in Selected Industries of Tehran Stock Exchange. *Applied Theories of Economics,* 9(1). 175-206. (In Persian).
- Ramelli, S., & Wagner, A.F., (2020). Feverish Stock Price Reactions to Covid-19. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 622–655
- Saneifar, M, & Saeedi, P. (2020). Comparison of Complex Networks of Stock Markets and Economic Variables in the Period before and After the

Outbreak of Coronavirus (Covid-19). *Journal of Economics Modeling Research*,11(40). 123-158 (In Persian).
- Sharif, A., Aloui, C., & Yarovaya, L. (2020). COVID-19 Pandemic, Oil Prices, Stock Market and Policy Uncertainty Nexus in the US Economy: Fresh Evidence from the Wavelet-Based Approach. *International Review of financial Analysis*, (70). 101496
- Shin, Y, Yu, B, & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and DynamicMultipliers in a Nonlinear ARDL Framework *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. *Springer*, pp. 281–314.
- Shir Mohammadi. M, (2022). *Investigating the effects of global crude oil price fluctuations on Iran's economy before and after the covid-19 pandemic*. (Unpublished master's dissertation). University of Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran. (In Persian).
- Spatafora, Nikola, & Andrew Warner. (1999). "Macroeconomic and Sectoral Effects of Terms- of- Trade Shocks: The Experience of the Oil-Exporting Developing Countries." *International Monetary Fund (IMF) Working Paper*, 99/134.
- Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q.(2020). Financial Markets under the Global Pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*, (36), 101528.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

مقاله پژوهشی، صفحات: ۶۹ تا ۹۵

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

بررسی راه‌های فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری

جواد قنبری‌نژاد[۱]
مهدی صالحی[۲*]
احمد پیفه[۳]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۷/۱۸ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۱۰/۲۶

چکیده

پژوهش حاضر بدنبال بررسی راه‌های مختلف فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری کشور ایران می‌باشد. به عبارتی این پژوهش بدنبال یافتن پاسخ به این سوال است که آیا عوامل فرهنگی، اقتصادی، سیاسی، تمکین مالیاتی، فرار مالیاتی و نرخ مالیاتی (انصاف مالیاتی) می‌توانند موجبات فرار مالیاتی را در مناطق آزاد تجاری کشور ایران، فراهم کنند یا خیر؟

این پژوهش بر اساس هدف، کاربردی و بر اساس روش، توصیفی – پیمایشی است. جامعه آماری این پژوهش کلیه کارمندان و متخصصان اداره گمرک و اداره امور مالیاتی مناطق آزاد تجاری کشور می‌باشد. برای این منظور تعداد ۴۸۰ نفر از کارمندان اداره مالیاتی مناطق آزاد تجاری و ۴۰۰ نفر هم از کارمندان اداره گمرک به روش نمونه‌گیری کوکران به عنوان حجم نمونه انتخاب شده‌اند. در این پژوهش از آزمون‌های PLS برای بررسی تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته استفاده شده است.

نتایج تحقیق نشان داد که عوامل فرهنگی، اقتصادی، سیاسی، تمکین مالیاتی، فرار مالیاتی و نرخ مالیاتی (انصاف مالیاتی) بر فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی در مناطق آزاد تجاری ایران، تاثیر مثبت و معناداری دارند.

واژگان کلیدی: فرار مالیاتی؛ نرخ مالیاتی؛ عوامل اقتصادی؛ تمکین مالیاتی

طبقه‌بندی JEL: H26; K34

[۱] دانشجوی دکتری ،گروه حسابداری، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران، پست الکترونیکی: javad.82@gmail.com
[۲*] استاد حسابداری، گروه حسابداری ، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Mehdi.salehi@um.ac.ir
[۳] استادیار حسابداری ، گروه حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران، پست الکترونیکی: pifeh@acc.usb.ac.ir

۱. مقدمه

مناطق آزاد در ایران از سال۱۳۷۲ با تصویب قانون نحوهٔ ادارهٔ مناطق آزاد تجاری – صنعتی شروع به فعالیت کردند و اصلاحات دیگری نیز از ناحیهٔ دستگاه‌های اجرایی و قانون‌گذاری و یا مجمع تشخیص مصلحت نظام به آن اضافه شده است تا به روان‌سازی امور در این مناطق کمک کرده باشد. مدیریت مناطق آزاد در این مناطق، متعلق به دولت است و دولت در چارچوب سازمانهای مستقل که بصورت شرکت‌های با شخصیت حقوقی رسمیت یافته‌اند، هر منطقهٔ آزاد را اداره می‌کند. هرچند ادارهٔ نهایی این مناطق زیر نظر رئیس جمهور بوده و در قالب شورای عالی مناطق آزاد تجاری – صنعتی اتفاق می‌افتد. در حال حاضر در ایران، هشت منطقهٔ آزاد کیش، قشم، چابهار، انزلی، اروند، جلفا و ماکو و منطقه آزاد فرودگاه امام فعال هستند که در زمینه‌های مختلف صنعتی و تجاری اقدام به فعالیت در چارچوب قوانین و مقررات تعریف شده می‌کنند. هر منطقه توسط سازمانی که به صورت شرکت یا شخصیت حقوقی مستقل تشکیل می‌گردد و سرمایه آن متعلق به دولت است، اداره می‌شود. این شرکت‌ها و شرکت‌های وابسته از شمول قوانین و مقررات حاکم بر شرکت‌های دولتی و سایر مقررات عمومی دولت مستثنی بوده و منحصراً بر اساس قانون چگونگی اداره مناطق آزاد تجاری– صنعتی مصوب ۱۳۷۲/۶/۷ مجلس شورای اسلامی و اساسنامه‌های مربوط، اداره خواهند شد و در موارد پیش‌بینی نشده در قانون مذکور و اساسنامه تابع قانون تجارت خواهند بود. سرمایه‌گذاری خارجی در مناطق آزاد تابع مقررات خاص سرمایه‌گذاری در آن مناطق است. اما مناطق ویژه اقتصادی در این خصوص جزئی از سرزمین اصلی محسوب می‌گردد و مشمول قانون تشویق و حمایت سرمایه‌گذاری خارجی است. مناطق ویژه اقتصادی نقش به سزائی در افزایش روند تجارت بین‌المللی و اشتغال‌زایی در سراسر جهان ایفا می‌نماید (پست و کالواو[1] ۲۰۲۰). از منظر اقتصاد جهانی، مناطق ویژه اقتصادی و مناطق پردازش صادراتی به‌عنوان ابزار یا اهداف سیاست‌گذاری‌های دولت‌ها در جهت گسترش صنعتی شدن، اشتغال‌زایی و توسعه منطقه‌ای به شمار می‌روند. بنابراین در کنار بخش نفت و گاز و درگیر فعالیت‌های مربوط به گسترش صادرات غیرنفتی، در زمینه جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران می‌توان به مناطق آزاد و یا مناطق ویژه اقتصادی اشاره نمود. در حالی که بیش از ۲۰ منطقه آزاد و پردازش صادرات در کشور وجود دارد. سه منطقه کیش، قشم و چابهار اکنون نقش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری زیربنایی خود را انجام داده و صرف‌نظر از ابهامات در زمینه مقررات

[1] Post, E., and Calvão

بانکی و پولی مربوط به آن‌ها، اکنون آماده‌اند تا سرمایه‌گذاری‌های بالقوه را تبدیل به بالفعل کند. از مناطق پردازش صادرات می‌توان به مناطق ویژه اقتصادی سیرجان، سلفجگان، بوشهر و سرخس اشاره نمود. معافیت مالیاتی به مدت ۲۰ سال در مناطق آزاد وجود دارد و در مناطق ویژه اقتصادی تخفیف مالیاتی طبق مقررات داخل کشور است.

با توجه به اینکه در مفاد قانون مالیات‌های ایران به‌منظور جذب سرمایه و توسعه صادرات در مناطق آزاد تجاری صنعتی، معافیت‌ها و مشوق‌های ویژه‌ای در پایه‌های مختلف مالیاتی مشخص‌شده است. این امر علاوه بر توسعه اقتصادی و صنعتی و سرمایه‌گذاری می‌تواند مسبب رفتارهای مالیاتی در این مناطق باشد و هزینه‌های اقتصادی و مالی بسیاری را به دولت تحمیل کند، همچنین مناطق آزاد نیز با توجه به شرایط آسان ثبت شرکت‌ها، جابجایی پول و ورود و خروج کالا که عمدتاً با هدف جذب سرمایه در این مناطق ایجاد شده است، همچنین مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهند که کشورهای در حال توسعه همچون ایران بیشتر در معرض فعالیت‌های فرار مالیاتی قرار دارند چرا که در این کشورها به دلیل عدم نظارت دولت‌ها، استفاده از روش‌های غیر قانونی آسان‌تر است. این مساله یکی از ضرورت‌های اصلی انجام تحقیق حاضر می‌باشد. از طرفی، بدون شک یکی از عوامل تحقق نظام مالیاتی مطلوب، کارایی اقتصادی مالیات است که مبتنی بر همان مقررات گذاری کارآمد و پاسخگوست. علی‌القاعده اتخاذ تصمیم نسبت به اخذ مالیات باید مبتنی بر ملاحظات اصلی توسعه اقتصادی باشد. مالیات‌گذاری انگیزه سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و لذا وضع مالیات خارج از ضوابط تسهیل اقتصادی، به کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری، کار و تلاش منجر می‌شود. از این‌رو این مناطق در کشورهای مختلف، اغلب با معافیت‌های متعدد مالیاتی و مقررات خاص مواجه است. نظام مالیاتی ایران در این زمینه می‌بایست بررسی شود تا نسبت به استانداردها و شاخص‌های مناطق ویژه اقتصادی پیشرو در جهان، مورد سنجش و ارزیابی قرار گیرد. از طرف دیگر طی سالیان متمادی بودجه در ایران به ارز حاصل از فروش نفت و گاز متکی بوده و این اقلام به مهمترین منبع درآمد در بودجه بدل گشته‌اند. در حال حاضر که تحریم‌های گسترده‌ای بر کشورمان تحمیل شده است و شرایط را برای فعالیت اقتصادی در حوزه بین‌الملل محدود ساخته و امکان مبادلات اقتصادی و ارزی با دیگر کشورها را بسیار دشوار کرده است؛ شاهد کاهش درآمدهای حاصل از فروش اقلام صادراتی از جمله نفت و مشتقات آن هستیم. در چنین شرایطی توجه به نقش نظام مالیاتی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر ثبات و پایداری اقتصادی در کشور و جلب اعتماد اجتماعی ضروری به نظر می‌رسد. مالیات از منابع مهم درآمد دولت‌ها است که در ایران هم، چند سالی است که مورد توجه

خاص قرار گرفته است. وجود ثبات و تداوم در وصول مالیات، باعث ایجاد ثبات در برنامه‌ریزی دولت‌ها برای ارائه خدمات به مردم می‌شود. در کشورهای توسعه‌یافته، شهروندان با توجه به میزان درآمد، ثروت یا مصرف خود مالیات پرداخت می‌کنند و در نهایت در این سیستم‌ها، مالیات به یک عنصر مثبت اثرگذار در نظام اجتماعی تبدیل‌شده است. بنابراین با توجه به اهمیت رفتار مالیاتی در مناطق آزاد صنعتی و تجاری، بررسی این موضوع و ارائه مدل رفتارهای فرار مالیاتی در این منطقه ضروری است.

۲. ادبیات موضوع

مالیات بعنوان یکی از ابزارهای تاثیر گذار است که بر سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌های واحدهای تجاری اثر می‌گذارد. بطوریکه از یک سو هزینه اجباری تلقی می‌گردد و از سوی دیگر بر نحوه سرمایه‌گذاری و تامین مالی شرکت‌ها اثر می‌گذارد (دزایی و دارماپال[1]، ۲۰۰۹). به همین خاطر، یکی از برنامه‌هایی که شرکتها دنبال می‌کنند، کاهش هزینه مالیاتی است. سهامداران نیز به اندازه‌ای که از تلاش برای کاهش میزان مالیات توسط مدیران خوشحال می‌شوند، نگران مخاطرات و ریسک مالیاتی از قبیل پرداخت مالیات بیشتر در آینده و جرایم مالیاتی نیستند. اجتناب مالیاتی را می‌توان به استفاده از پیچیدگی‌ها، روش‌ها و شکاف در قوانین مالیاتی در نظر گرفت که با کاهش هزینه‌های شرکت، باعث انتقال ثروت از دولت به سهامداران می‌شود. انتقال ثروتی که شاید در رابطه با تحقق جریان‌های نقدی آینده ابهاماتی وجود داشته باشد (کیم[2] و همکاران، ۲۰۱۱).

سیاست مالیاتی جسورانه یک راه قانونی با استفاده خلاهای موجود در قوانین مالیاتی جهت عدم پرداخت یا تاخیر در پرداخت مالیات برای شرکت‌ها هست. از آنجا که اجتناب مالیاتی فعالیتی ظاهرا قانونی است به نظر می‌رسد که بیشتر از فرار مالیاتی در معرض دید باشد و چون اجتناب مالیاتی در محدوده‌ای مشخص برای استفاده از مزیت‌های مالیاتی است و اکثرا قوانین محدوده کننده‌ای در زمینه کنترل آن وجود ندارد. اجتناب مالیاتی نوعی سوء استفاده رسمی از قوانین مالیاتی است و با یافتن راه‌های گریز از پرداخت مالیات در قوانین مالیاتی یا تلاش در جهت یافتن راه‌های قانونی به منظور کاهش مالیات پرداختی مرتبط هست. در ادبیات حسابداری،

[1] Desai, M., and Dharmapala
[2] Kim

اجتناب مالیاتی از دو بعد گسترده و محدود تعریف شده است. در بعد گسترده آن ، اجتناب مالیاتی به معنی کاهش آشکار مالیات به ازای هر زیان سود حسابداری قبل از مالیات تعریف شده است. طبق این تعریف تمام معامله هایی که بر بدهی مالیاتی آشکار شرکت اثر بگذارند در زمره اجتناب مالیاتی قرار می‌گیرند و بین فعالیت‌های واقعی با مطلوبیت مالیاتی، فعالیت‌های اجتنابی که به منظور کاهش مالیات انجام می‌شوند و لابی‌هایی که برای کسب مزایای مالیاتی انجام می‌شوند، تفاوتی قائل نمی‌گردد. طبق این تعریف اگر اجتناب مالیاتی را به‌صورت گستره‌ای از استراتژی‌های برنامه‌ریزی مالیاتی در نظر گرفته شود، در یک طرف آن، طیف اجتناب مالیاتی قانونی و در سمت دیگر طیف اجتناب مالیاتی غیرقانونی قرار می‌گیرد برخی اجتناب مالیاتی را به صورت انجام اقدامات قانونی به منظور کاهش بدهی مالیاتی تعریف می‌کنند. در بعد محدود تفاوت مفهومی بین فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی ریشه در قانونی بودن اقدامات مودیان است. فرار مالیاتی یک نوع تخطی از قانون است، ولی اجتناب مالیاتی در چارچوب قوانین مالیاتی انجام شده و مودی دلیلی برای نگرانی بابت کشف احتمالی اقدامات خود ندارد (هانلون و هیتزمن[1]، ۲۰۱۰).

مرور ادبیات اجتناب مالیاتی نشان می‌دهد، در اکثر پژوهش‌ها به این اقدام مدیران به عنوان یک فعالیت مخاطره آفرین نگریسته شده که بر شفافیت عملکرد آتی، ارزش شرکت، کیفیت سود، اعلام سود ، اعتماد اجتماعی (کاناگارتنام و همکاران، ۲۰۱۸) و ریسک شرکت (گوئنتر و همکاران،۲۰۱۴) اثر منفی می‌گذارد. از آنجایی که امکان پیش‌بینی اطلاعات مالی به ویژه سود توسط سرمایه‌گذاران، مستلزم ارایه اطلاعات شفاف و مربوط از سوی واحدهای تجاری است، نمی‌توان نقش مالیات را در ارزیابی کیفیت سود نادیده گرفت. هانلون و هیتزمن (۲۰۱۰) معتقدند که بازار ممکن است نسبت به شرکت‌هایی که از پناه‌گاه‌های مالیاتی استفاده می‌کنند، واکنش منفی نشان داده و از این طریق ارزش شرکت کاهش یابد. همچنین، آتوود و همکاران (۲۰۱۰) نیز نشان داده‌اند که یکی از عوامل کاهش پایداری سود شرکت‌ها، اجتناب مالیاتی است. چنین فعالیتی اگرچه ممکن است بر جریان‌های نقدی جاری تاثیر مثبت بگذارد، اما ممکن است تحقق جریانهای نقدی در دوره‌های آتی را کاهش دهد

بر اساس آنچه گفته شد، همیشه این نگرانی وجود دارد که اطلاعات مالی به ویژه سود به عنوان یکی از شاخص‌های عملکرد مالی و همچنین قدرت پیش‌بینی سودها که معیاری جهت

[1] Hanlon, M. & Heitzman, S

تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان تلقی می‌شود، دستخوش فعالیت‌های اجتناب مالیاتی مدیران قرار گرفته و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را با مشکل مواجه سازد. روند رو به رشد اجتناب از پرداخت مالیات در دهه اخیر مورد توجه بسیاری از محققان واقع شده است. اجتناب مالیاتی نتیجه مهمترین تصمیمات مدیران شرکت است که به واسطه جلوگیری از انتقال منابع شرکت به دولت ممکن است، آثار مساعد یا نامساعدی بر ارزش شرکت داشته باشد.

مدیران می‌توانند با به تعویق در پرداخت مالیات، از خروج وجه نقد در شرکت جلوگیری کنند. لذا، اجتناب مالیاتی برای شرکت منافعی را به همراه دارد؛ ولی می‌تواند منجر به ایجاد هزینه‌های غیر مالیاتی مانند هزینه‌های مستقیم مربوط به تدوین استراتژی مالیاتی، هزینه‌های گزارشگری مالی، هزینه‌های سیاسی، هزینه‌های نمایندگی و هزینه‌های مربوط به رسوایی گردد. در شرکت‌های موفق، نقش توانایی مدیریت در تدوین سیاست‌های مالیاتی شرکت دوچندان خواهد بود اجتناب مالیاتی یکی از تصمیماتی است که شدیدا تحت تاثیر دیدگاه مدیران قرار دارد و به عنوان یک استراتژی مهم در شرکت مطرح است (پارک و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

هزینه فرصت ناشی از تلاش مدیران، عامل مهمی در تصمیم‌گیری آنان هست. بدلیل محدودیت در زمان و تلاش مدیران، مدیران منطقی باید تلاش بیشتری را به پروژه‌هایی معطوف کنند که ارزش فعلی بیشتری داشته باشند. مثلا مدیران توانمند برای تبدیل منابع به درآمد به صورت کارا، ممکنست تلاش خود را بجای اجرا و طراحی استراتژی اجتناب مالیاتی بر روی عملکرد اصلی شرکت متمرکز کنند. بسیاری از پژوهش‌های قبلی مانند چن و همکاران (۲۰۱۴)؛ دسی و دارمپالا (۲۰۰۹) به سودمندی اجتناب مالیاتی برای شرکت از نظر فعالان بازار نگریسته‌اند. بر این اساس آنها معتقد هستند از آنجا که اجتناب مالیاتی باعث افزایش مشکلات نمایندگی می‌گردد، واکنش منفی بازار را موجب می‌شود.

تاثیر عوامل فرهنگی بر فرار مالیاتی

فرهنگ، به مجموعه‌ای از عقاید، گرایش‌ها و هنجارها و ارزش‌ها گفته می‌شود. این مجموعه داخل هر جامعه‌ای وجود داشته و در قالب هویتی، فرد و جامعه را تشکیل می‌دهد. فرهنگ مالیاتی نیز به منزله دیدگاهی خاص نشئت گرفته از فرهنگ است که به آن به‌مثابه مقوله مالیات نگاه می‌شود. بر این اساس فرهنگ مالیاتی عبارت از مجموعه نگرش‌ها، ارزش‌ها، باورها و

[1] Park Et al

دانش‌های مشترک و پذیرفته شده یک جامعه است که افراد به موجب اصل تعاون و تأمین هزینه‌های دولتی سهمی از درآمد خود را برحسب توانایی به دولت پرداخت می‌کنند (پست و کالواو[1]، ۲۰۲۰).

به عبارتی فرهنگ وسیله ای نسبتاً جدید برای جمع آوری مالیات است و اگر به طور قابل توجهی تقویت شود، عملکرد سیستم مالیاتی را بهبود می‌بخشد. ترویج این فرهنگ چالشی بزرگ پیش روی هر نظام مالیاتی است و به نظر می‌رسد فرهنگ و ابعاد آن نیازمند درک و تحلیل بیشتری است. تلاش برای ایجاد یک فرهنگ منسجم می‌تواند درآمدهای مالیاتی دولت را به میزان قابل توجهی بهبود بخشد (صالحی و همکاران، ۲۰۱۴). در سال‌های اخیر، دولت ایران و نظام مالیاتی آن توجه عمده‌ای به ظرفیت و همبستگی سازمان امور مالیاتی در این حیطه داشته است. سطح درآمدهای مالیاتی ایران به‌عنوان سهمی از تولید ناخالص ملی، به‌طور کلی در دو دهه گذشته حرکت صعودی و مثبتی را تجربه کرده است.

در خصوص رابطه بین فرهنگ و مالیات می‌توان گفت که نظام مالیاتی در هر کشوری دارای ویژگی‌های خاص خود با مرزهای تاریخی، اقتصادی و اجتماعی خاص خود است. بر این اساس، فرهنگ مالیاتی تحت تأثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، جغرافیایی و روانی رایج در آن کشور و جامعه خاص است. لذا، از آنجایی که شرایط سیاسی، اقتصادی، فرهنگی و روانی هر کشور، نظام مالیاتی آن کشور را تولید می‌کند، ایجاد یک نظام مالیاتی جهانی و یکپارچه امکان‌پذیر نیست. همچنین فرهنگ مالیاتی از یک سو تحت تأثیر نظام مالیاتی حاکم بر آن جامعه (مانند تأکید بر مالیات‌های مستقیم) و از سوی دیگر در تعامل با ارزش‌های اجتماعی و فرهنگی حاکم بر آن جامعه است.

ترگلر[2] (۲۰۰۷) اذعان می‌کند که جوامع مختلف دارای ارزش‌های فرهنگی متنوعی هستند و بنابراین فرهنگ مالیاتی آنها یکسان نیست. که این عوامل فرهنگی خود می‌توانند بر اخذ یا اجتناب از مالیات اثر گذار باشند. بنی مصطفی[3] و همکاران (۲۰۲۰)، نشان دادند که عوامل فرهنگی می‌تواند بر فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی اثر گذار باشد. بطوریکه توصیه می‌کنند که دولت‌ها هنگام بودجه‌بندی درآمدهای مالیاتی، باید بعد فرهنگی را در ارزیابی ریسک فرار مالیاتی در نظر بگیرند. چرا که عوامل فرهنگی و ابعاد آن‌ها می‌تواند موجبات فرار مالیاتی را فراهم آورد.

[1] Post, E., and Calvão, F
[2] Trogler
[3] Bani- Mustafa

بر این اساس ما بررسی می‌کنیم که عوامل فرهنگی در مناطق آزاد چگونه می‌توانند موجبات فرار یا اجتناب مالیاتی را در کشور ایران فراهم اورند. لذا فرضیه اول تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه اول: عوامل فرهنگی بر فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری تاثیر دارد.

تاثیرعوامل اقتصادی بر فرار مالیاتی

نظریه‌های اقتصادی مالیاتی غالبا با نظریه بازندگی مرتبط است. رفتار مؤدیان مالیاتی از محرک‌های اقتصادی مانند حداکثر سود، امکان کشف توسط مأموران، درآمد مؤدیان در اقتصاد غیررسمی و سایر عوامل اقتصادی تاثیر می‌گیرد. از عوامل اقتصادی مؤثر بر پرداخت‌های مالیاتی می‌توان موارد زیر را برشمرد: داشتن ثروت، سهولت ضرایب مالیاتی، اقتصاد زیرزمینی بخش خصوصی، تأخیر در زمان وصول مالیات توسط اداره دارایی، مشکلات اقتصادی ناشی از وجود تحریم‌ها و بار روانی آن‌ها (لاری و همکاران. ۱۳۹۵).

شیوه‌های فرار مالیاتی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته خیلی بیشتر و بدتر است. فرار مالیاتی برای کشورها مانند یک بیماری همه گیر است چرا که آنها قادر به کنترل و مهار آن نمی باشند. لذا دولت‌ها برای بهبود استانداردهای زندگی شهروندان خود و تخصیص درست بودجه برای هزینه‌های عمومی، تحت تاثیر منفی فرار مالیاتی و آثار آن قرار می‌گیرند، که این امر، مانند به یک بیماری اقتصادی برای کشورها، تبدیل شده است (پالیل و همکاران، ۲۰۱۶؛ دیگلایسونتی و رابلن، ۲۰۱۹؛ امیوی و همکاران، ۲۰۱۵). عوامل متعددی وجود دارند که ممکن است مالیات دهندگان را به فرار مالیاتی تشویق و هدایت کند نظیر: دانش مالیاتی، عوامل فرهنگی، سیستم مالیاتی کشور، انصاف مالیاتی، هزینه‌های انطباق (الیانه و هریس، ۲۰۱۷؛ رانتلانگی و مجید، ۲۰۱۸)، نگرش نسبت به رفتار، هنجارهای ذهنی، تعهدات اخلاقی، عوامل سیاسی نظیر تحریم، عوامل اقتصادی نظیر رکود و تورم، نرخ بهره (پوترا و همکاران، ۲۰۱۸؛ الادام و همکاران، ۲۰۱۶؛ اننان و همکاران، ۲۰۱۴). لذا با توجه به آنچه گفته شد مشخص گردید که فعالیت غیرقانونی انجام شده توسط مالیات دهندگان عوامل تعیین کننده بسیاری دارد که آنها را به فرار مالیاتی سوق می‌دهد. از جمله عواملی که باعث تحریک مؤدیانی که در این فعالیت شرکت می‌کنند، عوامل اقتصادی است. عوامل اقتصادی که بر فرار مالیاتی اثر گذار هستند شامل: تحریم‌های تجاری، رکود کسب و کار و میزان بار مالیاتی می‌باشند(ساژونوا و سزارکوا، ۲۰۱۸). لذا ما انتظار داریم که عوامل اقتصادی بر فرار مالیاتی شرکت‌ها در مناطق ازاد تاثیر مثبتی داشته باشد. بر این اساس فرضیه دوم به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه دوم: عوامل اقتصادی بر فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری، تاثیر دارد.

تاثیر عوامل سیاسی بر فرار مالیاتی

از دیر باز یکی از موضوعات بسیار مورد علاقه سازمان امور مالیاتی، مباحث حیطه فرار مالیاتی به ویژه تاثیر فرار مالیاتی بر درآمدهای مالیاتی و عدالت در بین شهروندان بوده است (الخطیب و همکاران، ۲۰۱۹). با وجود فراوانی ادبیات در مورد تمکین و فرار مالیاتی، اما توجه کافی به تأثیر عوامل سیاسی بر فرار مالیاتی نشده است. در ادبیات انتخاب عمومی فرض شده است که سیاستمداران انگیزه‌های لازم برای کنترل یا حداقل تأثیرگذاری بر اقتصاد را تا حدی دارند. این رشته از تحقیقات تحت عنوان چرخه تجاری سیاسی (PBC) گروه بندی شده است (کرونوا و همکاران، ۲۰۲۱). بررسی ادبیات موضوعی در این حیطه نشان می‌دهد که عناصر سیاسی در پرداخت‌ها و قیمت‌های عمومی بطور قابل ملاحظه ای اثر گذار هستند. مکریچ و همکاران (۱۹۷۷) تأثیرات چرخه انتخابات بر بیکاری و تورم را بررسی کردند. پیامد عمده این مطالعات این بوده است که قبل از سال انتخابات، دولت برای کاهش توقعات شهروندان نسبت به بیکاری و تورم، رکود ایجاد می‌کند، اما در سال انتخابات با نرخ‌های پایین بیکاری و تورم، موهبتی ایجاد می‌شود (پوترا و همکاران، ۲۰۱۸).

کیم (۲۰۰۸) نشان داد که عوامل سیاسی– قانونی بر فرار مالیاتی تاثیر مثبت و معناداری دارد. کرونوا و همکاران (۲۰۲۱) نیز نشان دادند که بین عوامل سیاسی نظیر فساد سیاسی و عمومی با فرار مالیاتی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بدین صورت که در کشورهایی که فساد سیاسی– عمومی بالاتر باشد، میزان فرار مالیاتی نیز بیشتر خواهد بود. الیانه و هریس (۲۰۱۷) نیز نشان داده اند که فرار مالیاتی با اجتناب مالیاتی متفاوت بوده و عوامل سیاسی کشور نیز نقش پر رنگی بر آن دارند. ترزیک (۲۰۱۷) بیان کرده است که فرار مالیاتی یک مشکل اجتماعی برای کشورها است. ال باج و همکاران (۲۰۱۸) نیز بیان می‌کنند که ۲ نوع فرار مالیاتی وجود دارد. مورد اول فرار قانونی یا اجتناب مالیاتی است که توسط قوانین کشورها حمایت می‌شود و حق به مالیات دهندگان داده می‌شود، اما قانون اساسی نیست . بوند و گریسیک (۲۰۲۰) و چوی و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند شرکت هایی که در مناطق آزاد خودشان یا واحدهای تابعه آن‌ها فعالیت دارند نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر به اعمال فرار یا اجتناب مالیاتی روی می‌آورند. تحقیقات صورت پذیرفته در این بخش نشان می‌دهد که سطح بالای اعتماد مردم به دولت، مشروعیت حکومت و

عادلانه بودن سیستم مالیاتی می‌توان به‌عنوان عامل مثبت تأثیرگذار در تمکین مالیاتی باشد. از عوامل سیاسی – قانونی مؤثر بر پرداخت‌های مالیاتی می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:
ثبات سیاسی، شفافیت در قوانین و مقررات مالی، هدفمندی یارانه‌ها ، خدمت‌رسانی به مردم توسط دولت، شفافیت در مصرف مالیات بوسیله دولت، اجرای جدی قوانین و مقررات مالیاتی موجود، معرفی میدان‌های کار جدید توسط دولت به افکار عمومی، پرداختن به نیازهای مادی و معنوی کارکنان امور مالیاتی، الزامات قانونی مبنی بر ارائه گزارش‌های حسابرسی مالی و صورت‌های مالی حسابرسی شده و استفاده از فن‌آوری‌های جدید و الکترونیک در تشخیص و وصول مالیات (FATF، ۲۰۲۰). از اینرو فرضیه سوم به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه سوم: عوامل سیاسی – قانونی بر فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری، تاثیر دارد.

تاثیر قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی بر اجتناب مالیاتی

بسیاری از محققان (مانند: زاچمن، ۲۰۱۴) عقیده دارند که یکی دیگر از عوامل رونق اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی، پیچیدگی قوانین و مقررات مربوط به بازارهای کار و کالاست. در مقابل ساده‌سازی قوانین، درک آن را برای مؤدیان بسیار آسان کرده و می‌تواند نقس به سزایی در کاهش فرار مالیاتی و در افزایش کارایی نظام مالیاتی داشته باشد. ریچاردسون (۲۰۰۶) با بررسی عوامل متعدد اقتصادی و غیر اقتصادی بر روی فرار مالیاتی به این نتیجه رسید که بین همه عوامل مؤثر، پیچیده بودن قوانین و مقررات مالیاتی از اهمیت بیشتری برخوردار است. وی معتقد است که در بسیاری از کشورها، پیچیده بودن قوانین و مقررات عامل اصلی فرار مالیاتی می‌باشد. بر این اساس فرضیه چهارم به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه چهارم: قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی در مناطق آزاد تجاری بر اجتناب از مالیات، تاثیر دارد.

تاثیر نرخ مالیات (انصاف مالیاتی) براجتناب و فرار مالیاتی

عامل دیگری که مالیات دهندگان را در فرار و اجتناب مالیاتی تحت تأثیر قرار می‌دهد، عدالت مالیاتی است. انصاف مالیاتی یک عامل غیراقتصادی است که وصول مالیات کشور را تعیین می‌کند (الخطیب و همکاران، ۲۰۱۹)، بدیهی است که مراحل وصول اتفاق نیفتد (ابرا، ۲۰۱۹). لذا ما در تحقیق حاضر بررسی کردیم که نرخ مالیات در مناطق ازاد ایران چه تاثیری بر فرار و

اجتناب مالیاتی داشته است. از انجا که بر اساس تحقیقات نتیجه قاطعی در مورد تاثیر نرخ مالیات بر فرار و اجتناب مالیاتی به لحاظ جهت وجود نداشته لذا فرضیه پنجم تحقیق حاضر را بی جهت بیان کرده ایم که به شرح زیر می‌باشد: مالیات، اصول و اجرای آن باید عادلانه باشد. رفتار غیراخلاقی ممکن است به دلیل ناعادلانه بودن فرآیند جمع‌آوری مالیات اتفاق بیفتد. عادلانه بودن مالیات ممکن است بر پرداخت کنندگان مالیات تأثیر مثبت بگذارد. زمانی که نرخ مالیات معقول و منصفانه نباشد، پرداخت‌کنندگان از انجام روش‌های فرار مالیاتی پشیمان می‌شوند و درآمد سالانه خود را بدون انکار مبلغ دقیق به مقامات اعلام می‌کنند. در نظر گرفتن توانایی پرداخت یا نرخ‌های قابل قبول مالیاتی به حفظ عادلانه بودن نظام مالیاتی کمک می‌کند (رانتلانگی و مجید، ۲۰۱۸). دولت‌ها تصمیم می‌گیرند که در چه مقدار و چه کسی نرخ مالیات بالایی بپردازند. نرخ مالیات عاملی است که مالیات دهندگان را وادار می‌کند که مبلغ کمتری از درآمد خود بپردازند. نرخ مالیات باید برای پرداخت کنندگان منصفانه و معقول باشد (اوزیلی، ۲۰۲۰). همانطور که توسط گاندهی و همکاران (۱۹۹۵) بیان شده است، مدل الینگام و ساندومو نشان می‌دهد که نرخ مالیات بر پرداخت می‌تواند مثبت، صفر یا منفی باشد، که به این معنی است که افزایش نرخ مالیات ممکن است باعث افزایش یا کاهش پرداخت مالیات شود. اما به گفته گاندهی و همکاران (۱۹۹۵) ادبیات نظری نمی تواند این ادعا را اثبات کند که افزایش نرخ مالیات منجر به افزایش فرار و اجتناب مالیاتی می‌شود. عادلانه بودن مالیات بحث برانگیز است چرا که ممکن است میزان مالیات مشابهی برای همه پرداخت کنندگان کنندگان اتفاق نیفتد (ابرا، ۲۰۱۹). لذا ما در تحقیق حاضر بررسی کردیم که نرخ مالیات در مناطق ازاد ایران چه تاثیری بر فرار و اجتناب مالیاتی داشته است. بنابراین فرضیه پنجم تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه پنجم: نرخ مالیات در مناطق آزاد تجاری بر اجتناب از مالیات، تاثیر دارد.

تاثیر تمکین مالیاتی بر اجتناب و فرار مالیاتی

تمکین مالیاتی از اهداف مهمی بوده که همه دستگاه‌های مالیاتی در راستای دستیابی به آن بوده و در واقع اینطور می‌توان بیان کرد که درجه تمکین مالیاتی در هر کشوری، معیاری است برای سنجش کارایی نظام مالیاتی آن کشور. بر اساس نظریه بروون[1]، تمکین مالیاتی یک مفهوم تئوریک و چندجانبه است که می‌تواند در سه بخش تمکین در پرداخت، تمکین در پرونده و

[1] Brown

تمکین در گزارش‌دهی، بررسی گردد. سازمان همکاری اقتصادی و توسعه در تعریف مفهوم تمکین، آن را به دو بخش تقسیم می‌کند: تمکین اجرایی و تمکین تکنیکی و فنی. تمکین اجرایی به قوانین اجرایی کشور مورد نظر و تمکین فنی به تمکین در گزارش دهی، تمکین در فرآیندهای مورد نظر قانون و تمکین از مقررات تکنیکی لازم در محاسبات مالیات یا پرداخت آن باز می‌گردد (FATF، ۲۰۲۰)، که آگاهی از این امر خود می‌تواند بر فرار و اجتناب مالیاتی در مناطق آزاد اثر گذار باشد. لذا با توجه به آنچه گفته شد فرضیه ششم به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه ششم: تمکین مالیاتی در مناطق آزاد تجاری بر اجتناب از مالیات، تاثیر دارد.

۳. روش تحقیق

پژوهش حاضر بدنبال بررسی راه‌های مختلف فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری کشور ایران می‌باشد. به عبارتی این پژوهش بدنبال یافتن پاسخ به این سوال است که آیا عوامل فرهنگی، اقتصادی، سیاسی، تمکین مالیاتی، فرار مالیاتی و نرخ مالیاتی (انصاف مالیاتی) می‌توانند موجبات فرار مالیاتی را در مناطق آزاد تجاری کشور ایران، فراهم کنند یا خیر؟

۳-۱. روش تحقیق

این تحقیق از نظر هدف و نوع، کاربردی بوده و مبتنی بر تجزیه و تحلیل اطلاعات جمع‌آوری‌شده به شیوه پیمایشی است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها ابتدا داده‌های جمع‌آوری شده در نرم‌افزار Excel وارد شده و سپس با استفاده از نرم‌افزارهای Stata 15 و SmartPLS 3 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند . با استفاده از اطلاعات گردآوری شده و تجزیه‌وتحلیل آن‌ها، صحت و سقم فرضیات تحقیق آزمون گردیده و نتایج حاصله به‌کل جامعه آماری مورد نظر، تعمیم داده خواهد شد.

۳-۲. ابزار گردآوری اطلاعات و داده‌ها

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق به دودسته تقسیم می‌شوند. دسته اول؛ اطلاعات مرتبط با مبانی تئوریک و ادبیات تحقیق که با مطالعه منابع داخلی و خارجی گردآوری و فراهم شده است و دسته دوم؛ اطلاعاتی است که از طریق پرسشنامه جمع‌آوری‌شده است. این پژوهش در سال

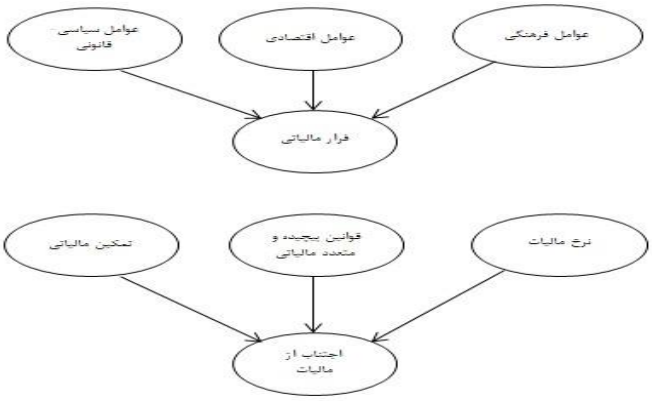
۱۳۹۹ انجام شده است. روایی پرسشنامه، بر اساس نظر صاحب نظران و پایایی آن نیز بر اساس "آلفای کرونباخ" مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

۳-۳. جامعه و نمونه تحقیق

جامعه آماری این پژوهش کلیه کارمندان و متخصصان در دسترس ادارات گمرک و امور مالیاتی مناطق آزاد تجاری ایران می‌باشد. برای این منظور بر اساس روش کوکران اورکات تعداد ۴۸۰ نفر از کارمندان اداره مالیاتی مناطق آزاد و ۴۰۰ نفر هم از کارمندان اداره گمرک مناطق آزاد تجاری انتخاب گردی.

۳-٤. .مدل پژوهش

شکل (۱): مدل مفهومی تحقیق



۳-۵. تجزیه و تحلیل داده ها

روش نمونه‌گیری پژوهش پیش رو بر اساس کوکران[1] و جدول مورگان[2] بوده که در نهایت از کارمندان ادارات امور مالیاتی و گمرک شاغل در مناطق آزاد ۲۳۲ پرسشنامه فرار مالیاتی پاسخ داده شده است.

در جدول(۱)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به فرار مالیاتی به نمایش درآمده است. برای پاسخ به ۲۶ پرسش این بخش نیز، دو گزینه بلی و خیر در نظر گرفته شده است. همان‌طور که در جدول ۲ نیز نشان

[1] William Cochran
[2] Darylr Morgan

داده شده است، در اکثر سوالات مطرح شده، پاسخ دهندگان گزینه بلی را انتخاب کرده‌اند. از آنجا که سوالات مربوط به مقررات وضع شده در خصوص فرار مالیاتی می‌باشد، لذا انتخاب گزینه بلی به معنی اثربخشی این موارد بر موضوع فرار مالیاتی است.

جدول (۱): فراوانی داده‌های مربوط به فرار مالیاتی

ردیف	سوال	بلی	خیر
۱	چون ثبت شرکت‌ها و موسسات صنعتی در مناطق آزاد تجاری نسبت به سایر مناطق آسانتر است بدین جهت می‌توان انتظار فرار مالیاتی از این مناطق را داشت.		
	تعداد	۲۰۲	۳۰
	درصد	۸۷	۱۳
۲	با توجه به اینکه در مناطق آزاد مقررات آسان برای ورود کالاهای مجاز وجود دارد بدین جهت راه‌های فرار مالیاتی بیشتر است.		
	تعداد	۲۰۲	۳۰
	درصد	۸۷	۱۳
۳	با توجه به اینکه در مناطق آزاد آزادی کامل ورود و خروج اصل سرمایه و سود حاصل از فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد این امر منجر به افزایش فرار مالیاتی می‌شود.		
	تعداد	۲۱۲	۲۰
	درصد	۹۱	۹
۴	عدم محدودیت انتقال ارز از مناطق آزاد ایران به سایر کشورها، می‌تواند مقدمات فرار مالیاتی برای شرکت‌ها فعال در مناطق آزاد ایران را فراهم سازد.		
	تعداد	۲۱۱	۲۱
	درصد	۹۱	۹
۵	صدور محصولات خارج از کشور بدون پرداخت عوارض گمرکی و بندرگاهی می‌تواند بر میزان فرار مالیاتی در این مناطق افزون کند.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴
۶	افزایش نرخ مالیات منجر به کاهش ثروت افراد شده و از این رو، فرار از مالیات برای افراد جذاب‌تر می‌شود.		
	تعداد	۱۷۲	۶۰
	درصد	۷۴	۲۶
۷	افزایش حجم مالیات پرداختی، انگیزه برای شرکت در فعالیت‌های زیر زمینی و فرار از پرداخت مالیات را افزایش می‌دهد.		
	تعداد	۱۹۱	۴۱
	درصد	۸۲	۱۸
۸	با توجه به افزایش رانت و فساد مالی در چند سال اخیر، همکاری و خود اظهاری مودیان کاهش پیدا کرده است.		
	تعداد	۱۹۲	۴۰

ردیف	سوال	بلی	خیر
	درصد	۸۳	۱۷
۹	با توجه به افزایش تورم و رکود میزان فرار مالیاتی زیاد شده است.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴
۱۰	با توجه به ثبت معاملات در دفاتر با روشهای مختلف امکان فرار مالیاتی شرکت‌ها راحت‌تر شده است.		
	تعداد	۱۵۲	۸۰
	درصد	۶۶	۳۴
۱۱	قوانین و مقررات و معافیت‌های مالیاتی در مناطق آزاد، امکان فرار مالیاتی را در این مناطق بیشتر کرده است.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴
۱۲	از جهتی که قسط بندی مالیات مودیان در این مناطق نسبت به سایر مناطق بیشتر است این امر فرار مالیاتی را سهل کرده است.		
	تعداد	۱۷۲	۶۰
	درصد	۷۴	۲۶
۱۳	با توجه به وجود سرمایه گذاران خارجی و همکاری آنان با سرمایه گذاران داخلی امکان فرار مالیاتی فراهم شده است.		
	تعداد	۱۶۲	۷۰
	درصد	۷۰	۳۰
۱۴	افزایش نرخ مالیات باعث می‌شود که افراد کل درآمد خود را گزارش ندهند.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴
۱۵	مقررات و قوانین مالیاتی منجر به افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی می‌گردد.		
	تعداد	۱۹۱	۴۱
	درصد	۸۲	۱۸
۱۶	یکی دیگر از مهمترین عوامل رونق اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی، پیچیده بودن قوانین و مقررات مربوط به بازارهای کار و کالا می‌باشد.		
	تعداد	۲۰۲	۳۰
	درصد	۸۷	۱۳
۱۷	قوانین متعدد مالیاتی آزادی و اختیار افراد برای حضور در اقتصاد رسمی را کاهش می‌دهد.		
	تعداد	۲۱۲	۲۰
	درصد	۹۱	۹
۱۸	عدم ساده سازی قوانین، درک آن را برای مودیان بسیار سخت نموده و می‌تواند تأثیر به سزایی در افزایش فرار مالیاتی داشته باشد.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴
۱۹	میزان اعتماد مردم به یکدیگر بر فرار مالیاتی تأثیر گذار است.		

ردیف	سوال	بلی	خیر
	تعداد	۱۹۱	۴۱
	درصد	۸۲	۱۸
۲۰	اگر مردم اعتقاد داشته باشند که دیگر شهروندان مالیات شان را پرداخت نمی کنند، آنها نیز به سوی فرار مالیاتی متمایل خواهند شد.		
	تعداد	۲۱۱	۲۱
	درصد	۹۱	۹
۲۱	رواج فساد مالی، در نهایت منجر به عدم پایبندی به قراردادها می‌شود.		
	تعداد	۲۱۲	۲۰
	درصد	۹۱	۹
۲۲	اعتماد مردم به دولت نقش تعیین کننده ای در میزان ارتکاب به فرار مالیاتی دارد.		
	تعداد	۲۳۲	۰
	درصد	۱۰۰	۰
۲۳	تورم می‌تواند بار مالیاتی حقیقی را افزایش دهد، لذا انگیزه کافی برای فعالیت در اقتصاد زیر زمینی را فراهم آورد.		
	تعداد	۲۳۲	۰
	درصد	۱۰۰	۰
۲۴	با ایجاد تورم میزان جریمه واقعی وضع شده روی فرار مالیاتی کاهش یافته و همین مسئله منجر به افزایش آن می‌گردد.		
	تعداد	۲۳۲	۰
	درصد	۱۰۰	۰
۲۵	ایجاد تورم با افزایش پدیدار شدن بازاهای زیرزمینی رابطه مستقیم دارد.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴
۲۶	درصورت تورم، درآمد حقیقی مودیان کاهش یافته و همین امر فرار مالیاتی را برای آنان جذاب‌تر می‌سازد.		
	تعداد	۲۲۲	۱۰
	درصد	۹۶	۴

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول۲، پاسخ دهندگان در انتخاب گزینه بلی بسیار مصمم بوده‌اند به طوری که در پاسخ به سه سوال این بخش، تمامی افراد ۱۰۰ درصد موافق بوده‌اند.

٤. تجزیه و تحلیل داده ها

قبل از بررسی فرضیه‌های تحقیق روایی و پایایی پرسشنامه‌های تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. وقتی شواهد کافی مبنی بر روایی و پایایی پرسشنامه‌ها به دست آید، می‌توان

فرضیه‌های پژوهش را ارزیابی کرد. با توجه به جدول ۲ مقدار میانگین واریانس[1] استخراج شده برای متغیرهای مدل بالاتر از ۰/۵ است فورنل و لارکر معتقدند روایی همگرا زمانی وجود دارد که میانگین واریانس استخراج شده از ۵/۰ بزرگتر باشد.

جدول (۲): یافته‌های پایایی و روایی پژوهش

پرسشنامه	آلفای کرونباخ	ضریب پایایی مرکب	میانگین واریانس استخراج
فرار مالیاتی	۰/۸۹۰	۰/۹۰۷	۰/۶۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور سنجش نیکویی برازش پژوهش حاضر از دو شاخص استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است. می‌توان استنباط کرد که برازش مدل برای داده‌های فرار مالیاتی مناسب بوده و نتایج حاصل از آن می‌تواند قابل اتکا باشد.

جدول(۳): معیارهای نیکویی برازش

نام معیار	مقدار	مقدار قابل قبول
	فرار مالیاتی	
شاخص خی دو	۰/۰۴۱	کمتر از ۰/۰۸
شاخص تناسب به هنجار	۰/۸۷۱	هر چقدر به یک نزدیک باشد بهتر است.

منبع : یافته‌های تحقیق

در جدول (۴)، میانگین پاسخ هر یک از سوالات در خصوص فرار مالیاتی محاسبه و معنی‌داری آن آزمون شده است. این آزمون یکبار برای کل افراد و یکبار هم به تفکیک سابقه خدمتی انجام گرفته است تا تأثیر سابقه خدمتی در مقابله با فرار مالیاتی و میانگین پاسخ هر گروه به تفکیک نیز بررسی شود. با توجه به نتایج به دست آمده، تمامی سوالات در خصوص مبارزه با فرار مالیاتی بوسیله نمونه اتخاذ شده در سطح ۹۹ درصد اطمینان تأیید می‌گردد.

با بررسی میانگین پاسخ‌های دریافتی به تفکیک سابقه خدمتی، مشخص می‌شود افرادی که بیش از ۱۵ سال سابقه خدمتی دارند، نسبت به سایر گروه‌ها، در پاسخ به برخی پرسش‌ها کمتر موافق بوده و در مقابل با برخی از سوالات بیشتر موافقت کرده‌اند. به طور معنی‌دار این گروه افراد

[1] AVE

با توجه به سابقه‌ی خدمتی بالاتر، معتقد هستند که صدور محصولات خارج از کشور بدون پرداخت عوارض گمرکی و بندرگاهی تأثیر کمتری بر میزان فرار مالیاتی در این مناطق دارد. همچنین، این گروه از افراد، اظهار دارند که افزایش نرخ مالیات منجر به کاهش کمتر ثروت افراد شده و از این رو، در مقایسه با سایر گروه‌ها، فرار از مالیات برای افراد را کمتر جذاب، ارزیابی کرده‌اند. علاوه بر این، هر چه سابقه خدمتی فرد بالاتر باشد، با توجه به ثبت معاملات در دفاتر با روش‌های مختلف امکان فرار مالیاتی شرکت‌ها کمتر شده است. همچنین، قوانین و مقررات و معافیت‌های مالیاتی در مناطق آزاد، از منظر این گروه امکان فرار مالیاتی را در این مناطق کمتر افزایش داده است. با توجه به افزایش سابقه‌ی خدمتی، افراد با سابقه‌ی خدمتی بالاتر معتقدند که از جهتی که قسط بندی مالیات مودیان در این مناطق نسبت به سایر مناطق کمتر افزایش یافته است و این امر فرار مالیاتی را سهل کرده است. همچنین، با توجه به وجود سرمایه گذاران خارجی و همکاری آنان با سرمایه گذاران داخلی امکان فرار مالیاتی به نسبت کمتری تسهیل شده است. از این رو، این گروه پیچیده بودن قوانین و مقررات مربوط به بازارهای کار و کالا را نسبت به سایرین کمتر از عوامل رونق اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌دانند. در انتها باید اظهار کرد که افراد با سابقه‌ی خدمتی بالای ۱۵ سال نسبت به سایر گروه‌ها، معتقدند که قوانین متعدد مالیاتی آزادی و اختیار افراد برای حضور در اقتصاد رسمی را کمتر کاهش می‌دهد.

در مقابل این موارد، با بررسی پرسش‌ها و تحلیل آن‌ها به تفکیک سابقه خدمتی مشخص گردید که هر چه سابقه خدمتی افراد بالاتر باشد، آنان قاطعیت بیشتری در پاسخ به این پرسش‌ها داشته‌اند. از آن جمله، افراد با سابقه خدمتی بالاتر معتقدند که عدم محدودیت انتقال ارز از مناطق آزاد ایران به سایر کشورها، می‌تواند مقدمات فرار مالیاتی را برای شرکت‌ها فراهم نماید. همچنین، این گروه اعتقاد دارند که با توجه به افزایش تورم و رکود میزان فرار مالیاتی بیشتر افزایش پیدا کرده است. درصورت تورم، درآمد حقیقی مودیان از منظر این گروه کاهش بیشتری یافته و همین امر فرار مالیاتی را برای آنان جذابتر می‌سازد.

جدول (٤): نتایج آزمون تحلیل واریانس میانگین پرسشنامه فرار مالیاتی به تفکیک سابقه‌ی خدمتی

سوال	<۵	۵-۱۰	۱۰-۱۵	۱۵<	میانگین	نتیجه
از جهتی که ثبت شرکت‌ها و موسسات صنعتی در مناطق آزاد تجاری نسبت به سایر مناطق آسانتر است بدین جهت می‌توان انتظار فرار مالیاتی از این مناطق را داشت.	۱	۱	۰,۷۶	۰,۷۸	۰,۸۷***	تأیید
با توجه به اینکه در مناطق آزاد مقررات آسان برای ورود کالاهای مجاز وجود دارد بدین جهت راه‌های فرار مالیاتی بیشتر است.	۱	۱	۰,۷۶	۰,۷۸	۰,۸۷***	تأیید
با توجه به اینکه در مناطق آزاد آزادی کامل ورود و خروج اصل سرمایه و سود حاصل از فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد این امر منجر به افزایش فرار مالیاتی می‌شود.	۰,۷۵	۱	۱	۰,۸۹	۰,۹۱***	تأیید
عدم محدودیت انتقال ارز دیگر مناطق آزاد ایران با سایر کشورها در مناطق آزاد می‌تواند مقدمات فرار مالیاتی برای شرکت‌ها فعال را فراهم سازد.	۰,۷۵	۰,۸۲	۱	۱	۰,۹۰***	تأیید
صدور محصولات خارج از کشور بدون پرداخت عوارض گمرکی و بندرگاهی می‌تواند بر میزان فرار مالیاتی در این مناطق افزون کند.	۱	۱	۱	۰,۸۹	۰,۷۴***	تأیید
افزایش نرخ مالیات منجر به کاهش ثروت افراد شده و از این رو، فرار از مالیات برای افراد جذاب‌تر می‌شود.	۱	۰,۶۷	۱	۰,۵۶	۰,۸۲***	تأیید
افزایش حجم مالیات پرداختی، انگیزه برای شرکت در فعالیت‌های زیر زمینی و فرار از پرداخت مالیات را افزایش می‌دهد.	۱	۰,۸۲	۱	۰,۶۷	۰,۸۲***	تأیید
با توجه به افزایش رانت و فساد مالی در چند سال اخیر، همکاری و خود اظهاری مودیان کاهش پیدا کرده است.	۱	۰,۸۴	۰,۷۶	۰,۷۸	۰,۹۶***	تأیید
با توجه به افزایش تورم و رکود میزان فرار مالیاتی زیاد شده است.	۰,۷۵	۱	۱	۱	۰,۹۶***	تأیید
با توجه به ثبت معاملات در دفاتر با روش‌های مختلف امکان فرار مالیاتی شرکت‌ها راحت‌تر شده است.	۰,۷۵	۰,۶۷	۰,۷۶	۰,۵۶	۰,۶۶***	تأیید
قوانین و مقررات و معافیت‌های مالیاتی در مناطق آزاد، امکان فرار مالیاتی را در این مناطق بیشتر کرده است.	۱	۱	۱	۰,۸۹	۰,۹۶***	تأیید
از جهتی که قسط بندی مالیات مودیان در این مناطق نسبت به سایر مناطق بیشتر است این امر فرار مالیاتی را سهل کرده است.	۱	۰,۸۴	۱	۰,۴۴	۰,۷۵***	تأیید
با توجه به وجود سرمایه گذاران خارجی و همکاری آنان با سرمایه گذاران داخلی امکان فرار مالیاتی فراهم شده است.	۰,۷۵	۰,۸۴	۰,۷۶	۰,۵۶	۰,۷۰***	تأیید
افزایش نرخ مالیات باعث می‌شود که افراد کل درآمد خود را گزارش ندهند.	۱	۱	۱	۰,۸۹	۰,۸۲***	تأیید
مقررات و قوانین مالیاتی منجر به افزایش حجم اقتصادزیرزمینی می‌گردد.	۰,۷۵	۰,۶۶	۱	۰,۸۹	۰,۸۷***	تأیید
یکی دیگر از مهمترین عوامل رونق اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی، پیچیده بودن قوانین و مقررات مربوط به بازارهای کار و کالا می‌باشد.	۱	۰,۸۴	۱	۰,۷۸	۰,۹۶***	تأیید
قوانین متعدد مالیاتی آزادی و اختیار افراد برای حضور در اقتصاد رسمی را کاهش می‌دهد.	۱	۱	۱	۰,۷۸	۰,۸۲***	تأیید
عدم ساده سازی قوانین، درک آن را برای مودیان بسیار سخت نموده و می‌تواند تأثیر به سزایی در افزایش فرار مالیاتی داشته باشد.	۱	۰,۸۴	۱	۱	۰,۹۰***	تأیید
میزان اعتماد مردم به یکدیگر بر فرار مالیاتی تأثیر گذار است.	۱	۰,۶۶	۱	۰,۷۸	۰,۸۴***	تأیید
اگر مردم اعتقاد داشته باشند که دیگر شهروندان مالیات شان را پرداخت نمی کنند، آنها نیز به سوی فرار مالیاتی متمایل خواهند شد.	۱	۰,۶۶	۱	۱	۰,۹۱***	تأیید
رواج فساد مالی، در نهایت منجر به عدم پایبندی به قراردادها می‌شود.	۱	۰,۶۷	۱	۱	۰,۹۱***	تأیید
اعتماد مردم به دولت نقش تعیین کننده ای در میزان ارتکاب به فرار مالیاتی دارد.	۱	۱	۱	۱	۱***	تأیید
تورم می‌تواند بار مالیاتی حقیقی را افزایش دهد، لذا انگیزه کافی برای فعالیت در اقتصاد زیر زمینی را فراهم آورد.	۱	۱	۱	۱	۱***	تأیید

سوال	۵>	۴	۳	۱۵<	میانگین	نتیجه
با ایجاد تورم میزان جریمه واقعی وضع شده روی فرار مالیاتی کاهش یافته و همین مسئله منجر به افزایش آن می‌گردد.	۱	۱	۱	۱	۱***	تأیید
ایجاد تورم با افزایش پدیدار شدن بازاهای زیرزمینی رابطه مستقیم دارد.	۱	۰,۸۴	۱	۱	۰,۹۶***	تأیید
درصورت تورم، درآمد حقیقی مودیان کاهش یافته و همین امر فرار مالیاتی را برای آنان جذابتر می‌سازد.	۰,۷۵	۱	۱	۱	۰,۹۵***	تأیید

منبع : یافته‌های تحقیق

جدول (۵): مولفه‌ها؛ تعداد سوالات، آلفای کرونباخ و نتایج تحلیل عاملی

متغیر	مولفه‌ها	تعداد سوالات	آلفای کرونباخ	تحلیل عاملی
فرار مالیاتی	عوامل فرهنگی	۴	۰,۷۸۹	۰,۷۹۲–۰,۸۸۷
	عوامل اقتصادی	۶	۰,۹۴۵	۰,۶۴۵–۰,۹۷۸
	عوامل سیاسی–قانونی	۵	۰,۸۶۹	۰,۸۰۷–۰,۹۹۵
اجتناب از مالیات	نرخ مالیات	۲	۰,۹۹۲	۰,۸۷۹–۰,۹۹۷
	قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی	۶	۰,۸۵۹	۰,۸۳۱–۰,۸۹۹
	تمکین مالیاتی	۴	۰,۷۴۹	۰,۶۷۹–۰,۹۷۱

منبع : یافته‌های تحقیق

علاوه بر این، در جدول (۵)، آلفای کرونباخ هر قسمت از پرسشنامه نیز محاسبه شده است. با توجه به این که آلفای کرونباخ در بازه بین ۰,۷۸۹ تا ۰,۹۹۲ محاسبه شده است، در نتیجه پرسش‌نامه‌های فرارمالیاتی از ساختار درونی مناسبی برخوردار می‌باشند. در جدول (۶)، آمار توصیفی هر کدام از مولفه‌ها و پس از آن سه شاخص اصلی فرار مالیاتی، اجتناب از مالیات نشان داده شده است. شایان ذکر است که تعداد افراد شرکت‌کننده در پرسشنامه فرار مالیاتی، ۲۳۲ نفر می‌باشند. با توجه به میانگین و حداقل به دست آمده از هر مولفه، می‌توان تشخیص داد که عوامل اقتصادی بیشترین اثر بر فرار از مالیات را دارند. پس از آن به ترتیب عوامل فرهنگی و عوامل سیاسی– قانونی اثرگذار می‌باشند. برای عوامل اجتناب از مالیات، با توجه به میانگین و حداقل مقدار به دست آمده، تمکین مالیاتی بیشترین اثر بر اجتناب از مالیات با میانگین پاسخ مثبت دریافتی ۰,۹۲۵ دارا است. بعد از آن، قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی و نرخ مالیات به ترتیب بیشترین اثر بر اجتناب از مالیات با میانگین پاسخ مثبت دریافتی ۰,۸۵۶ و ۰,۷۸۲ را دارا هستند.

جدول (٦): آمار توصیفی متغیرهای پنهان پژوهش

مولفه‌ها	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
فرار مالیات	**۲۳۲**	**۰,۹۰۵**	**۰,۱۱۲**	**۰,۵۳۹**	**۱**
عوامل فرهنگی	۲۳۲	۰,۹۲۳	۰,۱۱۵	۰,۷۵	۱
عوامل اقتصادی	۲۳۲	۰,۹۶۴	۰,۰۹۸	۰,۶۶۷	۱
عوامل سیاسی–قانونی	۲۳۲	۰,۸۲۷	۰,۲۰۷	۰,۲	۱
اجتناب از مالیات	**۲۳۲**	**۰,۸۵٤**	**۰,۱۸٤**	**۰,۳٦۱**	**۱**
نرخ مالیات	۲۳۲	۰,۷۸۲	۰,۳۵۶	۰	۱
قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی	۲۳۲	۰,۸۵۶	۰,۲۳۲	۰,۱۶۷	۱
تمکین مالیاتی	۲۳۲	۰,۹۲۵	۰,۱۳۷	۰,۵	۱

منبع : یافته‌های تحقیق

پس از آن در جدول (۷)، همبستگی میان مولفه‌های فرار مالیاتی به دست آمده است. تمامی سه مولفه عوامل اقتصادی، فرهنگی و سیاسی – قانونی اثر مثبت و معنی‌داری بر فرار مالیاتی دارند. در این میان عوامل اقتصادی در سطح ۹۹ درصد و عوامل فرهنگی و سیاسی – قانونی در سطح ۹۵ درصد بر فرار مالیاتی تاثیر دارند.

جدول (۷): ماتریس همبستگی عوامل فرار مالیاتی

	عوامل فرهنگی	عوامل اقتصادی	عوامل سیاسی–قانونی	فرار مالیاتی
عوامل فرهنگی	۱,۰۰۰			
عوامل اقتصادی	۰,۳۵۹	۱,۰۰۰		
عوامل سیاسی – قانونی	۰,۴۴۹	۰,۴۰۵	۱,۰۰۰	
فرار مالیاتی	**۰,۷۳۷****	**۰,٦۷۸*****	**۰,۸۹۰****	**۱,۰۰۰**

منبع: یافته‌های تحقیق

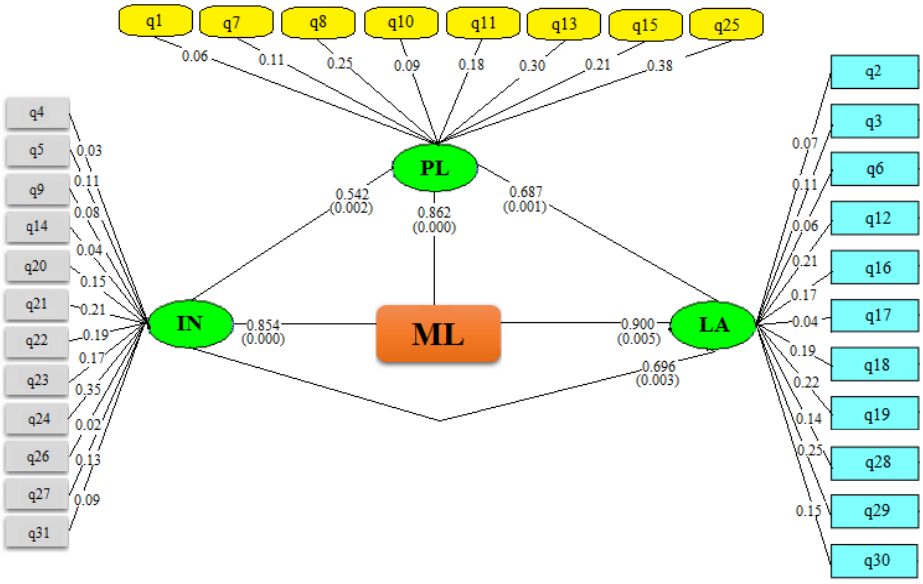
پس از آن در جدول (۸)، همبستگی میان مولفه‌های اجتناب از مالیات به دست آمده است. تمامی سه مولفه نرخ مالیات، قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی و تمکین مالیاتی اثر مثبت و معنی و معنی‌دار بر اجتناب از مالیات دارند. در این میان تمکین مالیاتی و نرخ مالیات در سطح ۹۹ درصد و قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی در سطح ۹۵ درصد اثرگذارند.

جدول (۸): ماتریس همبستگی عوامل اجتناب مالیاتی

	نرخ مالیات	قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی	تمکین مالیاتی	اجتناب از مالیات
نرخ مالیات	۱,۰۰۰			
قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی	۰,۲۷۸	۱,۰۰۰		
تمکین مالیاتی	۰,۳۲۹	۰,۴۵۲	۱,۰۰۰	
اجتناب از مالیات	**۰,۸۴۲*** **	**۰,۷۱۰** **	**۰,٦٤٩*** **	**۱,۰۰۰**

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱): نحوه‌ی اثرگذاری متغیرهای آشکار و پنهان پرسشنامه فرار مالیاتی بر یکدیگر



در نمودار (۱)، خروجی و نحوه اثرگذاری متغیرهای پنهان و آشکار پرسشنامه اول با توجه به نتایج جداول ۶ تا ۹ ترسیم شده است. در این میان همبستگی دو متغیر فرار مالیاتی و اجتناب از مالیات در سطح بالای ۰,۹۹۴ به دست آمده است که حاکی از تاثیر مثبت و معنی دار در سطح ۹۹ درصد، میان آن دو دارد. به طور مشابه در شکل (۲)، خروجی نرم‌افزار PLS برای نمایش نحوه اثرگذاری متغیرهای پنهان و آشکار پرسشنامه دوم ترسیم شده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هر شهروند یا واحد تجاری یا سازمانی در هر کشور، مشمول پرداخت مالیات کشوری می‌باشد که توسط مقامی که درآمد را اداره میکنند، وضع می‌گردد. با این حال، مالیات دهنده ممکن است تمایلی به پرداخت مالیات، بر اساس درآمد خود، را نداشته باشد. عواملی وجود دارد که پرداخت کنندگان را به فرار مالیاتی ترغیب می‌کند. گاهی اوقات ممکن است پرداخت کنندگان خودشان متقاعد شوند که درگیر فرار مالیاتی شوند. آنها ممکن است استدلال کنند "من مزایا را دریافت نمی کنم، بنابراین مجبور به پرداخت مالیات نیستم". (رابرت، ۲۰۱۲). این پژوهش سعی دارد با شناسایی عواملی نظیر: عوامل فرهنگی، اقتصادی، سیاسی، نرخ مالیات (انصاف مالیاتی) و تمکین مالیاتی به بررسی عوامل فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری ایران بپردازد. بر این اساس یافته‌های تحقیق بیانگر این امر است که عوامل فرهنگی، اقتصادی، سیاسی، نرخ مالیات (انصاف مالیاتی) و تمکین مالیاتی بر فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی واحدهای تجاری در مناطق آزاد ایران تاثیر مثبت و معناداری داشته است. با توجه به نتایج تحقیق، عوامل فرهنگی بر فرار مالیاتی تاثیر مثبت و معناداری داشته است که این امر با نتایج تحقیق بنی موسی[۱] و همکاران (۲۰۲۰) هم راستا می‌باشد اما با نتایج تحقیق تورگلر [۲]و همکاران (۲۰۱۹) که بیان کردند عوامل فرهنگی موجب کاهش فرار مالیاتی می‌شود، در تضاد است. دلیل این امر هم می‌تواند این باشد که جوامع مختلف دارای ارزش‌های فرهنگی متنوعی هستند و لذا فرهنگ مالیاتی آنها یکسان نخواهد بود. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که عوامل اقتصادی، تاثیر معنی دار و مثبت بر فرار مالیاتی دارند که این امر نیز با نتایج تحقیقات ساکسونووا و زارکورال[۳] (۲۰۱۸)؛ پوتارا و همکاران[۴] (۲۰۱۸) ؛ الادهم[۵] و همکاران (۲۰۱۶)؛ عنان[۶] و همکاران (۲۰۱۴) هم راستا می‌باشد. نتایج تحقیق حاضر نشان داد که عوامل سیاسی و قانونی نیز بر فرار مالیاتی در مناطق آزاد تجاری ایران تاثیر مثبتی داشته است که این امر با نتایج تحقیقات کیم[۷] (۲۰۰۸)؛ کوراون و همکاران (۲۰۲۱)؛ آلین و هریس (۲۰۱۷) که بیان کردند عوامل سیاسی- قانونی بر فرار مالیاتی تاثیر مثبت و معناداری دارند، هم راستا می‌باشد. بدین صورت که در کشور هایی که فساد سیاسی- عمومی بالاتر باشد،

[1] Bani-Mustafa
[2] Torgler
[3] Saxunova and Szarkova
[4] Putra
[5] AlAdham
[6] Annan
[7] Kin

میزان فرار مالیاتی نیز بیشتر خواهد بود. از طرفی نتایج تحقیق نشان داد که قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی در مناطق آزاد تجاری، موجب افزایش فرار مالیاتی در این مناطق می‌شود که این نتیجه نیز تایید کننده نتایج تحقیقات زوکمن[1] (۲۰۱۴) می‌باشد. بر اساس نتایج تحقیق، نرخ مالیاتی بر اجتناب مالیاتی تاثیر مثبت داشته است. این یافته تأیید می‌کند که مالیاتی که توسط دولت دریافت می‌شود برای پرداخت کنندگان منصفانه نیست. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که به دلیل عدم رعایت انصاف مالیاتی، مودیان مالیاتی در مناطق آزاد ایران، دچار فرار مالیاتی هستند که این امر با نتایج تحقیق کسا[2] (۲۰۲۱) هم راستا می‌باشد. بر اساس یافته‌ها، توصیه می‌شود که کشورها یک سیستم پرداخت مالیات منصفانه را ایجاد نمایند چرا که انصاف مالیاتی، باعث کاهش فرار و اجتناب مالیاتی خواهد شد. توصیه دوم این است که، آموزش‌های مختلف مرتبط با مالیات، به مودیان داده شود تا این گروه بر اساس درآمد سالانه خود، مالیات پرداخت کنند.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع

- لاری دشت بیاض محمود، قائم مقامی کامران، کهرمی قاسم (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی در استان خراسان جنوبی با تأکید بر مؤلفه‌های فرهنگی. دو فصلنامه حسابداری ارزشی و رفتاری، ۱ (۱): ۱۶۴-۱۳۹
- Abera, A. A. (2019). "Factors affecting presumptive tax collection in Ethiopia: Evidence from category "C" taxpayers in Bahir Dar City". *Journal of Tax Administration*, Vol. 5 No. 2, pp. 74–96.
- AlAdham, M. A. A., Abukhadijeh, M. A., and Qasem, M. F. (2016). "Tax evasion and tax awareness evidence from Jordan". *International Business Research*, Vol. 9 No. 12, pp. 69–70.
- Al Baaj, Q. M. A., Al Marshedi, A. A. S., and Al-Laban, D. A. A. (2018). "The impact of electronic taxation on reducing tax evasion methods of

[1] Zucman
[2] Kassa

Iraqi companies listed in the Iraqi stock exchange". *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, Vol. 22 No. 4, pp. 1-13

- Alkhatib, A. A., Abdul-Jabbar, H., Abuamria, F., and Rahhal, A. (2019). "The effects of social influence factors on income tax evasion among the Palestinian SMEs". *International Journal of Advanced Science and Technology*, Vol. 28 No. 17, pp. 690–700.
- Alleyne, P., and Harris, T. (2017). "Antecedents of taxpayers' intentions to engage in tax evasion: Evidence from Barbados". *Journal of Financial Reporting and Accounting (Emerald Publishing Limited)*, Vol. 15 No. 1, pp. 2–21
- Ameyaw, B., Addai, B., Ashalley, E., and Quaye, I. (2015). "The effects of personal income tax evasion on socio-economic development in Ghana: A case study of the informal sector". *British Journal of Economics, Management & Trade (Sciencedomain international)*, Vol. 10 No. 4, pp. 1–14.
- Annan, B., Bekoe, W., and Nketiah-Amponsah, E. (2014). "Determinants of Tax Evasion in Ghana: 1970-2010". *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, Vol. 6 No. 3, pp. 97–121.
- Atwood, T., Drake, M. S., and Myers, L. A. (2010). "Book-tax Conformity, Earnings Persistence and the Association Between Earnings and Future Cash flows". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50 No. 1, pp. 111-125. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2009.11.001
- Bani-Mustafa, A., Al Qudah, A., Damrah, S. and Alameen, M. (2020), "Does culture influence whether a society justifies tax cheating?", *Journal of Financial Crime*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print , pp. 29- 45.
- Bond, E. W., Gresik, T. A., (2020). "Unilateral tax reform: Border adjusted taxes, cash flow taxes, and transfer pricing". *Journal of Public Economics*, Vol. 184 No. 9, A. 104160, pp. 35- 45.
- Chan, H. F., Dulleck, U. and Torgler, B. (2019). "Response Times and Tax Compliance". *Games*. Vol. 10 No. 4, pp. 25- 45.
- Chen, X., Hu, N., Wang, X. and Tang, X. (2014), "Tax avoidance and firm value: evidence from China", *Nankai Business Review International*, Vol. 5 No. 1, pp. 25-42.
- Choi, J. P., Furusawa, T. and Ishikawa, J., (2020). "Transfer pricing regulation and tax competition". *Journal of International Economics*, Vol. 127 No. 20, A. 103367, pp. 41- 45.
- Degl'Innocenti, D. G., and Rablen, M. D. (2019). "Tax evasion on a social network". *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 169 No. 7, pp. 79–91

- Desai, M. and Dharmapala, D. (2009), "Corporate tax avoidance and firm value". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91 No. 3, pp. 537–546.
- Gandhi, V. P., Edrill, L. P., Mackenzie, G. A., Manas-Anton, L. A., Modi, J. R., Richupan, S., and Shome, P. (1995). "Supply-side tax policy: Its relevance to developing countries". International Monetary Fund, Vol. 5 No. 1, pp. 59-72.
- Guenther, D. A., Matsunaga, S. R., and Williams, B. M. (2016). "Is Tax Avoidance Related to Firm Risk?". Working Paper, Eugene, Oregon, Vol. 6 No. 1, pp. 15-22.
- Hanlon, M., and Heitzman, S. (2010). "A Review of Tax Research". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50 No. 2-3, pp. 127-178.
- Kanagaretnam, K., Lee, J., Lim, C.Y., and Lobo, G.J. (2018). "Societal Trust and Corporate Tax Avoidance". *Review of Accounting Studies*, Vol. 23 No. 4, pp. 1588-1628.
- Kassa, E.T. (2021), "Factors influencing taxpayers to engage in tax evasion: evidence from Woldia City administration micro, small, and large enterprise taxpayers". *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, Vol. 10 No. 1, pp. 1-16,
- Kim, J. B., Li, Y. and Zhang, L. (2011). "Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis". *Journal of Financial Economics*, Vol. 100 No. 3, pp. 639-662.
- Kim, S. (2008). "Does political intention affect tax evasion?", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 30 No. 3, pp. 401–415.
- Kurauone, O., Kong, Y., Sun, H., Famba, T. and Muzamhindo, S. (2021), "Tax evasion; public and political corruption and international trade: a global perspective", *Journal of Financial Economic Policy*, Vol. 13 No. 6, pp. 698-729.
- Mcrae, D. (1977). "A Political Model of the Business Cycle". *Journal of Political Economy*, Vol. 85 No.2, pp. 239-263
- Ozili, P. K. (2020). "Tax evasion and financial instability". *Journal of Financial Crime*., Vol. 27 No. 2, pp. 531–539.
- Palil, M. R., Malek, M. M., and Jaguli, A. R. (2016). "Issues, challenges and problems with tax evasion: The institutional factors approach". *Gadjah Mada International Journal of Busines*, Vol. 18 No. 2, pp. 187–206.
- Park, J., Ko, C.Y., Jung, H., and Lee, Y.S. (2016). "Managerial ability and tax avoidance: Evidence from Korea". Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, Vol. 23 No. 4, pp. 449-477
- Post, E., and Calvão, F. (2020), "Mythical Islands of Value: Free Ports, Offshore Capitalism, and Art Capital", *Arts*, Vol. 9 No. 4, pp. 1-19,

- Putra, P. D., Syah, D. H., and Sriwedari, T. (2018). “Tax avoidance: Evidence of as a proof of agency theory and tax planning”. *International Journal of Research and Review*, Vol. 5 No. 9, pp. 2454–2223.
- Rantelangi, C. and Majid, N. (2018). “Factors that influence the taxpayers’ perception on the tax evasion”. In Advances in economics, business and management research (AEBMR), china, Vol. 30 No. 3, pp. 401–415.
- Richardson, G. (2006). “Determinants of tax evasion: A cross-country investigation*”. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 15 No. 2, pp. 150–69.
- Robert, W. M. G. (2012). “The ethics of tax evasion; perspectives in theory and practice”. North Miami: Springer Science Business Media, London, Vol. 30 No. 3, pp. 39–41.
- Salehi, M., Tarighi, H. and Shahri, T.A. (2020), "The effect of auditor characteristics on tax avoidance of Iranian companies", *Journal of Asian Business and Economic Studies*, Vol. 27 No. 2, pp. 119-134.
- Saxunova, D., and Szarkova, R. (2018). “Global Efforts of Tax Authorities and Tax Evasion Challenge”. *Journal of Eastern Europe Research in Business and Economics*, 2018(2018), pp. 1–14.
- Terzić, S. (2017). “Model for determining subjective and objective factors of tax evasion”. *Notitia - Journal for Economic, Business and Social Issues, Notitia Ltd.*, Vol. 1 No. 3, pp. 49–62.
- -Torgler, B. (2007), “*Tax Compliance and Tax Morale: A Theoretical and Empirical Analysis*”, Edward Elgar Publishing, United Kingdom, Vol. 30 No. 3, pp. 411–422.
- Zucman, G. (2014). “Taxing across borders: Tracking personal wealth and corporate profits”. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 28 No. 4, pp. 121–148.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

مقاله پژوهشی، صفحات: ۹۷ تا ۱۲۴

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثرات متقابل شاخص کل قیمت سهام با قیمت طلا و نرخ ارز: رهیافت MSVAR

حمید هوشمندی[۱*]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۷/۰۷ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۱۰/۲۶

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثرات متقابل بورس‌اوراق‌بهادار و دو بازار طلا و ارز با استفاده از داده‌های سری زمانی (۸) ۱۴۰۱- (۱) ۱۳۸۸ بود. با توجه به هدف پژوهش دو مدل ارائه شد. مدل اول، رابطه متقابل شاخص قیمت سهام و قیمت طلا و در مدل دوم، رابطه متقابل این شاخص با نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است.اجرای آزمون ریشه واحد لی - استرازیچ حاکی از وقوع دو شکست ساختاری در بورس‌اوراق‌بهادار و بازارهای طلا و ارز در دهه‌ی ۱۳۹۰ می‌باشد. مدل بهینه، MSIAH-VAR(2) انتخاب شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که رفتار شاخص کل قیمت سهام در بورس تهران در دو رژیم(پر نوسان و کم نوسان) قابل ارزیابی است. یافته‌های مدل اول نشان داد که طی دوره مورد بررسی انتقال شوک یک سویه از بازار طلا به بورس‌اوراق‌بهادار تهران وجود داشته است. بر اساس نتایج مدل دوم، انتقال شوک یک سویه از بورس اوراق بهادار به بازار ارز وجود داشته است. می‌توان نتیجه گرفت که در اقتصاد ایران، طلا در پرتفوی سرمایه‌گذاران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه براین، سهام همچون ارز به‌عنوان یک فرصت سرمایه‌گذاری در سبد پرتفوی سرمایه‌گذاران ایرانی مطرح است.

واژگان کلیدی: سهام، قیمت طلا، نرخ ارز، مارکوف- سوئچینگ

طبقه‌بندی JEL: G10;G14;G17

[۱] استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد بهبهان، دانشگاه آزاد اسلامی، بهبهان، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:
hhooshmandi1@gmail.com

۱. مقدمه

بازارهای مالی با فراهم‌کردن نقدینگی، کاهش هزینه معاملات از طریق کاهش هزینه جستجو و کاهش هزینه اطلاعات، مکان مناسبی برای سوق‌دادن پس‌اندازهای راکد مردم به‌سمت تولید و تامین سرمایه شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی و یکی از ابزارهای اساسی در تامین نقدینگی مورد نیاز آن‌ها است. از جمله مهم‌ترین و پرطرفدارترین بازارهای مالی در اغلب کشورها، بازار سهام بوده است. اما رفتارهای نوسانی این بازار همیشه مورد بحث بوده است. به دلیل اهمیت بازارهای سهام در جذب پس‌اندازهای کوچک و بزرگ بحث پیرامون تعیین عوامل مؤثر بر نوسانات بازار سهام همواره مورد توجه بوده زیرا این نوسانات می‌تواند زمینه‌ساز تغییرات کلان در متغیرهای مهم اقتصادی باشد. در بازارهای سهام، نوسان‌های گسترده در همه حال موجب ورود و خروج سرمایه شده و اثرات این جابجایی بر اقتصاد کشورها می‌تواند به‌شدت پرمخاطره باشد (ابراهیمی، ۱۳۹۸). اهمیت بازارهای سرمایه به دلیل نقش آن‌ها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی و استفاده بهینه از منابع سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود. هیچ نهاد مالی دیگری مثل بازار سرمایه برای انجام این نقش مجهز نیست. بنابراین عوامل اقتصادکلان مؤثر بر عملکرد و توسعه بازار سرمایه یک موضوع مهم برای سیاست‌گذاران و مشارکت‌کنندگان در بازار است (اولوکوی و همکاران[1]، ۲۰۲۰). از سوی‌دیگر، بورس اوراق‌بهادار بستری است‌که در آن خریداران و فروشندگان، سهام شرکت‌های بورسی و سایر اوراق‌بهادار را معامله می‌کنند. بنابراین، شناسایی عواملی که سبب اختلال در این بازار می‌شوند، از سوی سیاستگذاران و سرمایه‌گذاران از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. البته باید آثار دخالت دولت در بازار سرمایه از طریق، میزان مخارج دولت، را نیز مد نظر داشت (خداوردیزاده و همکاران، ۱۴۰۱).

تحقیقات مختلف داخلی تأثیر قیمت طلا و نرخ ارز را بر شاخص‌های بازار سهام بررسی نموده‌اند اما، رابطه غیرخطی و هم‌چنین تحقیقی که اثرات متقابل هر سه متغیر را در داخل کشور از طریق مدل سوئیچینگ مارکوف خودرگرسیونی برداری مورد بررسی قرار دهد، کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است. سری‌های زمانی ممکن است به دلیل عوامل مختلف مانند تغییرات سیاست‌ها، بحران‌ها، تصمیمات و غیره، رفتارهای غیرخطی از خود نشان دهند. بنابراین، اگر داده‌ها تغییرات ساختاری را نشان دهند، آن‌گاه مدلی با فرض پارامترهای، میانگین و واریانس

[1] Olokoyo et al

ثابت به احتمال زیاد نتایج گمراه‌کننده‌ای را به‌همراه خواهد داشت. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی رابطه غیرخطی متغیرهای قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص کل قیمت سهام در بورس‌تهران از طریق مدل مارکوف – سوئیچینگ خودرگرسیونی برداری می‌باشد. پژوهش حاضر به‌دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا در کشور ما بورس‌اوراق‌بهادار تهران و دو بازار طلا و ارز بر یک‌دیگر اثرات متقابل دارند؟ لذا فرضیه پژوهش به این‌صورت مطرح می‌شود که: شاخص کل قیمت سهام با دو متغیر قیمت طلا و نرخ ارز بر یک‌دیگر دارای اثرات متقابل معنی‌دار هستند. جهت آزمون این فرضیه از مدل مارکوف– سوئیچینگ خودرگرسیونی برداری استفاده خواهد شد.

مطالب مقاله در پنج بخش ارائه شده است. پس از مقدمه، ادبیات تحقیق، داده‌ها و روش پژوهش بیان می‌شود. در بخش چهارم و پنجم، یافته‌های پژوهش و بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. ادبیات نظری

دارایی‌های مالی نوعی از دارایی هستند که جریان پولی ایجاد می‌کنند. به‌طور مثال، اوراق‌قرضه جریان پرداخت‌های بهره را ایجاد می‌کند در حالی‌که سایر انواع دارایی‌های مالی مانند سهام شرکت‌ها، الگوهای متفاوتی از جریانات نقدی ایجاد می‌کنند (واریان، ۱۹۹۹، ترجمه حسینی، ۱۳۸۵). تغییرات شدید قیمت سهام، ریسک و عدم اطمینان بازار را نشان می‌دهد. در این موقعیت‌ها اغلب رفتار سرمایه‌گذاران برخلاف اصول بازار فعال می‌شود، این شرایط نشان می‌دهد که بازار ناکارآمد است و معمولاً منجر به تحریف قیمت، سقوط یا حتی در نهایت فروپاشی می‌شود (اولوکوی و همکاران، ۲۰۲۰).

جهت بیان ارتباط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان برخی از نظریات مهم ارائه می‌شود:

۲-۱-۱. نظریه سبد دارایی

سبد دارایی به‌طور ساده، به ترکیبی از دارایی‌ها گفته می‌شود که توسط سرمایه‌گذار برای سرمایه‌گذاری نگه‌داری می‌شود. در مدل سبد دارایی کلاسیک که توسط مارکوئیتز[1] ارائه شد،

[1] Marquitz

مطلوبیت یک سرمایه‌گذار تابعی است از بازده و ریسک سبد دارایی که توسط وی نگهداری می‌شود. در نظریه مارکوئیتز سرمایه‌گذار به دنبال سبدی است‌که ریسک کم‌تر و بازده بیش‌تری را تولید کند. بعد از این‌که مجموعه سبدهای کارا تعیین شد، او باید از میان این مجموعه یک سبد مناسب را انتخاب کند. البته این مدل یک سبد بهینه را مشخص نمی‌کند، بلکه مجموعه‌ای از سبدهای کارا(منحنی‌های بی‌تفاوتی) را بر روی منحنی(مرز کارا) مشخص می‌کند که همگی با توجه به ریسک و بازده موردانتظار، سبدهای بهینه هستند.

۲-۱-۲. نظریه بازار سرمایه

این نظریه هنگامی آغاز می‌شود که نظریه سبد دارایی پایان یافته و نقاط واقع بر مرز کارا تعیین شده باشد. نظریه بازار سرمایه نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازاری که در آن فعالان و سرمایه‌گذاران از نظریه سبد دارایی مارکوئیتز (برای تشکیل سبد دارایی) استفاده می‌کنند را توضیح می‌دهد. در خصوص قیمت‌گذاری دارایی‌ها، دو نظریه مهم ارائه شده است:

۲-۱-۲-۱.مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1]

اولین مدل مطرح شده در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسک‌دار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. عامل اصلی در شکل‌گیری نظریه بازار سرمایه، مفهوم دارایی بدون ریسک است. در این نظریه، سرمایه‌گذاران علاوه بر امکان سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسک‌دار (مانند سهام عادی)، می‌توانند در دارایی‌های بدون ریسک مانند سپرده‌های بانکی یا اوراق قرضه (اورق مشارکت) نیز سرمایه‌گذاری کنند. در حالت کلی، یک دارایی بدون ریسک (RFA)[2] عبارت است از یک دارایی با بازدهی انتظاری معین (RF) به طوری که واریانس بازده آن برابر صفر باشد:

$$E(RFA) = RF$$
$$var(RFA) = \sigma_{REF}^2 = 0$$

در مدل(CAMP)، بازده مورد انتظار سبد داراییp با استفاده از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$R_p = RF + \beta_p(R_m - RF) + u_p$$

[1] capital asset pricing model (CAMP)
[2] risk free asset

Rp: نرخ بازده سبد دارایی p در دوره زمانی مورد نظر، R_m: نرخ بازده بازار، RF: نرخ بازده بدون ریسک در دوره زمانی مورد نظر، u_p: جمله خطای مدل رگرسیونی در دوره زمانی موردنظر. بتا به‌طور متوسط میزان و شدت تغییر قیمت یک سهام با کل قیمت بازار را اندازه‌گیری می‌کند. بر اساس این مدل، در بازاری که سرمایه‌گذاران آن دارای مجموعه‌ی متنوعی از دارائی‌ها هستند، بتای یک سهام خاص شاخصی مهم برای مخاطره است و مشخص می‌کند که مردم مایل به پرداخت چه مبلغی برای سهام مزبور هستند. این نظریه می‌گوید سهامی که به‌درستی قیمت‌گذاری شده است باید نرخ بازده مورد انتظاری برابر با با نرخ بهره اوراق بدون ریسک (اوراق مشارکت دولتی) به‌علاوه یک جایزه پذیرش مخاطره به سرمایه‌گذار بدهد (تقوی، ۱۳۸۱).

۲-۱-۲-۲. مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ[1]

نتایج بسیاری از تحقیقات حاکی از آن است‌که محدود کردن ریسک سیستماتیک به یک عامل (براساس مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) نمی‌تواند کمک چندانی به درک رفتار سرمایه‌گذاران کند. بنابراین، توجه به تاثیرگذاری عوامل دیگر از جمله متغیرهای اقتصادی، می‌تواند حائز اهمیت باشد. در نظر گرفتن تاثیر عوامل اقتصاد کلان از قبیل نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره اوراق قرضه، قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و ... بر قیمت‌گذاری‌های سهام می‌تواند، راهگشای درک جدیدی در این خصوص باشد. راس[2] (۱۹۷۶) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را به‌عنوان جانشینی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه کرد. این نظریه به‌دنبال سبدهای کارای سرمایه‌گذاری نیست، بلکه بر این مبنا استوار است که قیمت‌های سهام همچنان که سهامداران در جستجوی سودهای آربیتراژی هستند، تعدیل می‌شوند. مدل APT بر «قانون قیمت واحد» استوار است، یعنی دو دارایی که دارای ریسک و بازده مشابه هستند، نمی‌توانند به قیمت‌های متفاوت فروخته شوند. مدل APT با فرض این که K عامل بر بازده سهام مورد نظر اثرگذار باشد، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_i = RF + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \cdots + \beta_{iK}F_K + u_i \qquad (۱)$$

که در این رابطه F_K عوامل مورد نظر و β_{iK} حساسیت بازده سهام iام به دارایی Kام است (نریمانی و نریمانی، ۱۳۹۲).

[1] arbitrage pricing theory
[2] Ross

الف. قیمت طلا

رابطه بین طلا و بازارهای سهام توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است. این مطالعات را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول بر این موضوع تمرکز دارد که آیا طلا می‌تواند به‌عنوان یک پوشش و پناهگاه امن برای بازارهای سهام عمل کند یا خیر. باور و لوسی[1] (۲۰۱۰) و باور و مک درموت (۲۰۱۰) اولین کسانی بودند که به‌طور رسمی این دارایی را به‌عنوان یک پوشش یا پناهگاه امن در برابر دارایی‌های دیگر تعریف کردند. باور و لوسی (۲۰۱۷) شواهدی ارائه می‌دهد که طلا پناهگاه امنی برای بازار سهام ایالات متحده است. با این حال، بوریتال (۲۰۱۷) استدلال می کند که نقش پناهگاه امن طلا در بازارهای سهام چین و هند ناپایدار است. دسته دوم ادبیات بر همبستگی پویای بین طلا و سهام تمرکز دارد (ژانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۱). از سوی دیگر قیمت طلا به‌صورت جهانی تعیین شده و به‌عنوان متغیری مهم در بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی شناخته می‌شود. بائور و بانسال (۲۰۱۰) معتقدند اولین نشانه‌های تضعیف هر اقتصادی، رشد قیمت طلا در آن کشور است، به‌طوری‌که با کاهش ارزش شاخص سهام؛ سرمایه‌گذاران به سمت بازار طلا هجوم می‌برند تا ارزش دارایی‌های‌شان را حفظ کنند. در نتیجه، این افزایش تقاضا، قیمت را بالا خواهد برد. همچنین به عقیده گیلمور و همکاران (۲۰۰۹) طلا دارای ارزش استاندارد پذیرفته شده‌ای است که موضوع ریسک سیستماتیک همانند بازار سهام در مورد آن مصداق ندارد. بروز بحران یا رکود در چرخه‌های تجاری منجر به تنزل ارزش پول رایج و بازار سهام می‌شود اما طلا در این حالت از جذابیت برخوردار است (صادقی شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۷). در واقع دارایی‌های عمده که خانوارهای ایرانی در سبد سرمایه‌گذاری خود نگهداری می‌کنند عبارتند از: سکه و طلا، انواع ارز (به‌طور عمده دلار آمریکا و یورو)، سهام و مسکن. بنابراین در صورت پائین بودن بازده یک دارایی، سرمایه‌گذاران ترکیب سبد پورتفولیو خود را تغییر می‌دهند و دارایی با بازدهی بیش‌تر را در آن جایگزین می‌کنند (حسینیون و همکاران، ۱۳۹۵). طلا پناهگاهی امن برای جلوگیری از افزایش ریسک مالی، ذخیره ارزش و پوششی در برابر تورم است؛ در نتیجه از آن به‌عنوان یک استراتژی سرمایه‌گذاری اساسی استفاده می‌شود (کرونادو و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

ب. نرخ ارز

[1] Baumöhl & Lyócsa
[2] Zhang et al
[3] Coronadoa et al

رابطه نرخ ارز و بازار سهام را می‌توان در چارچوب مدل‌های جریان‌گرا و سهام‌گرا (مهرگان و احمدی‌قمی، ۱۳۹۴) و همچنین مدل پولی مورد بررسی قرار داد. دورنبوش و فیشر[1](۱۹۸۰) با طرح مدل‌های جریان‌گرا، معتقد بودند تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری و بدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد هم‌چون تولید و نیز بر جریان جاری و آتی شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر می‌گذارد. بر طبق این مدل، افزایش نرخ ارز از طریق ایجاد مزیت رقابتی و افزایش صادرات شرکت‌ها باعث افزایش قیمت سهام آن‌ها می‌شود (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱). در مقابل، بر اساس مدل‌های سهام‌گرا، هر چه بازارهای سرمایه به‌سمت یکپارچگی حرکت کنند، تغییرات قیمت سهام و نرخ ارز بیش‌تر ناشی از جابه‌جایی‌های سرمایه خواهد بود تا تغییرات حساب جاری. بر اساس مدل تعادل سبد دارایی برنسون و همکاران[2] (۱۹۷۷) تغییرات قیمت سهام اثر معکوس بر نرخ ارز دارد، به‌گونه‌ای که کاهش قیمت سهام موجب کاهش ثروت سرمایه سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود. این مسئله موجب کاهش تقاضا برای پول و در پی آن کاهش نرخ بهره سرمایه‌گذاری می‌شود. در صورت ثابت‌بودن سایر شرایط، نرخ بهره پائین موجب فرار سرمایه از کشور شده که به‌نوبه خود پول رایج را تضعیف می‌کند یا، به‌عبارت دیگر نرخ ارز را افزایش می‌دهد (مهرگان و احمدی‌قمی، ۱۳۹۴). اما در الگوی پولی گوین[3](۱۹۸۹) بر عکس دو الگوی یاد شده، رابطه‌ای بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود ندارد. بنابر آن‌چه بیان شد، از دیدگاه اقتصاددانان رابطه مشخصی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود ندارد (حسینیون و همکاران، ۱۳۹۵). تاثیر تغییر نرخ ارز در شرکت‌های صادرکننده و شرکت‌های واردکننده متفاوت است. افزایش نرخ ارز، در شرکت‌های صادرکننده، سبب افزایش سود شرکت و در نتیجه افزایش قیمت سهام خواهد شد و در شرکت‌های واردکننده، افزایش نرخ ارز باعث کاهش سودآوری شرکت خواهد شد و در نتیجه قیمت سهام نیز کاهش خواهد یافت (تهرانی، ۱۳۹۳). تحریم بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران از سوی سوییفت، در سال‌های اخیر به‌علت محدود نمودن سرویس‌های ارزی از جمله سوآپ[4]، نرخ ارز را در وضعیت متزلزلی قرار داده است (مهرگان و احمدی‌قمی، ۱۳۹۴). در کشور ما موضوعی چون برجام و به نتیجه رسیدن/نرسیدن آن و آثاری که بر میزان فروش نفت و بنابراین عرضه دلار توسط دولت دارد، از اهمیت اساسی برخوردار است. به‌طوری

[1] Dorenbusch & Fisher
[2] Branson et al
[3] Gavin
[4] swap

که کاهش تحریم‌ها که از تبعات به نتیجه رسیدن برجام است از طریق کاهش نرخ ارز می تواند بر هزینه تامین مواد اولیه وارداتی، هزینه نقل و انتقال ارزی و هزینه حمل و نقل بین‌المللی کالا بر سودآوری شرکت‌های بورس تاثیر بگذارد.

۲-۲. مطالعات انجام شده

تحقیقات نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران متغیرهای اقتصاد کلان متعددی (ازجمله قیمت مسکن) با بازار سهام رابطه دارند (جواهری و همکاران، ۱۴۰۱)، اما در این قسمت متغیرهای مرتبط با موضوع پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

شمس صفا و همکاران (۱۴۰۱)تاثیر ورود سهامدران حقیقی و بی‌ثباتی نرخ ارز را بر نرخ بازده دارایی در صنایع مواد و محصولات دارویی بورس‌اوراق‌بهادار تهران بررسی نمودند. یافته‌های پژوهش نشان داد که متغیر بی‌ثباتی نرخ‌ارز، تاثیر منفی و ورود سهام‌داران حقیقی تاثیر مثبت بر نرخ بازده صنایع منتخب داشته است. هادی‌پور و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی در بورس‌اوراق‌بهادار تهران، برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۸ پرداخته‌اند. برای برآورد تلاطم و بی‌ثباتی قیمت سهام از واریانس شرطی (ARCH-GARCH) استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که مهم‌ترین عوامل ایجادکننده بی‌ثباتی در بورس‌اوراق‌بهادار، تورم، نرخ‌ارز، حجم نقدینگی، قیمت نفت، قیمت طلا و اخبار سیاسی است. امیری و پیرداده بیرانوند(۱۳۹۸) به بررسی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام با تکیه بر رویکرد تغییر رژیم مارکف برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه دو متغیر نرخ ارز و کسری‌بودجه به‌عنوان شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی معرفی شده است. یافته‌های این پژوهش حالت دو رژیمی (نوسانات بالا و پائین) را تایید نموده و این‌که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش بازده بازار سهام می‌شود. همچنین ارتباط بازده بازار سهام و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی غیرخطی و اثر نااطمینانی بر بازده سهام در رژیم با نوسانات بالا قوی‌تر و پایدارتر است. یافته‌های حیدری و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۴ بورس تهران در قالب یک مدل MSIH(3)-AR(2) تاثیر نرخ ارز را بر بازده سهام صنعت دارو مورد بررسی قرار داده‌اند. وجود سه رژیم تائید شده است. بر اساس یافته‌های پژوهش، ضریب نرخ ارز در رژیم اول تاثیر منفی ولی در رژیم‌های ۲و۳ این اثر مثبت است. اثر نرخ تورم بخش بهداشت و درمان در رژیم‌های ۱ و۲مثبت ولی در رژیم ۳ منفی بوده است. صادقی‌شاهدانی و محسنی (۱۳۹۷) در قالب یک مدل VARMA-GARCH به بررسی تاثیر قیمت سکه طلا

بر شاخص کل قیمت سهام بورس تهران برای داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد که تاثیر قیمت طلا بر شاخص کل قیمت سهام بورس تهران مثبت است. مهرگان و احمدی قمی (۱۳۹۴) به تحلیل اثر شوک‌های ارزی بر بازارهای مالی(بورس اوراق بهادار تهران) با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری پانل (Panel Var) پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهند نرخ ارز هدایت‌کننده بازار سهام بوده و واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مثبت است و در وضعیت تحریم شوک ارزی در بلندمدت اثر منفی بر شاخص سهام دارد. موسایی (۱۳۸۹) به بررسی رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ضرایب اثرات نرخ ارز و و تولید ناخالص داخلی بر قیمت سهام معنی‌دار بوده اما حجم پول بیش‌ترین تاثیر را بر قیمت سهام داشته است. ممی‌پور و واعظی (۲۰۱۵) به بررسی اثر قیمت نفت و قیمت طلا با استفاده از مدل مارکوف- سوئیچنیگ خودرگرسیونی برداری همجمعی برای داده‌های ماهانه دوره۲۰۱۴-۲۰۰۳ در بورس تهران پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد، رابطه بین قیمت طلا و بازده سهام در طی دوره مورد بررسی بسته به شرایط بازار متفاوت است. شوک‌های مثبت قیمت طلا بازده بازار سهام را در کوتاه مدت (۱۰ ماه) کاهش، و در میان‌مدت و بلندمدت بازده این بازار را افزایش می‌دهد.

منسی و همکاران[1] (۲۰۲۱) سرریز قیمت بین بازارهای سهام ایالات متحده و چین (S&P، شنژن و شانگهای)، طلا و ارز طی دوره پاندومی کووید-۱۹ را بررسی نموده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بازارهای سهام به‌طور اساسی نسبت به شوک‌های خود تاثیر می‌پذیرند و این اثر به رژیم حساس می‌باشد. ژانگ و همکاران[2](۲۰۲۱) از مدل‌های چند متغیره VAR-CCC-GARCH و VAR-DCC-GARCH برای بررسی سرریزهای نوسانات در بین طلای نقد، معاملات آتی طلا، سهام، اوراق قرضه و نفت طی دوره ۹ ژانویه ۲۰۰۸ تا ۴ ژانویه ۲۰۱۹ در چین استفاده کرده‌اند. یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که به‌دلیل همبستگی ضعیف با سهام چین، اوراق قرضه چین و نفت‌خام بین‌المللی، طلای نقد و معاملات آتی طلا چین نمی‌توانند نقش هجینگ را ایفاء کنند. تاکلسری[3] (۲۰۲۱) برای داده‌های ماهانه دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۰ به بررسی رابطه بین متغیرهای قیمت در بازار سهام تایلند، بازار ارز، بازار بین‌المللی طلا و

[1] Mensi et al
[2] Zhang et al
[3] Thakolsri

نفت خام با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن[1] و آزمون علیت گرنجر[2] پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش قیمت جهانی طلا و قیمت نفت‌خام بر شاخص بورس سهام تایلندSET تأثیر منفی می‌گذارد. ماسریزال و همکاران[3] (۲۰۲۰) اثرات ریسک کشوری اندونزی، نرخ ارز، قیمت نفت خام و شاخص تولید صنعتی را بر شاخص اسلامی جاکارتا برای داده‌های ماهانه دوره۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶ و با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن و آزمون تصحیح خطای برداری (VECM) مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان داده است که در بلندمدت ریسک مالی، قیمت نفت و نرخ ارز اثر مثبت معنی‌داری بر شاخص اسلامی جاکارتا دارند. در حالی‌که این اثر برای ریسک اقتصادی و شاخص تولید صنعتی منفی برآورد شده است. آکگولا و همکاران[4](۲۰۱۵) رابطه غیرخطی بین قیمت طلا و شاخص قیمت سهام (S&P 500) را برای دوره زمانی ۲۰۱۳:۱۱-۱۹۸۶:۰۴ از طریق MS-BVAR بررسی نمودند. آن‌ها سه رژیم(پیش از بحران، بحران و رشد) را شناسایی کردند. بر اساس نتایج مدل MSIH(3)-BVARX(2) تغییرات قیمت نفت خام بر قیمت طلا و S&P 500 تأثیرگذار و این اثر با توجه به نوع رژیم‌ها متفاوت است. فونگ و همکاران[5] (۲۰۱۴) به بررسی تاثیرات قیمت نفت و طلا بر بازده بازار سهام مالزی، سنگاپور ، تایلند و اندونزی پرداخته‌اند. دو شکل از مدل‌های سوئیچینگ مارکوف چند متغیره MSMH-VECM و MSMH-VECMX استفاده شده است. مقایسه بین این دو مدل نشان می‌دهد که مدل MSMH-VECM می‌تواند داده‌های سری‌زمانی را بهتر از مدل MSMH-VECMX مورد برازش قرار دهد. نتایج نشان داد که قیمت‌های نفت و طلا بر تغییرات بازار سهام در چهار کشور منتخب تأثیر می‌گذارد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. مدل خورگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ

پژوهش حاضر بر اساس هدف، کاربردی و بر اساس شیوه به‌دست آوردن داده‌های مورد نیاز؛ توصیفی از نوع پس‌رویدادی (علی – مقایسه‌ای) است. قلمرو موضوعی پژوهش حاضر را شاخص

[1] Johansen
[2] Granger
[3] Masrizal et al
[4] Akgül et al
[5] Phoong et al

قیمت سهام، قیمت طلا و نرخ ارز تشکیل می‌دهد. نمونه آماری تحقیق را داده‌های با تواتر ماهانه شاخص کل قیمت سهام بورس‌اوراق‌بهادار تهران (TEPIX) طی بازه زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا آبان۱۴۰۱ تشکیل می‌دهد. متغیرهای تحقیق شاخص کل قیمت سهام بورس‌اوراق‌بهادار تهران، قیمت سکه تمام بهار آزادی طرح امام (ره)، که برای سادگی قیمت طلا نامیده می‌شود و نرخ ارز (دلار) در بازار آزاد؛ می‌باشد. داده‌های مربوط به این متغیرها از طریق بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصاد و دارائی گردآوری شده است. داده‌ها لگاریتمی گردید تا اثر نوسانات نامناسب آن‌ها برطرف گردد.

همیلتون[1] (۱۹۸۹) موارد غیرخطی را مطرح کرد که فرآیند تحت شیفت‌های گسسته قرار می‌گیرد و رفتار آن در بخش‌های مختلف، متفاوت است. طبقه MSVAR ابزاری جهت تخمین مدل‌های VAR با تغییر رژیم فراهم می‌آورد(کرالزیک[2]، ۱۹۹۸).

معادله (۲)، یک مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ عمومی MSIAH(m)-VAR(p)است که در آن K متغیر درونزاX_t توسط عرض از مبداء ν_t، جملات خودرگرسیونی مرتبهp و پسماند $A_i\mathrm{u}_\mathrm{t}$ توضیح داده می‌شوند. در این تصریح عمومی تمامی پارامترهای خودرگرسیونی می‌توانند بین رژیم‌ها سوئیچ کنند، به‌طوری‌که هر یک از m رژیم به‌وسیله جزء عرض از مبداءν_i، جملات خودرگرسیونی $B_{1i},\cdots,B_{pi}$ و ماتریسA_i مشخص می‌شود:

$$\mathrm{X}_t=\begin{cases}\nu_t+B_{11}\mathrm{X}_{t-1},\cdots,B_{p1}\mathrm{X}_{t-p}+A_1\mathrm{u}_\mathrm{t} & if\ \mathrm{s}_\mathrm{t}=1\\ \nu_m+B_{1m}\mathrm{X}_{t-1},\cdots,B_{pm}\mathrm{X}_{t-p}+A_m\mathrm{u}_\mathrm{t} & if\ \mathrm{s}_\mathrm{t}=m\end{cases}\qquad \mathrm{u}_\mathrm{t}\sim\mathrm{N}(0,I_K) \tag{۲}$$

u_t بردار K بعدی اخلال‌های اساسی است. معادله (۳)، نشان می‌دهد که ماتریس واریانس-کوواریانس Σ_i پسماندها وابسته به رژیم خواهد بود.

$$\Sigma_i=\mathrm{E}(A_1\mathrm{u}_\mathrm{t}u_t'A_i')=A_i\mathrm{E}(\mathrm{u}_\mathrm{t}u_t')A_i'=A_iI_KA_i'=A_iA_i' \tag{۳}$$

در مدل‌های مارکوف سوئچینگ فرض بر این است که رژیم s_t از یک زنجیره مارکوف پنهان تبعیت می‌کند. معادله (۴)، احتمالات انتقال شرطی را تعریف و آن‌ها را درون یک ماتریس انتقال برونزایP جمع می‌کند.

[1] Hamilton
[2] Krolzig

$$\Pr(s_{t+1} = j | s_t = i) = \rho_{ij}$$

$$P = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \cdots & \rho_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{m1} & \cdots & \rho_{mm} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

معادله (۵)، توابع واکنش تحریک رژیم – وابسته را برای رژیم i تعریف می‌کند که تغییرات مورد انتظار در متغیرهای درونزا در زمان $t+h$ به یک شوک انحراف استاندارد به اخلال اساسی kام در زمان t، مشروط به رژیم i را نشان می‌دهد.

$$\frac{\partial E_t X_{t+h}}{\partial U_{k,t}} |_{S_t=\cdots=s_{t+h}=i} = \theta_{\mathrm{ki,h}} \quad for\ h \geq 0 \quad (۵)$$

معادلات (۶) و (۷) راه‌حلی را نشان می‌دهد که بردارهای پاسخ برآورد شده را با پارامترهای تخمین زده شده مرتبط می‌کند(اهرمان و همکاران[1]، ۲۰۰۱).

$$\hat{\theta}_{ki,0} = \hat{A}_i u_0 \quad (۶)$$

$$\hat{\theta}_{ki,h} = \sum_{j=1}^{min(h,p)} \hat{B}_{ji}^{h-j+1} \hat{A}_i u_0 \quad for\ h > 0 \quad (۷)$$

۳-۲. تصریح مدل‌های پژوهش

برای دست‌یابی به هدف پژوهش، دو مدل مورد تجزیه وتحلیل قرار خواهد گرفت. مدل‌های پژوهش، به‌صورت MSIAH-VAR دو متغیره ارائه می‌شود. در این حالت از رژیم مارکوف سوئیچینگ تمامی متغیرهای حاضر در مدل تابعی رژیم در نظر گرفته می‌شوند. در مدل اول، اثرات متقابل شاخص قیمت سهام و قیمت طلا و در مدل دوم، اثرات متقابل شاخص قیمت سهام و نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرند. مدل‌های پژوهش بر اساس ادبیات نظری و پیشینه به‌شکل زیر تصریح می‌شوند:

مدل ۱: رابطه متقابل شاخص قیمت سهام و قیمت طلا

[1] Eherman et al

$$\begin{cases} lindex_t = c_1(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i}(s_t) ilindex_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}(s_t) lcoin_{t-i} + \varepsilon_{1i} \\ lcoin_t = c_2(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{2i}(s_t) lindex_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i}(s_t) lcoin_{t-i} + \varepsilon_{2i} \end{cases}$$

که در مدل دومتغیره فوق، *lindex* بیانگر لگاریتم طبیعی شاخص کل قیمت سهام در بورس تهران و *lcoin* لگاریتم طبیعی قیمت طلا می‌باشد. جهت بررسی اثر هم‌زمان اثرات قیمت طلا بر شاخص کل قیمت سهام بر یک‌دیگر از توابع عکس‌العمل تحریک نیز استفاده می‌شود.

مدل۲: رابطه متقابل شاخص کل قیمت سهام و نرخ ارز

$$\begin{cases} lindex_t = c_1(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i}(s_t) lindex_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}(s_t) lexc_{t-i} + \varepsilon_{1i} \\ lexc_t = c_2(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{2i}(s_t) lindex_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i}(s_t) lexc_{t-i} + \varepsilon_{2i} \end{cases}$$

که در این مدل دو متغیره، *lexc* بیانگر لگاریتم طبیعی نرخ ارز است. در مدل دوم نیز جهت بررسی اثر هم‌زمان نرخ ارز و شاخص کل قیمت سهام بر یک‌دیگر از توابع عکس‌العمل تحریک استفاده خواهد شد.

٤. یافته‌ها

برای محاسبه بازده سهام، طلا و ارز از فرمول زیر می‌شود:

$$r_t = \ln(\frac{p_t}{p_{t-1}}) \qquad (۸)$$

در فرمول (۸)، r_t بازده بازار(سهام، طلا و ارز) در دوره t و p_t قیمت در دوره t است. بر اساس یافته‌های توصیفی(جدول۱)، طی دوره مورد بررسی به‌طور میانگین در بازارهای ایران؛ بازده طلا نسبت به سهام و ارز بیشتر بوده است. مقادیر انحراف‌استاندارد بیانگر آن است که تغییرپذیری بازده طلا نسبت به دومورد دیگر بیش‌تر است. مقدار آماره کشیدگی و به‌دنبال آن

احتمال آماره جارک – براء حاکی از توزیع نامتقارن و به‌عبارتی توزیع غیرنرمال بازده متغیرهای پژوهش می‌باشد.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی بازده متغیرهای پژوهش

	lindex	lcoin	lexc
mean	۰/۰۱۳	۰/۰۲۶	۰/۰۲۱
median	۰/۰۲۳	۰/۰۱۵	۰/۰۰۹
maximum	۰/۴۱۱	۲/۲۷۹	۰/۳۰۳
minimum	−۰/۲۲۴	−۲/۲۷۱	−۰/۲۱۷
Std.Dev.	۰/۰۸۳	۰/۲۶۳	۰/۰۶۴
skewness	۱/۱۴۵	−۰/۱۹۹	۱/۱۳۱
kurtosis	۶/۶۵۹	۶۹/۴۳۴	۷/۱۲۲
Jarque-Bera	۱۲۷/۳۰۷	۳۰۱۵۹/۸۴	۱۵۱/۰۹۹
Prob.	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

نقطه آغاز تحلیل سری‌های‌زمانی، بررسی پایایی و به‌عبارتی وجود یا عدم وجود ریشه‌واحد در سری‌زمانی مربوط می‌باشد. در این پژوهش، ابتداء دو آزمون ریشه‌واحد خطی دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس – پرون (PP) اجراء شده است. نتایج اجرای این دو آزمون در جدول ۲ نشان می‌دهد که هر سه متغیر شاخص کل قیمت سهام، قیمت طلا و نرخ ارز حاکی از این است‌که همگی دارای ریشه واحد هستند و در سطح ناپایا، اما با یک مرتبه تفاضل پایا می‌باشند.

جدول (۲): یافته‌های آزمون‌های ریشه واحد خطی

متغیر	ADF	pp
lindex	−۸/۲۹۸*	−۸/۳۷۴*
lcoin	−۱۲/۸۹*	−۲۴/۱۲۱*
lexc	−۷/۹۴۱*	−۷/۹۲*

منبع: یافته‌های پژوهش (* سطح معنی‌داری۱٪)

ممکن است وجود ریشه در متغیرهای پژوهش به دلیل لحاظ ننمودن شکست ساختاری باشد. لذا در ادامه از آزمون‌های ریشه واحد زیوت – اندورز[1] (ZA) با در نظر گرفتن یک شکست ساختاری

[1] Zivot- Andrews unit root test

درونزا، لی – استرازیچ[1] (LS) با لحاظ دو شکست ساختاری درونزا و هم‌چنین آزمون ریشه واحد غیرخطی کاپتانیوس، شین و اسنل[2](KSS) استفاده شده است.

جدول (۳): یافته‌های آزمون‌های ریشه واحد زیوت – اندورز، لی– استرازیچ و KSS

متغیر	زیوت – اندورز			لی – استرازیچ		KSS
	K	TB	آماره t	TB	مقدار آماره	مقدار آماره
lindex	۱	۰۹–۱۳۹۸	-۴/۰۴*	۰۵–۱۳۹۷ و ۱۰–۱۳۹۹	-۲/۴۰۴*	-۴/۲۲۹*
lcoin	۲	۰۴–۱۳۹۲	-۳/۵*	۰۳–۱۳۹۹ و ۰۶–۱۳۹۹	-۲/۵*	-۴/۹۸*
lexc	۳	۰۱–۱۳۹۷	-۳/۰۹*	۰۱–۱۳۹۱ و ۰۱–۱۳۹۷	-۲/۹۶۷*	-۲/۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش (*سطح معنی‌داری ۱٪)

یافته‌های آزمون زیوت– اندورز در جدول۳ نشان می‌دهد که با لحاظ یک شکست ساختاری درونزا، متغیرهای پژوهش همگی در سطح پایا هستند. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که متغیر شاخص کل قیمت سهام در آذرماه ۱۳۹۸ دچار شکست ساختاری شده‌است. نتایج آزمون لی – استرازیچ وقوع دو شکست ساختاری را به‌ترتیب در مردادماه۱۳۹۷و دی‌ماه ۱۳۹۹ در شاخص قیمت سهام تایید می‌کند. دهه ۱۳۹۰، دهه شوک‌ها در اقتصاد ایران بود، نتایج آزمون‌های شکست ساختاری، نیز شاهد این ادعاست. پس از خروج آمریکا از برجام در اواسط اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۷ و هم‌زمان با اوج گرفتن نرخ ارز، بازار سهام روند افزایشی به‌خود گرفت و این روند تا میانه‌های مهرماه ادامه یافت. اما معافیت‌های هشت کشور خریدار نفت ایران قبل از شروع دور تازه تحریم‌ها موجب گردید قیمت نفت و نرخ ارز نزولی شود. این روند تا میانه‌های آذرماه ادامه یافت. شاخص کل بورس‌اوراق‌بهادار تهران در سال۱۳۹۹ دو روند متفاوت را تجربه نمود. به‌گونه‌ای که در پنج ماه ابتدایی سال در ادامه روند صعودی که از سال۱۳۹۸ و در پی تشدید انتظارات تورمی، افزایش نرخ ارز و جریان نقدینگی به سمت بازار سرمایه شکل گرفته بود با ۲۴۲٫۶درصد رشد همراه شد و در ادامه تا پایان سال۱۳۹۹ طی یک روند نزولی، بازده۲۵٫۶– را

[1] Lee & Strazicich unit root test
[2] Kapetanios, Shin & Snell

ثبت نمود (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). یافته‌های جدول ۳ نشان می‌دهد که بازار ارز در دو سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۷ با شکست ساختاری مواجه شده است. در سال۱۳۹۰، همزمان با تشدید تحریم‌های بانکی و به‌ویژه تحریم بانک‌مرکزی و زمزمه‌هایی مبنی بر محدود شدن درآمدهای نفتی، نرخ ارز در بازار ارز بیش از ۵۵ درصد افزایش یافت. شوک ارزی سال ۱۳۹۰ در سال ۱۳۹۱ نیز ادامه یافت. از مهرماه ۱۳۹۱ با راه‌اندازی «مرکز مبادله دارندگان و متقاضیان ارز» بخشی از ارز مورد نیاز متقاضیان از طریق این مرکز تامین گردید. در اوایل سال۱۳۹۷، بازار ارز تحت تاثیر نااطمینانی ناشی از انتشار اخبار منفی راجع به خروج آمریکا از برجام و انتظارات منفی شکل گرفته در مورد آن، با افزایش شدید تقاضا روبه‌رو شد. در این‌سال به‌منظور کاهش التهابات بازار ارز «نظام یکپارچه معاملات ارزی(نیما)» راه‌اندازی شد. هر دو شکست ساختاری قیمت (سکه) طلا در سال ۱۳۹۹ اتفاق افتاده است. در این سال قیمت تمام قطعات سکه طلا در مقایسه با سال۱۳۹۹ افزایش یافت. این افزایش عمدتاً تحت تاثیر افزایش نرخ برابری دلار و نیز افزایش بهای اونس طلا در بازارهای جهانی بوده است(بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). یافته‌های آزمونKSS آشکار می‌سازد که متغیرهای شاخص قیمت سهام و قیمت طلا فاقد ریشه واحد غیرخطی بوده و انباشته درجه صفر و به عبارت دیگر در سطح پایا هستند.

برای تعیین نوع مدل مارکوف – سوئیچینگ، تعداد رژیم و تعداد وقفه‌های مدل از معیار اطلاعاتی آکائیک AIC استفاده شد. از میان الگوهای مختلف، مدل بهینه انتخاب شده با دو رژیم و دو وقفه متغیر وابسته MSIAH-VAR(2) دارای کم‌ترین مقدار آماره آکائیک بود و لذا به‌عنوان مدل بهینه تشخیص داده شد. در این مدل، عرض از مبداء، ضرایب وقفه‌های متغیر توضیحی و نیز واریانس جملات خطا وابسته به رژیم هستند. نتایج مدل اول برازش شده در جدول (۴)، گزارش شده است.

جدول (٤): نتایج تخمین مدل MSIAH-VAR(2)، تاثیر متقابل شاخص قیمت سهام و قیمت طلا(مدل۱)

		متغیر وابسته:lindex			متغیر وابسته:lcoin		
		ضریب	t	احتمال	ضریب	t	احتمال
رژیم۱	c_1	۰/۷۵	۱/۲۳	۰/۲۲	۹/۴۱	۳/۸۴	۰/۰۰۰
	lindex(1)	۱/۷۴	۸/۲	۰/۰۰۰	−۰/۸۶۸	−۱/۰۵	۰/۲۹۸
	lindex(2)	−۰/۶۸۵	−۳	۰/۰۰۳	۱/۶۵۷	۱/۸۳	۰/۰۶۹
	lcoin(1)	−۰/۰۳۸	−۰/۷۵۶	۰/۴۵۱	−۰/۰۲۲	−۰/۱۰۸	۰/۹۱۴
	lcoin(2)	−۰/۰۴۲	−۰/۸۲۵	۰/۴۱۱	−۰/۰۶۶	−۰/۳۲۷	۰/۷۴۴

متغیر وابسته:lcoin			متغیر وابسته:lindex				
احتمال	t	ضریب	احتمال	t	ضریب		
۰/۰۸۸	۱/۷۲	۰/۲۰۱	۰/۰۰۱	−۳/۳۸	−۰/۴۸۱	c_2	رژیم۲
۰/۱۶۲	۱/۴۱	۰/۰۸۵	۰/۰۰۰	۱۵/۳	۱/۱۴۵	lindex(1)	
۰/۲۹۵	−۱/۰۵	−۰/۰۶۲	۰/۰۰۵	−۲/۸۸	−۰/۲۱	lindex(2)	
۰/۰۰۰	۱۸/۲	۱/۱۹	۰/۴۴۵	−۰/۷۶۶	−۰/۰۶۱	lcoin(1)	
۰/۰۰۱	۳/۳۱	−۰/۲۱۷	۰/۰۹	۱/۷۱	۰/۱۳۶	lcoin(2)	
آزمون خطی بودن:LR							
احتمال			مقدار آماره chi^2				
۰/۰۰۰			۸۷۷/۲۴				
آزمون‌های جملات اخلال							
احتمال		مقدار آماره آزمون			آزمون		
۰/۰۴		۱۰/۰۵۳			نرمالیتی		
۰/۷۴۳		۱۳۲/۴۵			عدم وجود خود همبستگی		
۰/۳۲۹		۱/۱۵۸			همسانی واریانس		
احتمال ثبات و انتقال رژیم‌ها							
		رژیم۱ و دورهt			رژیم۲ و دوره t		
رژیم۱ و دوره t + ۱		۰/۵۵۴			۰/۰۷۲		
رژیم۲ و دوره t + ۱		۰/۴۴۵			۰/۹۲۷		

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس یافته‌های جدول (۴)، نتایج آزمون خطی بودن LR وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرهای پژوهش تایید شده و بنابراین برای تخمین مدل، استفاده از روش غیرخطی مارکوف – سوئیچینگ نسبت به مدل خطی ارجح است.

نتایج آماره معیار اطلاعاتی آکائیک نشان داد که دوره زمانی پژوهش (۸)۱۴۰۱–(۱)۱۳۸۸ به دو رژیم قابل تفکیک است. در معادله شاخص قیمت سهام، در رژیم ۱ جزء عرض از مبداء معنی‌دار نیست، در حالی‌که در رژیم ۲ معنی‌دار است. در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ با توجه به مقدار عرض از مبداء می‌توان نوع رژیم را انتخاب نمود. با عنایت به بیش‌تر بودن مقدار عرض از مبداء در رژیم ۱ می‌توان این رژیم را پرنوسان و رژیم ۲ را کم‌نوسان نامید. لازم به‌ذکر است که در مدل VAR انحراف معیار ضرایب بیش از مقدار واقعی تخمین زده می‌شود و لذا ضرایب این مدل قابل اتکاء نبوده و دارای تفسیر اقتصادی نیستند. بنابراین، در مدل VAR برای بررسی اثرات متقابل (همزمانی) از توابع عکس‌العمل تحریک استفاده می‌شود. وقفه‌های متغیر شاخص

قیمت سهام در هر دو رژیم معنی‌دار است. این موضوع به‌معنای تبعیت رفتار این متغیر از رفتار گذشته خود است. قیمت طلا فقط در وقفه دوم این متغیر در رژیم ۲ معنی‌دار است. در معادله قیمت طلا، ضریب عرض از مبداء در هر دو رژیم در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است. در رژیم ۱، هر دو وقفه قیمت طلا و یک وقفه شاخص قیمت سهام معنی‌دار نیست. در رژیم ۲، وقفه‌های قیمت سهام بر طلا تاثیر نداشته، اما وقفه‌های قیمت طلا بر خودش تاثیرگذار است. نتایج حاصل از ماتریس احتمالات انتقال، جدول۳، نشان می‌دهد که رژیم دو از رژیم یک پایدارتر می‌باشد. احتمال ماندن در رژیم ۲ حدود ۹۴ درصد است. به‌عبارت دیگر، اگر در دورهt بورس تهران در رژیم دو باشد با احتمال حدوداً ۶ درصد در دوره $t+1$ درصد در رژیم ۱ خواهد بود. نتایج جدول (۵)، نیز این نکته را تایید می‌کند، زیرا ۱۳۹ ماه از دوره مورد مطالعه در در رژیم ۲(کم نوسان) قرار داشته است.

جدول (۵): طبقه‌بندی رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموارشده

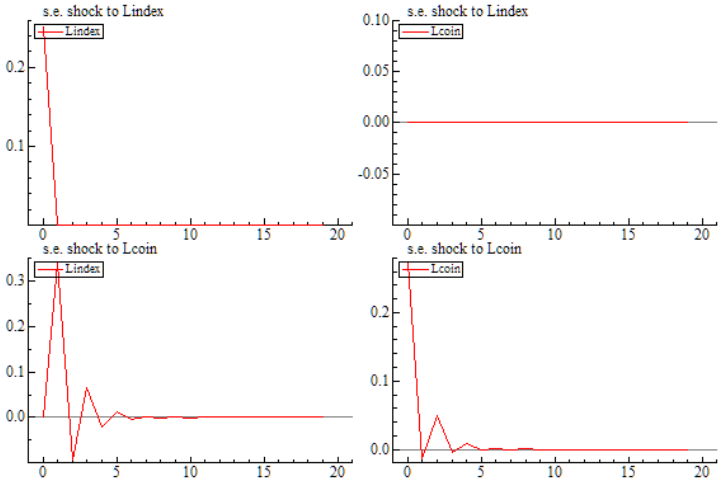
رژیم ۱		
تعداد ماه‌ها	**درصد**	**میانگین دوره(ماه)**
۲۱	۱۳/۱۳	۲/۳۳
رژیم۲		
۱۳۹	۸۶/۸۸	۱۳/۹

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش در جدول(۵)، نشان می‌دهد که ۱۳/۱۳ درصد مشاهدات مربوط به دوره پرنوسان بوده و هر دوره به‌طور متوسط ۲/۳۳ ماه به‌طول می‌انجامد.

نتایج آزمون خودهمبستگی جملات اخلال حاکی از آن است‌که نمی‌توان عدم خودهمبستگی را رد نمود و لذا جملات اخلال فاقد مشکل خود همبستگی می‌باشند. یافته‌های آزمون نرمالیتی نشان‌دهنده نرمال‌بودن توزیع جملات اخلال در سطح معنی‌داری ۵٪ می‌باشد. خروجی آزمون همسانی واریانس نیز بر همسان بودن جملات اخلال دلالت دارد. یافته‌های فوق نشان‌دهنده مناسب بودن مدل برآورد شده می‌باشد. نتایج توابع عکس‌العمل قیمت طلا و شاخص قیمت سهام نسبت به یک‌دیگر در نمودار (۱)، ارائه شده است.

نمودار (۱): توابع عکس‌العمل تحریک شاخص قیمت سهام و قیمت طلا به شوک‌های یک‌دیگر



شاخص قیمت سهام نسبت به خودش ابتداء عکس‌العمل مثبت، پس از دوره یک عکس‌العمل آن از بین رفته و پایدار شده است. شاخص قیمت سهام نسبت به شوک‌های قیمت طلا ابتداء عکس‌العمل مثبت و از ماه دوم عکس‌العمل منفی و از ماه ششم به‌بعد پایدار شده و عکس‌العمل نشان نداده است. این موضوع حاکی از تاثیرپذیری بازار سهام از بازار طلا می‌باشد. نکته بارز نمودار (۱) عدم عکس‌العمل قیمت طلا نسبت به رفتار شاخص قیمت سهام می‌باشد. این نکته بیانگر اهمیت این کالا در سبد پرتفوی سرمایه‌گذار ایرانی می‌باشد. قیمت طلا نسبت به خودش در دوره اول عکس العمل مثبت سپس منفی و سرانجام از دوره پنج به بعد عکس‌العمل نشان نداده و پایدار شده است. می‌توان نتیجه‌گیری نمود که بازار طلا به‌طور معنی‌داری به نوسانات خودش عکس‌العمل نشان می‌دهد تا باراز بورس اوراق بهادار.

نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ دو متغیره شاخص قیمت سهام و نرخ ارز (مدل ۲) در جدول ۶ ارائه شده است.

براساس یافته‌های جدول (۶)، در مدل۲ نیز رژیم ۱دوره پرنوسان و رژیم ۲ دوره کم نوسان می‌باشد. در معادله شاخص قیمت سهام، در رژیم ۱و۲ جزء عرض از مبداء معنی‌دار نیست. شاخص قیمت سهام در وقفه‌های اول و دوم در هر دو رژیم معنی‌دار است درحالی که وقفه‌های نرخ ارز فقط در رژیم۲ معنی‌دار است. در معادله نرخ ارز، عرض از مبداء در هر دو رژیم معنی‌دار

است. در این معادله، وقفه‌های شاخص قیمت سهام در رژیم اول معنی‌دار است. همچنین، وقفه‌های نرخ ارز در هر دو رژیم در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است. در این مدل نیز مشابه مدل ۱ یافته‌های ماتریس احتمالات انتقال نشان می‌دهد که رژیم ۱ نسبت به رژیم ۲ پایدارتر است. بنابراین بورس اوراق بهادار تهران، در طول دوره مورد بررسی، مدت زیادی را به‌طور کم نوسان طی نموده است.

جدول (٦): نتایج تخمین مدل MSIAH-VAR(2)، تاثیر متقابل شاخص قیمت سهام و نرخ ارز (مدل ۲)

		متغیر وابسته: lindex			متغیر وابسته: lexc		
		ضریب	*t*	احتمال	ضریب	*t*	احتمال
رژیم۱	c_1	−۰/۰۶۲	−۰/۲۶۳	۰/۷۹۳	۰/۵۲۷	۲/۶۴	۰/۰۰۹
	lindex(1)	۱/۵۳۳	۱۰/۷	۰/۰۰۰	۰/۲۱	۱/۹	۰/۰۶
	lindex(2)	−۰/۵۱۷	−۳/۷	۰/۰۰۰	−۰/۱۸۱	−۱/۶۶	۰/۰۹۹
	lexc(1)	۰/۱۷۸	۱/۰۰	۰/۳۱۹	۱/۳۵	۹/۶۴	۰/۰۰۰
	lexc(2)	−۰/۱۸۸	−۱/۰۴	۰/۲۹۹	−۰/۴۲۹	−۳/۰۲	۰/۰۰۳
رژیم۲	c_2	−۰/۱۰۷	−۱/۶۱	۰/۱۱۱	۰/۱۶۹	۴/۷۸	۰/۰۰۰
	lindex(1)	۱/۱۱۶	۱۶/۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۱۰۲	۰/۹۱۹
	lindex(2)	−۰/۱۹۹	−۲/۹۲	۰/۰۰۴	۰/۰۵۱	۱/۴۶	۰/۱۴۷
	lexc(1)	−۰/۱۸۸	−۱/۷۷	۰/۰۷۹	۱/۰۷	۲۰/۸	۰/۰۰۰
	lexc(2)	۰/۲۸۲	۲/۸۳	۰/۰۰۵	−۰/۱۴۶	−۲/۹۲	۰/۰۰۴

آزمون خطی بودن: LR	
مقدار آماره chi^2	احتمال
۱۱۰۲/۳	۰/۰۰۰

آزمون‌های جملات اخلال		
آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال
نرمالیتی	۵/۱۵۱	۰/۲۷۲
عدم وجود خود همبستگی	۱۵۷/۷۸	۰/۲۰۴
همسانی واریانس	۰/۸۶۴	۰/۴۸۶

احتمال ثبات و انتقال رژیم‌ها		
	رژیم۱ و دوره *t*	رژیم۲ و دوره *t*
رژیم۱ و دوره t + ۱	۰/۸۴۸	۰/۰۶۴
رژیم۲ و دوره t + ۱	۰/۱۵۲	۰/۹۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون خودهمبستگی جملات اخلال حاکی از آن است که نمی‌توان عدم خودهمبستگی رد نمود و لذا جملات اخلال فاقد مشکل خود همبستگی می باشد. یافته‌های آزمون نرمالیتی

نشان‌دهنده نرمال بودن توزیع جملات اخلال می‌باشد. خروجی آزمون ناهمسانی نیز بر همسان بودن جملات اخلال دلالت دارد. یافته‌های فوق نشان‌دهنده مناسب بودن مدل برآورد شده می‌باشد.

جدول (۷): طبقه‌بندی رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموارشده

رژیم ۱		
تعداد ماه‌ها	**درصد**	**میانگین دوره (ماه)**
۴۴	۲۳/۳۳	۶/۲۹
رژیم۲		
۱۱۷	۷۲/۶۷	۱۶/۷۱

منبع: یافته های پژوهش

یافته‌های پژوهش در جدول (۷)، نشان می‌دهد که ۷۲/۶۷ درصد مشاهدات مربوط به دوره کم نوسان بوده و هر دوره نیز به‌طور متوسط ۱۶/۷۱ ماه طول کشیده است.

توابع عکس‌العمل تحریک متغیرهای شاخص قیمت سهام و نرخ‌ارز در نمودار (۲) ارائه شده است. بر اساس این نمودار می‌توان اظهار نمود که متغیر شاخص قیمت سهام بر خودش ابتداء تاثیر مثبت، سپس در دوره یک این اثر منفی شده و این عکس‌العمل در دوره پنج پایدار شده است. نرخ ارز ابتداء نسبت به شوک شاخص قیمت سهام عکس‌العمل مثبت و سپس در دوره دو عکس‌العمل منفی و از دوره شش به‌بعد عکس‌العمل نشان نداده و و پایدار شده است. هم‌چنین، مشاهده می‌شود که شوک به نرخ ارز بر شاخص کل قیمت سهام تاثیری نداشته است.

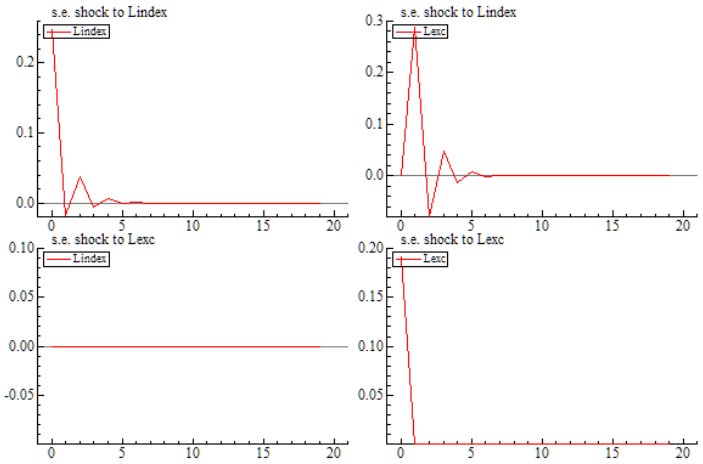
۵. نتیجه‌گیری

بازار سهام بخش مهمی از سیستم‌مالی هر کشور است زیرا یک رابطه مثبت بین توسعه‌مالی و رونق‌اقتصادی وجود دارد(لوین[1]، ۲۰۱۸). آلدین و همکاران[2](۲۰۱۲) خاطر نشان می‌کنند که سرمایه‌گذاران معتقدند شرایط کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سرمایه تأثیر می‌گذارد. اهمیت ویژه بورس اوراق بهادار در اقتصاد سبب گردیده است، محققان و سیاستگذاران به‌دنبال شناسایی عوامل مؤثر بر نوسانات این بازار باشند. نوسانات شدید و غیرمنطقی قیمت‌ها، نااطمینانی و

[1] Levine
[2] Aldin et al

ریسک سرمایه‌گذاری را افزایش و سبب دوری سرمایه‌گذاران از این بازار می‌گردد. در مطالعه حاضر اثرات متقابل متغیرهای شاخص قیمت سهام با قیمت طلا و نرخ ارز با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۴۰۱:۸-۱۳۸۸:۱مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور روش غیرخطی خود رگرسیونی مارکوف سویچینگ به‌کار گرفته شد. مطابق راهکارهای انتخاب مدل، مدل مناسب برای مدل‌سازی روابط بین متغیرهای پژوهش، مدل بهینه MSIAH-VAR(2)، تشخیص داده شد.

نمودار توابع عکس العمل تحریک شاخص قیمت سهام و نرخ ارز به شوک‌های یک‌دیگر



احتمال شناسایی نوسانات بازار بورس در واقع به‌منزله‌ی شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری از سوی سرمایه‌گذاران می‌باشد. یافته‌های هر دو مدل غیرخطی نشان داد که رفتار شاخص کل قیمت سهام به دو رژیم (پرنوسان و کم‌نوسان) قابل تفکیک است. یافته‌های هر دومدل نشان می‌دهد که طول دوره کم نوسان بیشتر است. نتایج ماتریس احتمال انتقالات رژیم، حاکی از پایداری و ماندگاری رژیم کم‌نوسان و احتمال ضعیف انتقال بین رژیم‌ها بود. بنابراین، هنگامی که شوکی به بازار بورس اوراق بهادار تهران از ناحیه متغیرهای توضیحی وارد شود احتمال این‌که این نوسانات (در قالب یک رژیم) به‌طول بکشد خیلی زیاد است.

یافته‌های مدل (۱)، نشان داد که شوک به قیمت طلا بر شاخص قیمت سهام ابتداء اثر مثبت و سپس اثر منفی دارد که همسو با مطالعات منسی و همکاران (۲۰۲۱)و ژانگ و همکاران (۲۰۲۱) است. اما شوک به شاخص قیمت سهام بر رفتار قیمت طلا تاثیر نداشته است (نمودار۱).

این یافته با نتایج صادقی‌شاهدانی و محسنی (۱۳۹۷)، تاکلسری (۲۰۲۱)، ممی‌پور و واعظی (۲۰۱۵)، و فونگ و همکاران (۲۰۱۴) همسو نیست. نوسانات و به‌طور کلی رفتار قیمت طلا بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار مؤثر است. این یافته تائید نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ APT است. بر اساس این نظریه بازده سهام تابعی از رفتار عوامل مختلف از جمله قیمت طلا می‌باشد. سرمایه‌گذاری در طلا، ابزاری جهت جبران ریسک تورم محسوب می‌شود. در کشور ما وجود نرخ تورم دو رقمی در سال‌های اخیر سبب گردیده است طلا به‌عنوان پناهگاه امن عمل کند. طلا، معمولاً به‌عنوان یک دارایی امن در طول دوره‌های بحران در نظر گرفته می‌شود.

یافته‌های مدل۲ پژوهش نشان داد که رفتار نرخ‌ارز وضعیت بورس‌اوراق‌بهادار تهران را متاثر نمی‌سازد. این یافته با الگوی پولی گوین (۱۹۸۹) و همچنین با یافته‌های امیری و پیرزاده بیرانوند (۱۳۹۸)، حیدری و همکاران (۱۳۹۷)، تاکلسری (۲۰۲۱)، ماسریزال و همکاران (۲۰۲۰) همسو اما با یافته‌های مهرگان و احمدی قمی (۱۳۹۴) و موسایی و همکاران (۱۳۸۹) غیرهمسو است. ولی شوک‌های قیمتی وارده به بورس اوراق بهادار، نرخ‌ارز را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این یافته با نتایج حسینیون و همکاران (۱۳۹۵) همسو است. از این جهت یافته فوق را می‌توان در راستای مدل‌های سهام‌گرا تعبیر نمود. این دیدگاه قائل به اثرگذاری قیمت سهام بر نرخ ارز در رابطه علی بین این دو متغیر می باشد (صرافی‌زنجانی و مهرگان، ۱۳۹۷). به‌طور کلی، تغییرات قیمت سهام بر نرخ ارز از طریق دو کانال ثروت و انتظارات افراد تاثیر می‌گذارد. کانال ثروت همان دیدگاه مدل سهام‌گرا است. از این نظر با کاهش قیمت سهام یک اثرگذاری منفی از سوی قیمت سهام به نرخ ارز ایجاد می‌شود. از سوی دیگر، رونق بازار سهام (افزایش قیمت سهام نسبت به روند بلندمدت یا مورد انتظار) باعث جذابیت بورس برای سرمایه‌گذاران می‌گردد. گروه اول، سرمایه‌گذاران خارجی هستند که با رونق بازار بورس، سرمایه خود را به کشور مذبور انتقال می‌دهند (با فرض آزادی ورود و خروج سرمایه). با انتقال سرمایه به داخل کشور، عرضه ارز خارجی افزایش می‌یابد و باعث کاهش نرخ ارز می‌گردد. گروه دوم، سرمایه‌گذاران داخلی هستند که در بازارهای موازی بازار ارز سرمایه‌گذاری کرده‌اند که با رونق بازار سرمایه، سرمایه خود را به این بازار انتقال می‌دهند، به این منظور، آنها باید سرمایه خود را از حالت ارز تبدیل نمایند، این امر افزایش عرضه ارز را سبب شده و نرخ ارز کاهش می‌یابد. این اثر نیز حاکی از اثرگذاری منفی از سوی قیمت سهام بر نرخ ارز می‌باشد (موسایی و همکاران، ۱۳۸۹).

بر اساس نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل‌ها در بین دو بازار بورس اوراق‌بهادار و طلا، انتقال یک‌سویه شوک از بازار طلا به سمت بازار بورس‌اوراق‌بهادار وجود دارد. همچنین، بین دو

بازار بورس اوراق بهادار و ارز؛ انتقال یک‌سویه شوک از بازار بورس اوراق بهادار به سمت بازار ارز وجود دارد. انتقال شوک بین این بازارها نشان از وابستگی بین آن‌ها می‌باشد. لذا بانک‌مرکزی می‌تواند با اقدامات و سیاستگذاری مقتضی در راستای ایجاد تعادل در دو بازار ارز و طلا به حفظ ثبات در بورس اوراق بهادار کمک کند. تائید نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در مورد تائید انتقال شوک از بازار طلا به بازر سهام و همچنین تائید مدل سهام‌گرا در مورد جهت انتقال شوک از شاخص قیمت سهام به نرخ ارز حاوی نکات کاربردی مهمی برای سرمایه‌گذاران است. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود از روش‌هایی از جمله مارکوف–گارچ–ور و مارکوف سوئیچنگ پانل استفاده کنند. همچنین انجام تحقیق مشابه برای صنایع بورسی به‌صورت مجزا پیشنهاد می‌شود.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع

- ابراهیمی، مهرزاد. (۱۳۹۸). بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام ایران با استفاده از الگوریتم‌های داده کاوی. اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۳(۴۹)، ۳۰۹–۲۸۳. https://sid.ir/paper/229287/fa
- امیری، حسین، و پیرداده بیرانوند، محبوبه. (۱۳۹۸). نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، ۱۲(۴۴)، ۶۷–۴۹. https://sid.ir/paper/200278/fa
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، خلاصه تحولات اقتصادی کشور. سال‌های۹۹–۱۳۹۰.
- تقوی، مهدی (۱۳۸۱). مدیریت مالی ، جلد اول، چاپ اول، انتشارات دانشگاه پیام نور.
- تهرانی، رضا (۱۳۹۳). مدیریت مالی. تهران: انتشارات نگاه دانش.
- جواهری، بختیار، منوچهری، صلاح‌الدین و مظفری، زانا. (۱۴۰۱). اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳)، ۶۹–۳۹. doi: 10.22084/aes.2022.25674.3396

- حسینیون، نیلوفرسادات، بهنامه، مهدی، و ابراهیمی سالاری، تقی. (۱۳۹۵). بررسی انتقال تلاطم نرخ بازده بین بازارهای سهام, طلا و ارز در ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۱(۶۶)، ۱۵۰-۱۲۳. doi: 10.22054/ijer.2016.7049
- حیدری، حسن و بشیری، سحر(۱۳۹۱). بررسی رابطه نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل.VAR-GARCH. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹، ۹۲-۷۱.-1-http://jemr.khu.ac.ir/article 238-fa.html
- حیدری، حسن، محمدزاده، یوسف، و رفاح کهریز، آرش. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۶(۲ (پیاپی ۲۱))، ۵۵-۳۵. doi: 10.22108/amf.2017.21420
- خداوردیزاده، محمد، کلامی، محمد، ابراهیم‌پور، سجاد و خداوردیزاده، صابر. (۱۴۰۱). بررسی اثر دخالت های دولت در بازار سرمایهٔ ایران: رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL). فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳)، ۲۶۱-۲۳۷. doi: 10.22084/aes.2022.25632.3393
- شمس‌صفا، فرشته، دامن‌کشیده، مرجان، افشاری‌راد، مجید، هادی‌نژاد، منیژه و دقیقی‌اصل، علیرضا. (۱۴۰۱). تاثیر ورود سهامداران حقیقی و بی ثباتی نرخ ارزبر بازده دارایی در صنایع مواد و محصولات دارویی بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه اقتصاد محاسباتی، (۳)۱، ۱۳۶-۱۱۳.
- صادقی شاهدانی، مهدی، و محسنی، حسین. (۱۳۹۷). سرریزی و انتقالات نوسان قیمت سکه طلا بر بازار سرمایه. اقتصادمالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۲(۴۴)، ۱۲۱-۱۰۳. https://sid.ir/paper/229161/fa
- صرافی زنجانی محمد، مهرگان، نادر.(۱۳۹۷). اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر شاخص سهام صنایع صادرات محور با استفاده از مدل NARDL. تحقیقات مدلسازی اقتصادی. ۹ (۳۳)، ۱۱۶-۸۹.
- موسایی میثم، مهرگان، نادر، امیری، حسین. رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش ها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۳۸۹; ۱۸ (۵۴)، ۹۴-۷۳.

- مهرگان نادر، احمدی قمی محمدعلی. شوک‌های ارزی و بازارهای مالی: کاربردی از مدل خودرگرسیون برداری پانل .(Panel VAR). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۳۹۴; ۲۳ (۷۵)، ۱۳۰-۱۰۳.
- نریمانی، احمد و نریمانی، رضا (۱۳۹۲). مدیریت سبد دارایی با استفاده از MATLAB و GAMS. تهران:انتشارات ناقوس.
- واریان، هال (۱۳۸۵). رویکردی جدید به اقتصاد خرد میانه. ترجمه جواد پورمقیم. چاپ دوم. تهران: نشر نی.
- هادی‌پور حسن، پایتختی اسکوئی علی، رحمانی کمال‌الدین.(۱۴۰۰). عوامل موثر بر شاخص بی‌ثباتی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۶ (۳) ، ۱۵۴-۱۳۱. http://jpbud.ir/article-1-2029-fa.html
- Aldin, M. M., Dehnavi, H. D., & Entezari, S. (2012). Evaluating the employment of technical indicators in predicting stock price index variations using artificial neural networks (case study: Tehran Stock Exchange). International Journal of Business and Management, 7(15), 25. https://doi.org/10.5539/ijbm.v7n15p25.
- Akgül, I., Bildirici, M., & Özdemir, S. (2015). Evaluating the nonlinear linkage between gold prices and stock market index using Markov-Switching Bayesian VAR models. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 210, 408-415. (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/)
- Coronado, S., Jiménez-Rodrguez, R., & Rojas, O. (2018). An empirical analysis of the relationships between crude oil, gold and stock markets. The Energy Journal, 39(Special Issue 1). DOI: 10.5547/01956574.39.SI1.scor.
- Ehrmann, M., Ellison, M., & Valla, N. (2003). Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. Economics Letters, 78(3), 295-299. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00256-2
- Engle, C., & Hamilton, J. D. (1990). Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it. American Economic Review, 80(4), 689-713. https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:80:y:1990:i:4:p:689-713.

- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica: Journal of the econometric society, 357-384. http://www.jstor.org/stable/1912559
- Krolzig, H. M. (1998). Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. https://www.researchgate.net/profile/Hans-Martin-Krolzig/publication/246006071.
- Levine, R. (2018). Finance, growth and economic prosperity. Macroeconomic Review, 17(1), 82-88.
- Masrizal, M., Herianingrum, S., & Firmansah, Y. (2020). The effect of country risk and macroeconomic on Jakarta Islamic Index. Jurnal Ekonomi dan Bisnis Islam, 6(1), 151-174. doi:10.20473/jebis.v6i1.14707.
- Mamipour, S., & Vaezi Jezeie, F. (2015). Non-linear relationships among oil price, gold price and stock market returns in Iran: A multivariate regime-switching approach. Iranian Journal of Economic Studies, 4(1), 101-126.
- Mensi, W., Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2021). Price-switching spillovers between gold, oil, and stock markets: Evidence from the USA and China during the COVID-19 pandemic. Resources Policy, 73, 102217. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102217
- Olokoyo, F. O., Ibhagui, O. W., & Babajide, A. (2020). Macroeconomic indicators and capital market performance: Are the links sustainable? Cogent Business & Management, 7(1), 1792258.
- https://doi.org/10.1080/23311975.2020.1792258.
- Thakolsri, S. (2021). Modeling the relationships among gold price, oil price, foreign exchange, and the stock market index in Thailand. Investment Management and Financial Innovations, 18(2), 261-272. http://dx.doi.org/10.21511/imfi.18(2).2021.21
- Phoong, S. W., Ismail, M. T., & Sek, S. K. (2014, July). A comparison between MS-VECM and MS-VECMX on economic time series data. In AIP Conference Proceedings (Vol. 1605, No. 1, pp. 810-815). American Institute of Physics. https://doi.org/10.1063/1.4887694 1605, 810.
- Zhang, Y., Wang, M., Xiong, X., & Zou, G. (2021). Volatility spillovers between stock, bond, oil, and gold with portfolio implications: Evidence from China. Finance Research Letters, 40, 101786.
- https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101786.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

مقاله پژوهشی، صفحات: ۱۲۵ تا ۱۵۲

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

ارائه مدل تکاملی فروش استقراضی با استفاده از هوش جمعی و الگوریتم کلونی مورچگان

صادق حجتی[۱]
آرش نادریان[۲*]
مجید اشرفی[۳]
جمادوردی گرگانلی دوجی[۴]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۷/۱۹ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۱۰/۰۵

چکیده

هدف این پژوهش ارایه مدل تکاملی فروش استقراضی به کمک هوش جمعی و الگوریتم‌های فرا ابتکاری (الگوریتم کلونی مورچگان) می‌باشد. این پژوهش از نظر روش، در زمرهٔ پژوهش کمی و از نظر هدف پژوهش، کاربردی است. جامعهٔ آماری شامل کلیهٔ شرکت‌های فعال پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. این پژوهش در فاصلهٔ زمانی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ برای شرکت‌های فعال پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. شیوهٔ جمع آوری داده‌ها از نوع کتابخانه‌ای و استفاده از مقاله‌های خارجی، داخلی و داده‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس می‌باشد که با مراجعه به صورت‌های مالی ویاداشت‌های توضیحی با استفاده از نرم افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده است. در ادامه با استفاده از نرم افزار ایویوز ۹ و متلب اقدام به ارایه مدل فروش استقراضی نموده و سپس با استفاده از نرم‌افزار متلب و الگوریتم کلونی مورچگان اقدام به ارایه مدل تکاملی فروش استقراضی نموده‌ایم. در پایان، با مقایسه مدل رگرسیون گام به گام و مدل فروش استقراضی اقدام، به ارایه مدلی نموده که نسبت به مدل‌های دیگر از کارآیی بالاتری برخودار است. نتیجه پژوهش حاکی از آن است که مدل فروش استقراضی به کمک الگوریتم کلونی مورچگان بطور نسبی از کارایی بالاتری برخوردار است.

[۱] دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران، پست الکترونیکی:
mhrn_hojati@yahoo.com
[۲*] استادیار حسابداری، گروه حسابداری، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:
Naderian@aliabadiau.ac.ir
[۳] استادیار حسابداری، گروه حسابداری، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران، پست الکترونیکی:
ashrafi@aliabadiau.ac.ir
[۴] استادیار حسابداری، گروه حسابداری، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران، پست الکترونیکی:
Gorganli@aliabadiau.ac.ir

واژگان کلیدی: الگوریتم‌های فرا ابتکاری؛ الگوریتم کلونی مورچگان؛ فروش استقراضی؛ هوش جمعی

طبقه‌بندی JEL: E37

۱. مقدمه

فروشندگان استقراضی، نسبت به سایر سرمایه‌گذاران، مهارت بیشتری درکشف اطلاعات منفی در مورد سهام شرکت‌ها دارند. بنابراین این گروه نقشی اساسی در رساندن قیمت بازار به ارزش ذاتی هر سهم ایفا می‌کنند. ویژگی مهم دیگر فروشندگان استقراضی مشارکت در ایجاد نقدشوندگی[۱] و عمق[۲]در بازار است (هاردی[۳]، ۲۰۲۳). یکی از مباحث نوین بازارهای سرمایه، آن است که سرمایه‌گذار دارایی، که در اختیارش نیست، را دربازار فروخته و درآمد حاصل از آنرا در سایر دارایی‌ها، سرمایه‌گذاری می‌کند. به عبارتی، دارایی را به امید کاهش قیمت، قرض کرده و در زمان افت قیمت به قرض‌دهندهٔ دارایی بازمی‌گرداند و از این راه سود می‌کند. این رویکرد با نام فروش استقراضی مطرح می‌گردد. مانند هر نهاد مالی دیگر، تنظیم دقیق قواعد ناظر بر فروش استقراضی برای جلوگیری از رفتارهای سودجویانه مخرب و ناعادلانه و همچنین جلوگیری از ریسک‌پذیری بیش ازحدسرمایه‌گذاران ضروری است (آیلو و آنجلیکو[۴]، ۲۰۲۲). در بازارهای مالی بالغ، افرادی که به دلیل دسترسی به رانت اطلاعاتی می‌توانند بدون بررسی‌های کارشناسی هزینه‌بر به اطلاعات منفی در مورد شرکت‌ها یا بازار دست یابند، از فروش استقراضی منع می‌شوند. برای مثال، مدیران شرکت‌ها، اعضای هیات مدیره، بازرسان مالیاتی و... اجازه فروش استقراضی شرکت‌هایی که در آن مشغول به کار هستند یا با آنان مرتبطند را ندارند. به‌طور مشابه، فروش استقراضی برای افرادی که به دلیل مناصب سیاسی‌شان به رانت اطلاعاتی دسترسی دارند، ممنوع است (گالوز[۵] و دیگران، ۲۰۲۱). همچنین صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌هایی که از محل سرمایه‌های خرد یا سپرده مشتریان در بازار سهام سرمایه‌گذاری می‌کنند از فروش استقراضی محروم می‌شوند چرا که ممکن است به دلایلی چون خطاهای محاسباتی، مشتریان و

[1] Liquidity
[2] Depth
[3] Hardy
[4] Aiello & Angelico
[5] Galvez

سپرده‌گذاران خود را با ریسک بالا مواجه کنند. علاوه بر این، بازارهای مختلف محدودیت‌های ویژه و عمومی دیگری را نیز بر فروش استقراضی اعمال می‌کنند (دیویس[1] و دیگران، ۲۰۲۳).

مسئلهٔ مهم این است که اساساً بازارهای مالی پس اندازهای جامعه را که توسط موسسات مربوطه و روش‌های معین جمع‌آوری شده، به صورت استقراضی در اختیار سایرین قرار می‌دهند. واضح است افزایش کارایی این بازارها با بهبود روند تخصیص سرمایه ارتباط مستقیم داشته و به دنبال آن رشد اقتصادی در کشور صورت خواهد گرفت. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است (موحدی و دیگران، ۱۴۰۲). بورس اوراق بهادار از سویی مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلند است و از سویی دیگر مکان رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس‌اندازهای راکد می‌توانند در این محل مناسب و ایمن، وجوه مازاد خود را برای سرمایه گذاری در شرکت‌ها به کار بیندازند (غلامی و دیگران، ۱۴۰۲). فعالان بازار در بسیاری از موارد، منتقد دو طرفه نبودن بازار سرمایهٔ کشور بوده‌اند و خواستار این هستند تا امکان فروش غیرمالکانه یا استقراضی در بازار سهام نیز فراهم شود. این در حالی است که براساس موازین مقدس شرع، امکان استفاده از فروش غیرمالکانه تا حدودی ممنوع گشته و نمی‌توان این پدیده را منطبق بر عقود موجود در بازار راه‌اندازی نمود (نیلچی و فرید، ۱۴۰۲).

ازطرفی، تاکنون هیچ کدام از مدل‌های ارائه شده قابلیت اجرایی نیافته و صرفاً در عرصهٔ نظری مشکل فروش غیرمالکانه را رفع نموده‌اند. شاید بتوان فروش غیرمالکانه را دقیقاً فروش استقراضی نامید چرا که صرفاً عقد قرض را می‌توان با مد نظر قرار دادن محدودیت‌های خاص بر نوع معامله، در رابطهٔ مشتری و کارگزاری در نظر گرفت.

با این مقدمات، هدف پژوهش حاضر ارائه مدل پیش‌بینی فروش استقراضی با بکارگیری الگوریتم فرا ابتکاری کلونی مورچگان می‌باشد. در این راستا، ابتدا مدل تکاملی فروش استقراضی ارائه خواهد شد و سپس بعد از جواب گرفتن از مدل در دنیای واقعی اقدام به استفاده عملی خواهیم کرد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

[1] Davis

اساساً فروش استقراضی، به فروش اوراق بهاداری اطلاق می‌گردد که در آن، فروشنده مالک اوراق مذکور نبوده، بلکه ابتدای امر آن را به صورت قرض دریافت و ضمن ارائه تعهد، مقرر می‌نماید در بازۀ زمانی معینی به مالک مسترد نماید. در خلال این مدت، فرد با در اختیار قرار دادن اوراق مذکور به فرد یا اشخاص دیگر، ضمن دریافت مبلغی به عنوان ضمانت، این اوراق را به فروش می‌رساند (لو[1] و دیگران، ۲۰۲۳). از طرفی، فروشندۀ اوراق نیز جهت ضمانت، مبلغی را به قرض دهنده و نیز کارگزار پرداخت می‌نماید تا ریسک نکول برای آن دو نفر کاهش یابد. گذشته از ضمانت، فروشندۀ اوراق، مبلغی را به قرض دهنده به عنوان پاداش پرداخت می‌کند که این مبلغ به ازای کاهش قیمت‌ها در بازار با استفاده از معامله‌گری اعتباری برای فروشنده استقراضی داده می‌شود. در این میان، چنانچه، نرخ سهم کاهش یابد، فروشنده استقراضی، با قیمت کمتری به خرید سهام مبادرت نموده و ضمن تحویل به قرض دهنده، از تفاوت قیمت ایجاد شده سود خواهد کرد ولی چنانچه با افزایش قیمت سهام مواجه گردد، لاجرم بایستی سهم مذکور را با نرخی بالاتر خریداری نماید که این موضوع، به ضرر و زیان وی خواهد بود. همچنین، بایستی اذعان داشت برخی رویکردهای شرکت‌ها، همچون تقسیم سود و افزایش سرمایه، باعث ایجاد تغییرات در وضعیت سهام گردیده و این موضوع باعث می‌گردد قرض گیرندۀ اوراق، در هنگام استرداد سهام، تغییرات مذکور را جبران نماید (ژو[2] و دیگران، ۲۰۲۳). اما منتقدان فروش استقراضی معتقدند که فروش استقراضی به صورت مستقیم یا غیر مستقیم عامل ایجاد ریسک‌های بالقوه‌ای در بازار است و به این طریق باعث بی‌ثباتی در بازار می‌شود. آنها معتقدند که فروش اسقراضی باعث تشدید روند کاهش قیمت سهم، افزایش نوسانات قیمت سهم و انتقال قیمت سهم به سطوح بسیار پایین می‌گردد (والریو گراسی[3] و دیگران، ۲۰۲۳). همچنین بنا بر اعتقاد این افراد، روند کاهشی قیمت سهم یک شرکت، حتی می‌تواند بر توانایی شرکت در افزایش نقدینگی موثر بوده و موجب از بین رفتن اعتماد تجاری شرکت شود. به ویژه در یک بازار افتان، فروش استقراضی از طریق تشدید نوسانات قیمت‌ها، موجب آشفتگی معاملات در کوتاه مدت شده و در نهایت به حربه‌ای تبدیل می‌شود که در استراتژی دستکاری معاملات مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین بایستی توجه داشت که فروش استقراضی، بر سهامی صورت می‌گیرند که نرخ آنها، بالاتر از ارزش واقعی بوده ولی در ادامه قیمت آن کاهش می‌یابد. این

[1] Lu
[2] Zhou
[3] Valerio Geraci

فرصت مناسبی برای سفته بازان به شمار می‌رود و از سویی دیگر پوشش دهندگان ریسک نیز با بهره‌گیری از این حالت، به فروش استقراضی سهم پایه می‌نمایند تا بتوانند موقعیت‌های خرید خود در بازار مشتقه حفظ و حتی توسعه دهند (بلاو[1] و دیگران، ۲۰۲۳). در خصوص اثر تامین مالی از طریق بدهی و تاثیر آن بر فروش استقراضی دو نگرش کلی موجود است: دیدگاه نخست، با نگاهی منفی به تأثیر اهرم مالی بر فروش استقراضی می‌پردازد. براین اساس، تامین مالی از طریق بدهی اثر مخربی بر فروش استقراضی ایجاد خواهد نمود. درواقع، یکی از شرایط عمدهٔ تأمین کنندگان منابع مالی شرکت‌ها، درخواست گزارش حسابرسی سالیانه که به تأیید موسسات حسابرسی رسیده باشد، است که این موضوع عامل اصلی محدودیت‌های گستردهٔ مدیران در فروش استقراضی است.دیدگاه دوم بر خلاف دیدگاه اول معتقد است بدهی می‌تواند اثر مثبتی بر فروش استقراضی داشته باشد. علت اصلی آن نیز این است که تامین مالی از طریق بدهی می‌تواند بر انتخاب رویه‌های حسابداری و برآوردهای مدیریت تاثیرگذار باشد و این موضوع مدیران را ترغیب به دستکاری در سود نماید. بنابراین، افزایش اهرم مالی می‌تواند انگیزه‌ای برای انتقال فروش به سمت فروش استقراضی باشد. از طرفی، ارزش شرکت بر مبنای ارزشیابی‌ها و تشخیص سرمایه‌گذاران از ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی شرکت محاسبه می‌شود؛ بنابراین، ارزشیابی نگهداشت وجه نقد ممکن است از ارزشیابی سرمایه‌گذاران از استفاده آتی وجه نقد براساس انجام رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت، متأثر باشد (جیانگ[2] و دیگران، ۲۰۲۲).

۲-۲. پیشینهٔ تحقیق

از نظر استریخ[3] (۲۰۲۲) فروش استقراضی هنگامی رخ خواهد داد که مدیریت تلاش می‌کند تا تصویر مناسب‌تری از شرکت برای ذی نفعان ارائه دهد. به طور کلی فروش استقراضی با انگیزه‌های مختلفی صورت می‌گیرد از جمله نیاز به تامین مالی، دستیابی به بازده سهام بالاتر، افزایش قیمت در عرضه نخستین سهام، عدم تخلف از قراردادهای بدهی، افزایش پاداش و انگیزه‌های درون شرکتی. فرانسیس[4] و دیگران (۲۰۲۳) اظهار داشتند افزایش فروش استقراضی نمی‌تواند برای مدت زمان طولانی ادامه داشته باشد و در نهایت به سطح قبل از مدیریت خود

[1] Blau
[2] Jiang
[1] Strych
[2] Francis

برمی‌گردد. چون فروش استقراضی در سال انتشار سود سهمی باعث می‌شود که سودهای آتی کاهش یابد. از این رو مدیران برای سود سهمی منتشره شرکت‌ها بصورت فرصت طلبانه‌ای به دستکاری سود اقدام می‌کنند. نی و ژو[1] (۲۰۲۳) نشان دادند که هموارسازی سود از طریق اقلام واقعی حسابداری باعث افزایش ارزش شرکت نمی شود. در واقع، دستکاری سود می‌تواند ارزش واحد تجاری را کاهش دهد زیرا اقدامات انجام گرفته در دوره جاری برای افزایش سودآوری، می‌تواند تأثیر منفی بر روی جریانات نقدی دوره‌های آتی داشته باشد. جیابوی[2] و دیگران (۲۰۲۳) فروش استقراضی را به عنوان تغییر در زمان یا ساختار معاملات کسب و کار واقعی برای تغییر درامد بیان می‌کنند. دوتوردویر[3] و دیگران (۲۰۲۲) نیز فروش استقراضی را به عنوان خروج از حالت نرمال فعالیت‌ها، انگیزه و تمایل مدیران به گمراه کردن برخی سهامداران در جهت برخی از اهداف گزارشگری مالی در دوره عادی عملیات برآورد می‌کنند.

۳. روش تحقیق

این مقاله از لحاظ نوع روش تحقیق پژوهش کمی و بر مبنای هدف، از نوع تحقیقات کاربردی است. همچنین با توجه به این‌که در تحقیق حاضر متغیرها درگذشته رخ‌داده است، از نوع تحقیقات پس‌رویدادی است. از سوی دیگر از لحاظ تئوریک از نوع پژوهش‌های اثباتی و از لحاظ استدلال نیز از نوع پژوهش‌های استقرایی است. هم چنین، این پژوهش، از نوع پژوهش‌های شبه تجربی در حوزه تحقیقات حسابداری مالی است. در نهایت، در این پژوهش بر اساس آزمون فرضیه‌های مطرح‌شده با پیروی از پژوهش‌های پیشین انجام‌شده الگوهای مربوط به موضوع پژوهش در قالب مدل‌های نهایی پژوهش مطرح می‌شود. در پژوهش حاضر از اطلاعات مالی مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. برای این منظور قلمرو زمانی پژوهش بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ در نظر گرفته شده است. همچنین کلیه شرکت‌هایی که شرایط احراز در جامعه آماری را دارند بصورت تمام شمار بررسی شده و نمونه گیری ای وجود نخواهد داشت. همچنین، شرکت‌های پذیرفته شده در صنایع مختلف با داشتن شرایط زیر، جامعه آماری پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهند.

[3] Ni & Xu
[4] Giau Bui
[5] Dutordoir

- باتوجه به دوره زمانی دسترسی به اطلاعات (۱۳۹۰-۱۳۹۸)، شرکت قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۳۹۸ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد.
- به علت اختلاف بازه زمانی تاثیرات متغیرهای کلان چون تورم نرخ ارز و ... قابل مقایسه نخواهد بود. لذا به منظور افزایش توان هم‌سنجی و همسان‌سازی شرایط شرکت‌های انتخابی، سال مالی شرکت‌ها باید منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد. چرا که شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای محاسبه متغیرهای اولیه صورت‌های مالی ناقص بوده‌اند از نمونه حذف می‌شوند. شرکت‌ها نباید توقف فعالیت داشته و دوره فعالیت خود را تغییر دهند.

ابزار گردآوری داده‌ها در این پژوهش به شیوه کتابخانه‌ای و با استفاده از مقاله‌های خارجی و داخلی و همچنین داده‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس می‌باشد با مراجعه به صورت‌های مالی ویاداشت‌های توضیحی و با استفاده از نرم‌افزار ره آورد نوین گردآوری شده است. کلیت متدولوژی الگوریتم هوش جمعی بر پایه پنج گام ذیل به ترتیب بایستی انجام پذیرد:

۱- انتخاب داده‌ها ۲- پاکسازی داده‌ها ۳- تقسیم داده‌ها به مجموعه آموزش و ارزیابی ۴- فرآیند آموزش الگو۵- ارزیابی الگوهای آموزش داده شده با داده‌های ارزیابی که تا کنون توسط الگوها مشاهده نشده است. در مرحله اول با بررسی ادبیات و پیشینه پژوهش، کلیه متغیرهای معرفی شده در تحقیق، شناسایی می‌گردد. مرحله دوم پاکسازی داده‌ها است. در این پژوهش جهت اجرای بخش دوم از رگرسیون گام به گام در انتخاب متغیرهای ورودی استفاده می‌گردد. انتخاب ورودی‌ها یکی از مهمترین اهداف در پیش پردازش داده‌ها است. این مسئله شامل فرآیند تعیین ورودی‌های مرتبط و حذف صفاتی که زائد بوده و اطلاعات اندکی فراهم می‌کنند، می‌باشد. مرحله سوم تقسیم داده‌ها می‌باشد. یکی از معیارهایی که برای ارزیابی یک تخمین مورد استفاده قرار می‌گیرد نرخ خطا است که دارای انواع مختلفی است، به طورکلی نمی‌توان با مقایسه خطای محاسبه شده روی داده‌های یادگیری، قضاوت مناسبی در خصوص توانایی‌های الگوریتم‌ها انجام داد. معمولا نرخ خطا در داده‌های یادگیری کمتر از نرخ خطا روی داده‌های است که در فرآیند یادگیری دیده نشده اند. با این استدلال، نمی‌توان از خطای یادگیری برای مقایسه الگوها استفاده نمود. دلیل این است که برای الگوهای پیچیده‌تر، تخمین زننده هایی که معمولا دارای پارامترهای بیشتری هستند، دارای مرز پیچیده‌تری هستند. این مرز پیچیده باعث کاهش خطا بـر روی داده‌های یادگیری در مقایسه با الگوهای ساده‌تر می‌شود؛ بنابراین علاوه بر

مجموعه داده‌های یادگیری، مجموعه ای از داده‌ها برای ارزیابی مورد نیاز است. در مرحله چهارم و پنجم، از داده‌های آموزش برای یادگیری الگو و از داده‌های ارزیابی به منظور محاسبهٔ نرخ خطای الگوها رویدادهایی که تاکنون مشاهده نکرده است، استفاده می‌شود. البته برای اینکه ارزیابی مناسب باشد، اجرای یک الگو کفایت نمی‌کند. این امر با اجرای مکرر فرآیند یادگیری و ارزیابی امکان‌پذیر است؛ بنابراین زمانی که یک مجموعه داده در اختیار گذاشته می‌شود، بایستی بخشی از آن را برای ارزیابی نهایی کنار گذاشت و از بقیه برای یادگیری استفاده کرد و مجدداً هر دو مجموعه را تغییر داده و دوباره الگو را ارزیابی کرد (سنتولا[1]، ۲۰۲۲).

٤. یافته‌ها

٤-١. تجزیه و تحلیل توصیفی

با استفاده از جدول آمار توصیفی، می‌توان به مقادیر انحراف معیار، میانگین، حداقل و حداکثر متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل دست یافت. میانگین، اصلی‌ترین شاخص مرکزی در جدول آمار توصیفی است که با استفاده از آن می‌توان به نقطهٔ تعادل، مرکز ثقل توزیع و مرکز داده‌ها دست یافت. کاربرد دیگر جدول آمار توصیفی این است که محققان با بهره‌گیری از این جدول به توصیف داده‌های جمع‌آوری شدهٔ تحقیق همچون شاخص‌های مرکزی و پراکندگی می‌پردازند. در این پژوهش نیز تجزیه و تحلیل داده‌ها در جدول شمارهٔ (۱) آورده شده است:

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای کمی مورد استفاده در مطالعه

نام متغیر	علائم	میانگین	مینیمم	ماکزیمم	انحراف معیار	مشاهدات
حاشیه سود ناخالص	(EA)	۰/۱۹۳	-۰/۰۳۴	۰/۹۶۱	۰/۲۱۷	۱۱۴۱
بازده دارایی	(ROA)	۰/۱۱۷	-۰/۷۱۸	۰/۷۱۴	۰/۱۳۹	۱۱۴۱
بازده حقوق صاحبان سهام	(ROE)	۰/۳۳۱	-۵/۳۸۷	۰/۷۳۶	۰/۴۱۹	۱۱۴۱
تغییرات سود	(EM)	۰/۰۸۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۸۸۹	۰/۰۹۶	۱۱۴۱
نسبت گردش کل دارایی	(ass)	۰/۴۵۷	۰/۰۴۲	۰/۶۰۷	۰/۴۱۶	۱۱۴۱
وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها	(CFO)	۰/۸۵۸	۰/۱۴۰	۰/۹۸۹	۰/۶۸۲	۱۱۴۱
بدهی به دارایی	(LEV)	۰/۶۱۶	۰/۰۰۲	۰/۷۱۵	۰/۲۵۳	۱۱۴۱

[1] Centola

نام متغیر	علائم	میانگین	مینیمم	ماکزیمم	انحراف معیار	مشاهدات
بدهی به حقوق صاحبان سهام	(RO)	۰/۶۳۵	۰/۰۱۷	۰/۷۲۳	۰/۲۸۸	۱۱۴۱
مدیریت ریسک شرکتی	(ERM)	۰/۰۵۳	۰/۰۰۹	۰/۰۸۲	۰/۰۰۴	۱۱۴۱
فروش استقراضی	(REM)	۰/۰۹۴	۰/۰۰۶	۰/۱۷۳	۰/۰۰۱	۱۱۴۱
فروش	(AEM)	۰/۰۷۳	۰/۰۶۳	۰/۲۰۷	۰/۴۲۱	۱۱۴۱
نسبت بدهی	(DEBT)	۰/۹۹۵	۰/۰۶۵	۱/۰۲۹	۰/۶۵۴	۱۱۴۱
اندازه شرکت	(SIZE)	۱۳/۵۲۵	۱۰/۳۰۳	۱۹/۲۲۷	۱/۵۸۰	۱۱۴۱
ارزش بازار به ارزش دفتری	(MB)	۰/۸۵۴	۰/۵۳۶	۱/۸۲۶	۰/۹۶۳	۱۱۴۱
بدهی جاری	culib	۴/۸۱۷	۱/۵۳۵	۵/۹۶۳	۰/۴۲۳	۱۱۴۱
بدهی بلند مدت	ltdebt	۰/۹۰۹	۰/۱۸۲	۱/۱۷۸	۰/۱۰۷	۱۱۴۱
اوراق صکوک	sokok	۱/۵۹۶	۰/۰۲۸	۲/۰۳۷	۰/۵۲۵	۱۱۴۱
آورده نقدی	CD	۱/۱۶۲	۰/۹۲۳	۱/۲۴۶	۰/۱۸۴	۱۱۴۱
سود انباشته (میزان سود انباشته)	Ld	۰/۹۰۲	۰/۰۰۸	۰/۹۹۳	۰/۴۰۳	۱۱۴۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول آمار توصیفی، میانگین مربوط به فروش استقراضی شرکت‌های نمونه برابر ۰/۰۹۴و فروش برای شرکت‌های نمونه برابر ۰/۰۷۳می‌باشد. همچنین متوسط مدیریت ریسک برای شرکت‌های نمونه۰/۰۵۳می‌باشد. (نسبت بدهی از طریق تقسیم کل بدهی به کل دارایی بدست آمده است و بدهی‌های بلند مدت و جاری به دلیل متعادل شدن رقم به دارایی تقسیم شده‌اند).

٤-۲. آزمون‌های پیش فرض مدل رگرسیون

روش برآورد مدل در این پژوهش، مبتنی بر داده‌های تابلویی است که ترکیبی از اطلاعات ۱۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و در خلال سال‌های ۱۳۹۰تا ۱۳۹۸ بوده است. همچنین همهٔ ارقام محاسبه شده برای متغیرهای مدل بر حسب میلیون ریال است. نرم افزار مورد استفاده در این پژوهش نیز EViews ۹ بوده و با توجه به فرضیات ارائه شده در این پژوهش، مدل‌های برآورده شده به صورت مدل‌های رگرسیون چند متغیره ارائه خواهند شد.

٤-۲-۱. آزمون ریشه واحد داده‌های پانل

قبل از برآورد و بررسی مدل، ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی داده‌های مورد استفاده در مدل

اطمینان حاصل می‌شود. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های سری‌زمانی در الگوهایی که از داده‌های تلفیقی استفاده می‌کنند، از اعتبار چندانی برخوردار نیستند، به همین دلیل برای بررسی مانایی داده‌های ترکیبی بایستی از آزمون‌های متفاوتی استفاده نمود، که در این پژوهش از آزمون لوین لین و چو[1] استفاده شده است:

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد تابلویی بر اساس آزمون لوین لین چو

نام متغیر	لوین لین چو	احتمال	مشاهدات
بازده دارایی (ROA)	-۳۱/۶۶۴	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
بدهی به دارایی (LEV)	-۳۵/۸۳۳	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
مدیریت ریسک شرکتی (ERM)	-۲۹/۹۷۲	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
فروش استقراضی (REM)	-۲۶/۳۸۹	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
فروش (AEM)	-۳۳/۰۹۸	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
نسبت بدهی (DEBT)	-۱۹/۶۶۱	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
اندازه شرکت (SIZE)	-۳۱/۸۲۲	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
ارزش بازار به ارزش دفتری (MB)	-۳۴/۰۷۳	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
بدهی جاری	-۲۹/۹۲۷	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
بدهی بلند مدت	-۳۵/۷۷۴	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
اوراق صکوک	-۳۵/۵۹۴	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
آورده نقدی	-۲۵/۲۲۵	۰,۰۰۰	۱۱۴۱
سود انباشته	-۲۳/۷۵۱	۰,۰۰۰	۱۱۴۱

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول (۲)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تمام متغیرها در آزمون‌های لوین لین و چو در سطح مانا هستند. این نتایج با توجه به مقدار عددی آماره‌های لوین، لین و چو و همچنین سطح احتمال مربوط به این آماره‌ها استخراج شده‌اند.

٤-۲-۲. تعیین نوع آزمون و روش تجزیه و تحلیل

برای تعیین روش به کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده شده است. فرضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

[1] Levin, Lin and Chu (LLC)

فرضیه صفر: داده‌های تلفیقی[1]

فرضیه یک: داده‌های تابلویی[2]

در صورتی‌که نتایج این آزمون، مبنی بر به کارگیری داده‌ها به صورت داده‌های پانلی شود، می‌بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شود. برای انتخاب یکی از این دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود.

فرضیه صفر: اثرات تصادفی[3]

فرضیه یک: اثرات ثابت[4]

H_0: واحدهای انفرادی همگن می‌باشند و عرض از مبدأ در تمام مقاطع برابر هستند (داده‌های تلفیقی (روش OLS))

H_1: واحدهای انفرادی همگن نیستند و عرض از مبدأ در تمام مقاطع برابر نیستند (داده‌های تابلویی روش (اثرات ثابت FE))

در این پژوهش، با توجه به آمارهF ، برای تمامی مدل‌های مورد بررسی، روش داده های تابلویی مورد پذیرش قرار گرفته است. (فقه مجیدی و ابراهیمی، ۱۳۹۰: ۱۲۱). اکنون این پرسش مطرح می‌گردد که تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی به طور اثرات تصادفی است؟ به منظور انتخاب الگوی اثرات ثابت $E\left(\frac{U_{it}}{X_{it}}\right) = 0$ در مقابل الگوی اثرات تصادفی $E\left(\frac{U_{it}}{X_{it}}\right) \neq 0$ از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آماره این آزمون کای دو با درجه آزادی برابر تعداد متغیرهای مستقل است:

$$\begin{cases} H_0: \text{Random Effect} \\ H_1: \text{Fixd Effect} \end{cases}$$

چنانچه در نرم افزار Eviews آزمون هاسمن را انجام دهیم و prob بدست آمده کوچک‌تر از ۰,۰۵ باشد مدل اثرات ثابت در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود، اما اگر بزرگ‌تر از ۰,۰۵ باشد، در این صورت مدل اثرات تصادفی پذیرفته می‌شود.

[1] Pooled Data
[2] Panel Data
[3] Random Effects
[4] Fixed Effects

جدول (۳): نتایج آزمون چاو، جهت تشخیص همگن یا ناهمگن بودن مقاطع

الگوی مورد بررسی	F	احتمال آماره F	نتیجه آزمون چاو
مدل اول	۰/۸۷۷	۰/۷۸۸	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل دوم	۰/۹۸۱	۰/۵۳۴	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل سوم	۰/۶۵۹	۰/۹۵۴	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل چهارم	۰/۸۲۱	۰/۸۸۸	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل پنجم	۱/۱۳۵	۰/۱۹۱	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل ششم	۲/۹۳۷	۱/۲۰۹	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل هفتم	۲/۷۰۹	۰/۸۸۶	داده‌های تلفیقی مناسب است
مدل هشتم	۱/۸۳۷	۰/۹۰۳	داده‌های تلفیقی مناسب است

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول شماره (۳)، دیده می‌شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می‌دهد که احتمال به‌دست آمده برای آماره F در مدل پژوهش بیشتر از ۵ درصد است. بنابراین، داده‌ها در تمام مدل‌ها به صورت تلفیقی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

٤-۳. نتایج آزمون فرضیه اول

H_0: روش تامین مالی که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی‌داری بر بکارگیری فروش نخواهد داشت.

H_1: روش تامین مالی که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی‌داری بر بکارگیری فروش خواهد داشت.

لذا مدل رگرسیونی برای فرضیه اول (بدهی جاری، بدهی بلند مدت و اوراق سکوک مربوط به تامین مالی خارجی) به شکل زیر تدوین شده است.

$$AEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 culib_{it} + \beta_2 ltdebt_{it} + \beta_3 Sakok_{it} + \beta_4 CD_{it} + \beta_5 LD_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 DEBT_{it} + \beta_9 SIZE_{it} + \beta_{10} MB_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول (٤): نتیجه آزمون فرضیه اول

متغیر وابسته: فروش				
متغیر	**نماد**	**ضریب**	**آماره t**	**Prob**
مقدار ثابت	C	۰/۶۰۱	۴/۱۹۸	۰/۰۰۰
بدهی جاری	Culib	-۰/۲۹	-۲/۳۰۸	۰/۰۲۱

متغیر وابسته: فروش				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	Prob
بدهی بلند مدت	ltdebt	۰/۲۵۳	۷/۲۵۳	۰/۰۰۰
اوراق صکوک	Sakok	۰/۰۰۳	۲/۹۸۲	۰/۰۱۸
انباشته	ld	۰/۱۱۵	۱/۵۴۴	۰/۰۲۰
آورده نقدی	cd	-۰/۰۹۷	-۲/۳۰۴	۰/۰۲۱
نرخ بازده دارایی	Roa	-۰/۰۰۵	-۲/۶۷۷	۰/۰۰۷
نسبت بدهی	Debt	۰/۰۰۰۲	۰/۰۳۰	۰/۹۷۵
اندازه شرکت	Size	-۰/۰۰۶	-۰/۱۵۸	۰/۸۷۳
فرصت رشد	MB	-۰/۰۵۳	-۶/۹۱۶	۰/۰۰۰
آماره F		۲/۷۰۵	ضریب تعیین (R2)	۰,۵۹
سطح معنی‌داری F(Prob)		۰/۰۲۹	ضریب تعیین تعدیل شده(R2A)	۰,۵۸۶
			آماره دوربین واتسون(D.W)	۲/۰۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی که سطح معنی‌داری آزمون چاو بیشتر از سطح خطای مورد پذیرش است، استفاده از روش داده‌های تابلویی، مناسب نمی‌باشد، بنابراین، در راستای برازش از مدل داده‌های تلفیقی بایستی استفاده نمود. همچنین به دلیل معنی‌دار نبودن آزمون چاو، نیازی به آزمون هاسمن نمی‌باشد. میزان ضریب تعیین مدل برابر ۰/۵۹ می‌باشد که نشان می‌دهد ۵۹ درصد تغییرات متغیر فروش توسط روش‌های تامین مالی داخلی و خارجی و سایر متغیرهای کنترلی قابل توضیح است. همچنین سطح معناداری F عدد ۰/۰۲۹ را نشان می‌دهد و از آنجایی که عدد مذکور از سطح خطای مورد پذیرش که ۵ درصد است، کمتر بوده، لذا کل مدل رگرسیونی معنی‌دار می‌باشد.

نتایج جدول (۴)، نشان می‌دهد بدهی جاری با ضریب ۰/۲۹ و معنی داری ۰/۰۲۱، بدهی بلند مدت با ضریب ۰/۲۵۳ و معنی‌داری ۰/۰۰۰، اوراق سکوک با ضریب ۰/۰۰۳و معنی‌داری ۰/۱۸ از روش‌های تامین مالی داخلی و آورده نقدی با معنی‌داری ۰/۰۲۰ و سود انباشته با معنی‌داری ۰/۰۲۱ بر فروش تاثیر معنی‌داری دارند. همچنین از بین متغیرهای کنترلی وارد شده به مدل، نرخ بازده دارایی و فرصت رشد بر فروش تاثیر دارند. لذا فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه روش تامین مالی‌ای که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی‌داری بر بکارگیری فروش خواهد داشت مورد پذیرش بوده و تایید می‌گردد. نتایج گویای آن است که هر اندازه شرکت تامین مالی انجام دهد احتمال فروش وجود خواهد داشت. با توجه به یافته‌های پژوهش بایستی تأکید نمود که به هر

میزان که عوامل محدود کنندهٔ در رفتار فرصت طلبانهٔ مدیران همچون فشارهای ناشی از قراردادهای بدهی و باز پرداخت بدهی‌ها در سررسید بیشتر باشد، احتمالا میزان فروش کاهش خواهد یافت. لذا می‌توان اذعان داشت که میزان بالای بدهی به صورت گسترده میزان فروش را افزایش داده و از سویی دیگر، به میزانی که اهرم مالی افزایش یابد، کاهش میزان رفتارهای فرصت طلبانهٔ مدیران باعث کاهش فروش می‌گردد.

٤-٤. نتایج آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم: روش تامین مالی که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی‌داری بر بکارگیری فروش استقراضی خواهد داشت.

مدل رگرسیونی فرضیه حاضر به شکل زیر می‌باشد.

$$REM_{it} = \beta_0 + \beta_1 culib_{it} + \beta_2 ltdebt_{it} + \beta_3 Sakok_{it} + \beta_4 CD_{it} + \beta_5 LD_{it} + \\ + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 DEBT_{it} + \beta_9 SIZE_{it} + \beta_{10} MB_{it} + \varepsilon_{it}$$

H_0: روش تامین مالی ای که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی داری بر بکارگیری فروش استقراضی نخواهد داشت.

H_1: روش تامین مالی که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی داری بر بکارگیری فروش استقراضی خواهد داشت.

جدول (٥): نتیجه آزمون فرضیه دوم

متغیر وابسته: فروش استقراضی				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	Prob
مقدار ثابت	C	۰/۲۹۰	۴/۴۱۴	۰/۰۰۰
بدهی جاری	Culib	−۰/۰۴۱	−۲/۹۷۹	۰/۰۰۳
بدهی بلند مدت	ltdebt	۰/۶۰۷	۵/۱۳۶	۰/۰۰۰
اوراق صکوک	Sakok	−۰/۱۰۷	−۱/۹۵۱	۰/۰۵۱
انباشته	ld	−۰/۰۱۷	−۰/۹۵۴	۰/۰۴۰
آورده نقدی	cd	−۰/۰۰۹	−۱/۲۱۲	۰/۰۲۸
نرخ بازده دارایی	Roa	−۰/۰۰۶	−۱/۴۲۷	۰/۱۵۳
نسبت بدهی	Debt	۰/۰۰۵	۰/۲۶۰	۰/۷۹۴
اندازه شرکت	Size	۰/۰۳۳	۰/۴۲۶	۰/۶۷۴
فرصت رشد	MB	−۰/۰۲۶	−۰/۶۸۳	۰/۴۹۴

متغیر وابسته: فروش استقراضی				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	Prob
آماره F		۲/۶۲۶	ضریب تعیین (R2)	۰/۷۹۱
سطح معنی‌داری F(Prob)		۰/۰۲۳	ضریب تعیین تعدیل شده (R2A)	۰/۷۸۲
			آماره دوربین واتسون (D.W)	۱/۹۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

میزان ضریب تعیین مدل برابر (۰/۷۹۱) می‌باشد که نشان می‌دهد ۷۹درصد تغییرات متغیر فروش استقراضی توسط روش‌های تامین مالی داخلی و خارجی و سایر متغیرهای کنترلی قابل توضیح است. همچنین سطح معنی‌داری آماره F معادل ۰/۰۲۳ است که این عدد از سطح خطای مورد پذیرش یعنی ۵، کمتر است، لذا کل مدل رگرسیونی معنی‌دار است.

نتایج جدول (۵)، نشان دهندۀ این موضوع است که بدهی جاری با ضریب ۰/۰۴۱- و سطح معنی‌داری ۰/۰۰۳، بدهی بلندمدت با ضریب ۰/۶۰۷ و معنی‌داری ۰/۰۰۰ اوراق صکوک با ضریب ۰/۱۰۷- و معنی‌داری ۰/۰۵۱ از روش‌های تامین مالی داخلی، و آورده نقدی با معنی‌داری ۰/۰۴۰ و سود انباشته با معنی‌داری ۰/۰۲۸ بر فروش استقراضی تاثیر معنی‌داری دارند. همچنین از بین متغیرهای کنترلی وارد شده به مدل، هیچکدام تاثیر معنی‌داری بر فروش استقراضی نداشتند لذا فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه روش تامین مالی که شرکت‌ها انتخاب می‌نمایند تاثیر معنی‌داری بر بکارگیری فروش استقراضی خواهد داشت مورد پذیرش بوده و تایید می‌گردد. نتایج گویای آن است که هر اندازه شرکت تامین مالی انجام دهد احتمال فروش استقراضی وجود خواهد داشت. لذا شرکت‌هایی که از یک سو با افزایش بدهی مواجه و از سویی دیگر، با افزایش اهرم مالی مواجهند، می‌توانند به رویکرد فروش استقراضی مبادرت نمایند. به عبارتی دیگر، افزایش اهرم مالی می‌تواند به مثابه انگیزه‌ای مهم برای شرکت‌ها در راستای فروش استقراضی عمل نماید (فنگ و ژیانگ[1]، ۲۰۲۳).

با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیات اول و دوم می‌توان گفت در هر دو حالت روش‌های تامین مالی داخلی و خارجی بر هر دو نوع فروش استقراضی و تعهدی تاثیر دارند. لذا با این توضیح می‌توان بیان کرد، روش‌های تامین مالی داخلی بر فروش استقراضی و تعهدی تاثیر معکوس دارند.

[1] Feng & Xiang

٤-٥. نتایج آزمون فرضیه سوم

$$AEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ERM_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 DEBT_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \varepsilon_{it}$$

H0: مدیریت ریسک شرکتی تاثیر معنی داری بر کاهش وقوع فروش نخواهد داشت.

H1: مدیریت ریسک شرکتی تاثیر معنی داری بر کاهش وقوع فروش خواهد داشت.

جدول (٦): آمار معناداری مدل پژوهش

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	سطح معنی‌داری
هفتم	۰/۵۹	۰/۵۱	۷/۹۲۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

هدف جدول فوق، اندازه‌گیری نیکویی برازش از طریق ارائهٔ آماره است که این امر توسط ضریب تعیین صورت می‌پذیرد. این ضریب، در راستای سنجش شدت میزان رابطه میان x و y است که مقدار آن در جدول فوق ۰/۵۹ می‌باشد. این بدان معناست که ضریب تعیین می‌تواند به میزان ۵۹ درصد، تغییرات متغیر وابسته یعنی فروش را تبیین و توضیح دهد. همچنین، همبستگی متوالی میان باقی‌مانده‌ها در معنای میزان اثرگذاری مشاهدات بر یکدیگر است. لذا با بررسی اولیه و این موضوع که معنی داری کل مدل با استفاده از آماره F مورد پذیرش واقع شده است، لذا در مرحلهٔ بعد، بایستی به بررسی معنی‌دار بودن ضرایب به دست آمده از آموزن t پرداخت که این موضوع در جدول (۷)، انجام شده است.

جدول (۷): ضرایب و مقدار آماره t

متغیرها	نماد	ضرایب	آماره t	معنی‌داری
متغیر ثابت	C	۰/۰۱۴	۰/۴۸۷	۰/۶۲۶
مدیریت ریسک	ERM	۰/۰۰۱	۰/۰۷۹	۰/۰۳۷
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۰/۰۰۵	۱/۰۵۱	۰/۰۰۳
نسبت بدهی	DEBT	۰/۰۱۲	۴/۳۲۶	۰/۰۰۰
نرخ بازده دارایی	ROA	−۰/۱۳۲	−۱۱/۸۶۸	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	−۹/۵۳	−۰/۱۳۴	۰/۸۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های آزمون مدل اول پژوهش نشان داد سطح معنی داری آمارۀ F معادل ۰/۰۰۰۰ است و با توجه به آنکه این عدد از سطح خطای مورد پذیرش که ۵ می‌باشد، کمتر است، لذا کل مدل رگرسیونی معنی‌دار می‌باشد. از طرفی، طبق نتایج آزمون مدل اول پژوهش که نشان دهندۀ پایین بودن (P-Value) آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۱ است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت مدیریت ریسک شرکتی بر فروش استقراضی، اثرگذار است. با این نتایج، فرضیه H_0 پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد می‌گردد. همچنین، با توجه به نتایج پژوهش، سه متغیر نرخ بازده دارایی، نسبت بدهی و ارزش بازار به ارزش دفتری در شناسایی فروش استقراضی تاثیر معنی‌داری دارد.

٤-٦. نتایج آزمون فرضیه چهارم

مدیریت ریسک شرکتی تاثیر معنی داری بر کاهش وقوع فروش استقراضی خواهد داشت.

$$REM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ERM_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 DEBT_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \varepsilon_{it}$$

H0: مدیریت ریسک شرکتی تاثیر معنی‌داری بر کاهش وقوع فروش استقراضی نخواهد داشت.

H1: مدیریت ریسک شرکتی تاثیر معنی‌داری بر کاهش وقوع فروش استقراضی خواهد داشت.

جدول (۸): آمار معناداری مدل پژوهش

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	سطح معنی‌داری
هشتم	۰/۶۴	۰/۵۶	۸/۵۵۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مهم‌ترین هدف این جدول، ارائه آماره‌ای برای اندازه‌گیری نیکویی برازش است که این کار به‌وسیله ضریب تعیین انجام می‌گردد. ضریب تعیین، معیاری برای سنجش شدت رابطه بین x و y می‌باشد که مقدار آن در اینجا ۰/۶۴ است. یعنی ضریب تعیین قادر است ۶۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته(فروش استقراضی) را توضیح دهد. همبستگی متوالی بین باقیمانده‌ها به‌معنای اثرگذاری مشاهدات بر هم است. حال پس از بررسی اولیه و اینکه معنی‌داری کل مدل با استفاده از آماره F مورد قبول واقع شده، به بررسی معنی‌داربودن ضرایب به‌دست‌آمده از آزمون t می‌پردازیم. جدول معنی‌دار بودن ضرایب مدل رگرسیونی ذکر شده، به‌شرح زیر می‌باشد.

جدول (۹): ضرایب و مقدار آماره t

متغیرها	نماد	ضرایب	آماره t	معنی‌داری
متغیر ثابت	C	۰/۰۴۸	۱/۶۱۴	۰/۱۰۶
مدیریت ریسک	ERM	۰/۰۳۷	۴/۴۰۶	۰/۰۰۰
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۰/۰۰۶	۰/۳۷۳	۰/۰۰۸
نسبت بدهی	DEBT	۰/۰۰۱	۰/۴۶۶	۰/۶۴۰
نرخ بازده دارایی	ROA	۰/۰۰۸	۳/۵۹۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۱۳۷	-۱۲/۳۷۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون مدل اول پژوهش نشان داد میزان معنی‌داری آماره F معادل ۰/۰۰۰ بوده و از آنجایی که این عدد از ۵ که سطح خطای مورد پذیرش است، کمتر بوده، بنابراین تمام مدل رگرسیونی معنی‌دار می‌باشد. همچنین، از آنجایی که آماره t میزان کمتری از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۱ دارد، نتایج آزمون نشان دهندهٔ تأثیرگذاری مدیریت ریسک شرکتی بر فروش استقراضی است. لذا فرضیهٔ H0 در سطح خطای ۵ درصد رد می‌گردد. از طرفی، نتایج پژوهش نشان دهندهٔ این موضوع نیز هست که سه متغیر اندازهٔ شرکت، نرخ بازده دارایی و ارزش بازار به ارزش دفتری در شناسایی فروش استقراضی تأثیر معنی‌داری دارد.

فروش استقراضی زمانی رخ می‌دهد که مدیر برای گزارشگری مالی از قضاوت شخصی خود استفاده می‌کند. اقلام تعهدی سود از یک سو به مدیران اجازه می‌دهند تا سود را طوری محاسبه کنند که گویای ارزش واقعی بنگاه اقتصادی باشد و از سوی دیگر این اقلام به مدیران اختیار می‌دهند تا از انعطاف‌پذیری روش‌های و اصول پذیرفته شده حسابداری استفاده کرده و محتوای اطلاعاتی سود را مخدوش کنند. ریسک مالی نه تنها بر توسعه خود شرکت تأثیر می‌گذارد بلکه بر توسعه اقتصادی کل جامعه نیز تأثیر می‌گذارد. با این حال، بسیاری از روش‌های موجود نه مجموعه فازی یکپارچه با تجزیه و تحلیل کمی، و نه به عنوان داده‌های تاریخی در چند سال گذشته در نظر گرفته شده است. مدیریت ریسک تلاش می‌کند ریسک‌ها را شناسایی، ارزیابی و اندازه‌گیری کند؛ سپس اقدامات متقابلی در زمینهٔ مدیریت آنها و نه حذف آنها انجام دهد. با توجه به استفاده جزئی از اطلاعات در ارزیابی، مناسب است از اطلاعات مالی تاریخی و نظریه فازی برای توصیف اطلاعات ارزیابی در مورد ریسک مالی برای شرکت‌ها استفاده شود. ایجاد مقررات و انتشار متعاقباً آنها برای کاهش ریسک اعتباری منجر به بی ثباتی ناخواسته در صورت‌های درآمدی می‌شود. صرف نظر از اطلاعات خاص در نظر گرفته شده، هنوز یک جنبه ذهنی در

ارزیابی یک موسسه مالی در مورد ریسک تامین مالی وجود دارد، اما برای هر شرکت مهم است که یک چارچوب مدل سازی صحیح داشته باشد. از آنجا که مقررات زیان بر صورت‌های درآمدی تأثیر می‌گذارد، ارزیابی دقیق این مقادیر برای هر دوره گزارش ضروری است. با این حال، ایجاد مقررات و انتشار متعاقب آنها برای کاهش ریسک تامین مالی منجر به بی‌ثباتی ناخواسته در صورت‌های درآمدی می‌شود. نتایج تحقیق حاضر با نتایج تحقیقات حیدری و فرزانگان (۱۴۰۲)، طبیبی و دیگران (۱۴۰۲)، کاظمی و نیکو و دیگران (۱۴۰۲)، منگ و دیگران (۲۰۲۳) هم راستا می‌باشد. برای انتخاب گزینه جایگزین، از میان مجموعه‌ای از گزینه‌های ممکن ، در یک مسئله بهینه سازی کلاسیک، یک تابع هدف وجود دارد که حداکثر شود، چه این عملکرد به ترتیب نشان دهنده سود یا ضرر باشد. در یک مسئله چندوجهی یا چند معیار، بیش از یک هدف وجود دارد که باید به آن پرداخته شود. در بسیاری از شرایط، این اهداف ممکن است متناقض باشد. این اهداف با پیامدهای احتمالی (یا نتایج) حاصل از انتخاب گزینه جایگزین همراه است. بنابراین، این مشکلات بیش از یک کارکرد عینی دارد که باید همزمان با آنها مقابله شود. در برخی از موقعیت‌های خاص، این بدان معنی است که این اهداف به طور جامع بهینه می‌شوند. هر هدف توسط یک متغیر ارائه شده است که در آن می‌توان عملکرد آن را برای یک جایگزین معین ارزیابی کرد. بسته به روش چند معیار استفاده شده، این متغیر ممکن است معیار یا یک ویژگی باشد. تصمیم گیری چند معیار[1] برای نشان دادن یک فرایند تصمیم یا مشکل در متن چند معیار استفاده می‌شوند. از آنجا که تحولات بازار هرساله اتفاق می‌افتد، ساختار تامین مالی ریسک را به دنبال دارد. هدف مشترک سیاست‌های عمومی در رابطه با امور مالی این است که اطمینان حاصل شود که چنین خطاهایی امری عادی نیستند، زیرا شواهدی پرهزینه ارائه می‌دهند. یک مدل ساختاری با نوسانات دارایی و تصمیم‌گیری احتمالی ممکن است عملکرد مدل را بهبود بخشد. پایداری سیستم مالی را نمی توان فقط بر روی هر بانک یا مؤسسه مالی متمرکز کرد. یک رویکرد گسترده تر به ریسک تامین مالی، به عنوان ریسکی است که می‌تواند بخش قابل توجهی از سیستم مالی را مختل کند. در هر زمان معینی، بسیاری از اقدامات موجود برای رفع مشکلات ناپایداری و مسری، خود محصول جانبی بحران‌های گذشته خواهند بود. از آنجا که همه بحران‌ها دارای عناصر بداخلاقی خود هستند، اقدامات آینده نگر برای جلوگیری از بروز چنین اختلالاتی به زودی صورت نگرفته است. و از آنجا که شیوع و شدت بحران‌های گذشته در

[1] Multi-Criteria Decision Making (MCDM)

حوزه‌های قضایی متفاوت بوده است، هنوز رویکرد استانداردی وجود ندارد. ریسک‌های مالی با بازارهای مالی همراه است و برای ساده تر کردن آن می‌توان گفت که آنها به ساختار دارایی‌ها و بدهی‌های مالی شرکت‌ها مرتبط هستند. ریسکهای مالی را می‌توان با توجه به معیارهای طبقه بندی مختلف تقسیم کرد. با این حال، ریسک‌های مالی بر اساس معیار ابزار و بخش بازار طبقه بندی می‌شوند که نقدینگی بازار، ریسک‌های عملیاتی و تجاری را متمایز می‌کند.ریسک ناشی از تغییر متغیرهای بازار برای ریسک‌های بازار معمولی است. ریسکهای بازار شامل نرخ بهره ریسک است که از بین رفتن قیمت‌های ابزارهای حساس به نرخ بهره، ریسک را اندازه گیری می‌کند، ریسک نقدینگی سهام و عملیات موجود در بازار مالی را رصد می‌کند و خطر ریسک را در صورت ورشکستگی فعلی و خطر ریسک ناشی از کمبود نقدینگی بازار با ابزارهای مالی مشخص می‌کند. در مورد ریسک‌های ساختار تامین مالی که با استفاده از تئوری احتمالی ارزش‌گذاری شده اند، اصلی ترین خطری که شرکت با آن روبرو است این است که میزان مطالبات ممکن است بالاتر از مقررات مربوط باشد. شرکت‌ها این ریسک را از طریق تطبیق نقدی مدیریت می‌کنند. ریسک بازار از طریق نظارت بر ارزش‌های بازار دارایی‌های مالی، محاسبات ارزش در معرض خطرو تجزیه و تحلیل حساسیت مدیریت می‌شود.

٤-٧. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش مبتنی بر الگوریتم

فرضیه پنجم : دقت پیش بینی فروش توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی است.

$$AEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ERM_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 EA_{it} + \beta_4 EM_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_6 culib_{it} + \beta_8 ltdebt_{it} + \beta_8 CD_{it} + \varepsilon_{it}$$

H0: دقت پیش‌بینی فروش توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی نیست

H1: دقت پیش‌بینی فروش توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی است.

جدول (۱۰): نتیجه آزمون فرضیه پنجم

متغیر وابسته: فروش				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	Prob
مقدار ثابت	C	۴۵/۷۸	۱۸/۹۷	۰/۰۱۶
مدیریت ریسک شرکتی	ERM	−۱۱/۸۰	۱۴/۹۹	۰/۰۳۱
نرخ بازده دارایی	Roa	۱۷/۰۰	۷/۲۹	۰/۰۲۰

متغیر وابسته: فروش				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	Prob
حاشیه سود ناخالص	EA	−۱/۷۴	۳/۴۳	۰/۰۱۲
تغییرات سود	EM	−۰/۰۰۷	۰/۰۱	۰/۰۹۸
جریان نقد عملیاتی	CFO	۱/۱۲	۰/۸۲	۰/۱۷۴
بدهی جاری	Culib	−۱۲/۷۴	۵/۱۷	۰/۰۱۴
بدهی بلند مدت	Ltdebt	۱/۸۲	۷/۷۷	۰/۸۱۴
آوزده نقدی	CD	۷/۷۰	۳/۷۸	۰/۰۴۲
آماره F		۱۹/۵۱	ضریب تعیین (R2)	۰/۶۴
سطح معنی‌داری F(Prob)		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده (R2A)	۰/۵۹
			آماره دوربین واتسون (D.W)	۱/۶۳۸

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۱۰)، میزان ضریب تعیین مدل برابر (۰/۶۴) می‌باشد که نشان می‌دهد ۶۴ درصد تغییرات فروش با کمک الگوریتم کلونی مورچگان قابل توضیح است. همچنین، سطح معنی‌داری آمارهٔ F عدد ۰/۰۰۰ را نشان می‌دهد و از آنجایی که عدد مذکور کمتر از ۵، یعنی سطح خطای مورد پذیرش می‌باشد، بنابراین تمامی مدل رگرسیونی معنی‌دار است.

نتایج جدول (۱۰)، نشان می‌دهد دقت پیش‌بینی فروش توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی است. بر اساس مدل به دست آمده مدل پیش بینی شده فروش استقراضی توسط الگوریتم کلونی مورچگان از کارایی لازم برخوردار است.

دقت پیش بینی فروش استقراضی توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی است.

$$REM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ERM_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 EA_{it} + \beta_4 EM_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_6 culib_{it} + \beta_8 ltdebt_{it} + \beta_8 CD_{it} + \varepsilon_{it}$$

H0: دقت پیش بینی فروش استقراضی توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی نیست

H1: دقت پیش بینی فروش استقراضی توسط الگوی کلونی مورچگان بیشتر از رگرسیون خطی است.

جدول (۱۱): نتیجه آزمون فرضیه ششم

متغیر وابسته: فروش استقراضی				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	Prob
مقدار ثابت	C	۱۰/۳۲	۰/۱۷۰	۰/۰۱۶
مدیریت ریسک	ERM	۲/۳۴	۰/۰۰۰	۰/۰۳۱
نرخ بازده دارایی	Roa	۵/۵۴	۰/۰۰۳	۰/۰۲۰
حاشیه سود ناخالص	EA	۲/۷۲	۰/۰۰۹	۰/۰۱۲
تغییرات سود	EM	۰/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۰۹۸
جریان نقد عملیاتی	CFO	۰/۴۶	۰/۰۰۳	۰/۱۰۷۴
بدهی جاری	Culib	۳/۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴
بدهی بلند مدت	Ltdebt	−۱/۰۲۳	۰/۵۱۲	۰/۸۱۴
آورده نقدی	CD	۱/۸۹۶	۰/۰۹۶	۰/۰۴۲
آماره F			۱۰/۳۲	۰/۷۱۱
سطح معنی‌داری F(Prob)		۰,۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۱۰
			آماره دوربین واتسون (D.W)	۱/۹۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۱۱)، میزان ضریب تعیین مدل برابر (۰/۷۱۱) می‌باشد که نشان می‌دهد ۷۱ درصد تغییرات فروش استقراضی با کمک الگوریتم کلونی مورچگان قابل توضیح است. از طرفی، آماره F دارای سطح معناداری معادل ۰/۰۰۰ است و از آنجایی که این عدد کمتر از سطح خطای مورد قبول (یعنی ۵ درصد) است، لذا تمامی مدل رگرسیونی معنی‌دار می‌باشد.

همانگونه که در جدول (۱۲)، خواهیم دید، نتایج نشان‌دهندهٔ دقت پیش بینی فروش استقراضی توسط الگوی کلونی موررچگان بیشتر از رگرسیون خطی است. بر اساس مدل به دست امده مدل پیش بینی شده فروش استقراضی توسط الگوریتم کلونی مورچگان از کارایی لازم برخوردار است.

٤-٨. آزمون‌های مرتبط با روش هوش جمعی

در این تحقیق جهت پیش‌بینی فروش استقراضی از روش الگوریتم کلونی مورچه‌ها استفاده شده است.

جدول (۱۲): متغیرهای انتخابی فروش استقراضی

ردیف	نام متغیر	وزن متغیر	وزن متغیر
۱	حاشیه سود ناخالص (EA)	۰/۴۱۷	۰/۵۱۵
۲	بازده دارایی (ROA)	۱/۳۵۷	۰/۹۸۵
۳	بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۴	تغییرات سود (EM)	۰/۰۹۷	۰/۱۱۳
۵	نسبت گردش کل دارایی (ass)	۰/۰۰۰	۰/۵۰۳
۶	وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها	۱/۰۷۳	۰/۸۸۵
۷	بدهی به دارایی (LEV)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۸	بدهی به حقوق صاحبان سهام (RO)	۰/۰۰۰	۰/۵۶۸
۹	بدهی جاری	۰/۸۶۲	۰/۷۷۱
۱۰	بدهی بلند مدت	۰/۹۲۹	۰/۰۸۶
۱۱	آورده نقدی	۱/۲۵۶	۱/۰۲۹
۱۲	سود انباشته	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۳	مدیریت ریسک شرکتی (ERM)	۱/۰۱۶	۰/۹۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج حاصل از وزن هر کدام از متغیرهای انتخابی آورده شده است. همان طور که مشاهده می‌شود ۸ متغیر حاشیه سود ناخالص، بازده دارایی، تغییرات سود، وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها، بدهی جاری، بدهی بلند مدت، آورده نقدی و مدیریت ریسک برای ورود به مدل به دلیل دارا بودن وزن تایید شده است. سایر متغیرها نیز به دلیل آنکه وزنی در مدل ندارند، وارد مدل نمی شوند. از طرفی به منظور معرفی و شناسایی کلیدی‌ترین ورودی‌های موثر در پیش بینی فروش استقراضی از دو الگوی پرواز پرندگان و کلونی مورچگان استفاده شده است. لذا مقدار ۱ به معنی در نظر گرفتن این پارامتر به عنوان ورودی شبکه و مقدار صفر عدم احتمال این پارامتر می‌باشد.

جدول (۱۳): متغیرهای کلیدی در مدل‌های فوق

متغیر	کلونی مورچگان		پرواز پرندگان	
	واقعی	تعهدی	واقعی	تعهدی
حاشیه سود ناخالص	۱	۱	۱	۱
بازده دارایی	۱	۱	۱	۱
بازده حقوق صاحبان سهام	۰	۰	۱	۱
تغییرات سود	۱	۰	۱	۰

متغیر	کلونی مورچگان		پرواز پرندگان	
	واقعی	تعهدی	واقعی	تعهدی
نسبت گردش کل دارایی	۰	۰	۰	۰
وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها	۱	۱	۱	۱
بدهی به دارایی	۰	۰	۰	۱
بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰	۰	۱	۰
بدهی جاری	۱	۱	۱	۱
بدهی بلند مدت	۱	۰	۱	۰
آورده نقدی	۱	۱	۱	۱
سود انباشته	۰	۰	۰	۰
مدیریت ریسک شرکتی (ERM)	۱	۱	۱	۱

همان طور که از جدول مشخص است شش متغیر حاشیه سود ناخالص، بازده دارایی ،وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها، بدهی جاری، آورده نقدی و مدیریت ریسک شرکتی در هر دو مدل به عنوان پارمتر اصلی در الگو محسوب می‌شوند و بیشترین تاثیر را در پیش‌بینی فروش استقراضی و تعهدی دارند.

جدول (١٤): نتایج برازش الگوریتم کلونی مورچه‌هابرای مدل فروش استقراضی

الگوریتم کلونی مورچه ها		
ردیف	خطای داده یادگیری	خطای داده ارزیابی
۱	۱/۰۵۳	۰/۹۱۶
۲	۰/۹۰۸	۰/۷۸۷
۳	۰/۷۸۸	۱/۱۳۲
۴	۱/۳۶۹	۱/۶۹۵
۵	۰/۹۶۵	۰/۷۴۳
۶	۰/۸۵۱	۰/۸۵۱
۷	۱/۳۶۳	۱/۰۰۳
۸	۰/۸۸۰	۱/۰۶۴
۹	۰/۹۶۷	۰/۶۵۸
۱۰	۰/۸۰۲	۰/۸۳۷
میانگین	۰/۹۸۴	۰/۹۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

فروش استقراضی تلاش عمدی مدیریت جهت انتقال اطلاعات خاص به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی تعریف می‌شود. در این راستا، فروش استقراضی اساساً به معنای دخالت هدفمند در فرآیند گزارش‌گری مالی برون سازمانی به منظور تحصیل منافع شخصی است. پیش‌بینی‌های درست و هوشمندانه در مدیریت سود، باعث می‌گردد استفاده کنندگان از گزارش‌های حسابداری، به تصمیم‌های درست و حساب شده تری مبادرت نمایند. در این راستا، یک رویکرد عمدتاً اشتباه و با ریسک بالا آن است که گذشته را مبنایی برای پیش‌بینی آینده قلمداد نمود. این اصل که صرفاً با بهره گیری از اطلاعات گذشته بتوان به پیش‌بینی دقیق آینده شرکت‌ها مبادرت نمود، بسیار پرریسک است، چرا که با توجه به شرایط پرنوسان حال و حتی آینده، ممکن است اطلاعات گذشته در عمل هیچ منفعتی برای پیش‌بینی آینده به همراه نداشته باشند. دراین راستا، تئوری نمایندگی که بر اساس فرض تضاد منافع استوار است می‌تواند تبیین مناسبی از دلایل فروش استقراضی ارائه دهد. چالاکی و یوسفی نیز در این رابطه، با استفاده از درصد مالکیت سهامداران نهادی، نسبت بدهی، اندازه شرکت، مالیات بردرآمد، تغییر پذیری فروش، تغییرپذیری سود، وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، نسبت کیفیت سود، گردش مجموع دارایی‌ها، بازده فروش، بازده سرمایه‌گذاری و بازده حقوق صاحبان سهام مدلی را با استفاده از درخت تصمیم ایجاد نمودند که دقت ۷۴ درصدی در پیش‌بینی فروش استقراضی داشت. هدف این پژوهش نیز ارائه مدل تکاملی فروش استقراضی با استفاده از هوش جمعی و الگوریتم کلونی مورچگان بوده است. نتایج برازش الگوریتم کلونی مورچه‌ها نشان داد که این الگوریتم با دقت بالای ۹۸درصد توانایی پیش‌بینی فروش استقراضی را دارد. نتایج برازش کلونی مورچه‌ها نشان می‌دهد که این الگوریتم با دقت بالای ۹۷ درصد توانایی پیش‌بینی فروش را دارد. نتیجه دیگر این پژوهش نشان داد الگوریتم کلونی مورچگان توانایی پیش بینی خطاها را دارد (خطای ۰,۹۴ درصد). در نهایت سومین نتیجه از برازش کلونی مورچه‌ها نشان می‌دهد که این الگوریتم با دقت بالای ۹۸ درصد توانایی پیش‌بینی فروش استقراضی را دارد. نتایج تحقیق حاضر با نتایج تحقیقات بلاو و دیگران (۲۰۲۳)، فنگ و جیانگ (۲۰۲۳)، غلامی و دیگران (۱۴۰۲)، موحدی و دیگران (۱۴۰۲)، هاردی (۲۰۲۳)، دیویس و دیگران (۲۰۲۳)، لو و دیگران (۲۰۲۳)، نی و ژو (۲۰۲۳) و استریخ (۲۰۲۲) همخوانی دارد.

پیشنهادات

- ارایه مدل جدید فروش استقراضی با در نظر گرفتن دیگر جوامع آماری؛ گسترده‌تر کردن اطلاعات و تلاش برای در بر گرفتن بازارهای بین المللی؛
- ارایه مدل جدید فروش استقراضی با درنظرگرفتن دیگر نمونه‌های آماری؛ برای مثال تقسیم‌بندی بازار به زیر مجموعه‌هایی بر اساس صنعت و انجام مجدد کلیه مراحل این پژوهش و مقایسه نتایج ارایه مدل جدید فروش استقراضی با تساهل در قیود و مقایسهٔ نتایج؛ می‌توان در قیودی همانند بیشینه مقدار بازده در مدل جدید فروش استقراضی تعدیلاتی انجام داد و نتایج را با مدل قدیمی فروش استقراضی مقایسه کرد؛
- ارایه مدل جدید فروش استقراضی با ایجاد قیود دیگر مثلا ایجاد زمان و بازده مدل در شرایط بازده کم و بازده متوسط و بازده زیاد و مقایسهٔ نتایج با مدل قدیمی فروش استقراضی؛
- ارایه مدل جدید فروش استقراضی با تاکید بر مباحث رفتاری مالی و شیوهٔ تأثیرپذیری سرمایه گذاران؛
- دستیابی به رشد بلند مدت و مداوم اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینهٔ منابع در سطح اقتصاد ملی است و این مهم بدون ارایه مدل‌های جدید در بازار سرمایه (مدل فروش استقراضی) به سهولت امکان‌پذیر نیست.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع

- -Aiello, M., & Angelico, C. (2022). Climate change and credit risk: The effect of carbon tax on Italian banks' business loan default rates. *Journal of Policy Modeling*, 45(1), 187-201.
- Blau, B., Cox, J., & Voges, R. (2023). Daily short selling around reverse stock splits. *Journal of Financial Markets*, (65), 594- 611.
- Centola, D. (2022). The network science of collective intelligence. *Journal of Trends in Cognitive Sciences*, 36(1), 923-941.
- Dasilas, A. (2022). The impact of margin trading and short selling on the investment-to-price sensitivity. Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, (84), 1-19.

- Davis, L., De Souza, J., & Kim, Y. (2023). What are firms borrowing for? The role of financial assets. *Journal of Economic Modelling*, (125), 1074-1089.
- Dutordoir, M., Strong, N., & Sun, P. (2022). Does short-selling potential influence merger and acquisition payment choice? *Journal of Financial Economics*, 144(3), 761-779.
- Feng, L., & Xiang, C. (2023). Short-selling and mutual fund herding: The Chinese evidence. *Journal of Finance Research Letters*, (52), 939-955.
- Francis, B., Samuel, G., & Wu, Q. (2023). The impact of short selling on dividend smoothing. *Journal of Financial Stability*, (65), 1051-1066.
- Galvez, J., Gambacorta, L., & Mayordomo, S. (2021). Dollar borrowing, firm credit risk, and FX-hedged funding opportunities. *Journal of Corporate Finance*, (68), 1-16.
- Gholami, S., Abtahi, S. Y., Askarzadeh, G., & Khajeh Mahmood, H. (2023). Modeling daily price fluctuations, liquidity and the effect of magnetism on the temporary cessation of trading on the Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 16(58), 90-105.
- Giau Bui, D., Hasan, I., & Nguyen, H. (2023). Short-selling threats and bank risk-taking: Evidence from the financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, (150), 1-23.
- Hardy, B. (2023). Foreign Currency Borrowing, Balance Sheet Shocks, and Real Outcomes. Journal of International Money and Finance, 28(2), 451-470.
- Heidari, H., & Farzanegan, E. (2023). Investigating the Limits-of-Arbitrage and Arbitrage Asymmetry on the Idiosyncratic Volatility Return Premium in the Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 16(57), 125-138.
- Jiang, G., Shimizu, Y., & Strong, C. (2022). Back to the futures: When short selling is banned. *Journal of Financial Markets*, (61), 79-93.
- Kariya, A. (2021). Borrowing from government owned banks & firm's liquidation risk. *Journal of Corporate Finance*, (69), 713-730.
- Lu, P., Wang, Y., & Li, B. (2023). Short selling and corporate financial fraud: Empirical evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 89(1), 60-77.
- Meng, Q., Huang, H., & Li, X. (2023). Short-selling and corporate default risk: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, (87), 398-417.
- Movahedi, M., Homayounfar, M., Fadaei Eshkiki, M., Soufi, M. (2023). Development of a model based on fuzzy cognitive map to analyze the

performance of stock exchange firms. *Journal of Securities Exchange*, 16(61), 41-60.
- Ni, X., & Xu, H. (2023). Are short selling threats beneficial to creditors? Insights from corporate default risk. *Pacific-Basin Finance Journal*, (81), 226-242.
- Nikoo, H., Barzegari Khanagha, J., & Mirzaei, H. R. (2023). Evolutionary Multi-Objective Optimization for ultivariate Pair Trading in Tehran Stock Exchange: The Cointegration Approach. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 16(57), 111-124.
- Nilchi, M., & Farid, D. (2023). Modeling Price Dynamics and Risk Forecasting in Tehran Stock Exchange Market: Nonlinear and Non-gaussian Models of Stochastic Volatility. *Financial Research Journal*, 25(2), 275-299.
- Strych, J. (2022). The impact of margin trading and short selling by retail investors on market price efficiency: Empirical evidence from bitcoin exchanges. *Journal of Finance Research Letters*, 47(2), 24-38.
- -Tabibi, M., Davoodi, S., Abdolbaghi Ataabadi, A. (2023). Optimal portfolio selection based on parametric and non-parametric multi-horizon expected shortfall. Journal of Securities Exchange, 16(61), 221-240.
- -Valerio Geraci, M., Gnabo, J., & Veredas, D. (2023). Common short selling and excess comovement: Evidence from a sample of LSE stocks. *Journal of Financial Markets*, (65), 1-15.
- Zhou, Y., Tang, T., & Luo, L. (2023). Is corporate environmental investment a strategic risk management tool? Evidence from short selling threats. *Pacific-Basin Finance Journal*, (82), 209-228.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

مقاله پژوهشی، صفحات: ۱۵۳ تا ۱۷۸

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رهیافت خود توضیحی برداری با وقفه‌های گسترده

غلامعلی حاجی [*۱]
فریبا رشنو [۲]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۷/۰۵ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۱۰/۰۵

چکیده

از مهمترین اهداف دولت‌ها در هر اقتصادی، کنترل وضعیت نابرابری درآمد می‌باشد، به طوری که در هر کشوری، دولت‌ها با توجه به عواملی که در اختیار دارند در صدد بهبود شرایط توزیع درآمد می‌باشند. یکی از عوامل بسیار مهمی که بر توزیع درآمد تاثیر دارد، اقتصاد سایه می‌باشد. اقتصاد سایه به عنوان عاملی که متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد بر توزیع درآمد نیز تاثیر دارد، بنابراین در این مقاله به بررسی تاثیر اندازه اقتصاد سایه بر نابرابری درآمد، در دوره‌های کوتاه مدت و بلند مدت، با استفاده از روش اقتصاد سنجی پانل دیتا در دوره ۱۳۶۶ تا ۱۴۰۰ در ایران، پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد سایه در کوتاه مدت، تاثیر مثبت و در بلندمدت، تاثیر منفی بر توزیع درآمد دارد.

واژگان کلیدی: اقتصاد سایه؛ نابرابری درآمد ؛ضریب جینی؛ دوره‌های بلندمدت و کوتاه مدت؛روش ARDL

طبقه‌بندی JEL: O17; I3; D63

[*۱] استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Gh.haji@iau.ac.ir
[۲]. دانشجوی دکترا، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران، پست الکترونیکی: rashnoo202@gmail.com

۱. مقدمه

توزیع درآمد و ثروت و کاهش فقر در جامعه در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به یک چالش اساسی بدل شده است به طوری که در هر دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته اختلاف بین ثروتمند و فقیر در حال افزایش است به طوری که وقتی نابرابری درآمدی به شدت بالا می‌رود، نارضایتی اجتماعی را دامن می‌زند و خطر ناآرامی‌های اجتماعی و سیاسی را افزایش می‌دهد. سکوپوس وهمکاران[1] (۲۰۲۹) نیز چنین استدلال می‌کنند که نابرابری درآمدی بالا، «با افزایش احتمال کودتا، انقلاب، خشونت‌های توده‌ای یا به طور کلی‌تر با افزایش عدم قطعیت سیاست‌ها و تهدید حقوق مالکیت، تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری دارد و در نتیجه رشد را کاهش می‌دهد. اگرچه با صنعتی شدن کشورها به نظر می‌آمد که این معظل برطرف گردد، اما به دنبال انقلاب صنعتی، افزایش شکاف بین کشورها و بروز دوگانگی در تولید، فقر و نابرابری به شکل بی‌سابقه‌ای افزایش یافت که موجب ناآرامی و بی‌ثباتی‌های اجتماعی و سیاسی بسیاری شد (براتی و نجفی‌زاده، ۱۴۰۰). این امر سبب شد تا در اهداف توسعه هزاره سوم، کاهش فقر و نابرابری‌های درآمدی به عنوان ابزاری برای ارزیابی استانداردهای سطح زندگی کل مردم یک کشور و همچنین برای مقایسه استاندارد سطح زندگی طبقات اجتماعی و یا مناطق مختلف یک کشور از اهداف تعریف شده سران همه کشورها باشد (بختیاری و اوغلی، ۱۳۹۳، ۹). از جمله عواملی که موجب افزایش شکاف درآمدی و عدم توزیع مناسب درآمد در بین اقشار مختلف جامعه می‌باشد وجود بخشهایی از اقتصاد است که به صورت غیر رسمی فعالیت می‌نمایند (اسدزاده وجلیلی، ۱۳۹۴) طبق بررسی هایی که توسط سکویوس و همکاران (۲۰۱۹) صورت گرفته است اقتصاد سایه عموم اقتصادهای دنیا را تحت تاثیر منفی خود قرار می‌دهد و موجب تحریف بخش‌های قابل توجهی از اقتصادها می‌شود به طوری که اقتصاد سایه موجب کاهش اثرات سیاست‌های اقتصاد کلان می‌شود، درآمدهای مالیاتی را کاهش می‌دهد، کیفیت کالاها و خدمات عمومی را کاهش می‌دهد، هزینه‌های تامین مالی را افزایش می‌دهد و سیستم بانکی و بهره وری را دچار اختلال می‌نماید. از آنجایی که مهمترین کانال توزیع مجدد درآمد و کاهش فقر درآمدهای مالیاتی می‌باشد لذا اقتصاد سایه با تاثیر گذاری بر درآمدهای مالیاتی دولت و اختلال در آن موجب اختلال در توزیع مناسب و مجدد درآمد می‌شود و شکاف درآمد افزایش

[1] Psychoyios & et al.

می‌یابد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۹، ۱۲). دولت‌ها بخش بزرگی از درآمدهایشان را از طریق فرار مالیاتی، اجتناب از پرداخت مالیات و یا در مجموع «اقتصاد سایه‌ای» از دست می‌دهند که می‌توانست به کاهش فقر و ترویج توسعه پایدار کمک کند (نیکپور و شاه حبیب‌الله[1]، ۲۰۲۰). فعالیت‌های اقتصادی که به هر صورت در مبادی مالیاتی و گمرکی ثبت نمی شوند و فرارهای مالیاتی و اجتناب‌های مالیاتی در زمره اقتصاد سایه قرار می‌گیرند. درآمدهای به دست آمده از فعالیت‌های اقتصاد سایه مبالغ هنگفتی را شامل می‌شوند که با فرارهای مالیاتی و اجتناب‌های مالیاتی خود شکاف درآمدی بین اقشار مختلف جامعه را افزایش می‌دهند لذا بررسی و شناسایی روش‌های مقابله با فعالیت‌های اقتصادی سایه می‌تواند در بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر تاثیر بسزایی داشته باشد لذا در این مقاله تلاش می‌شود به طور مبسوط به بررسی مبانی نظری اقتصاد سایه، بررسی تاثیر آن بر سیاست‌های اقتصاد کلان و تاثیر آن بر توزیع مناسب درآمد و کاهش فقر پرداخته شود. اسدزاده و جلیلی (۱۳۹۴) به بررسی موضوعی مشابه پرداخته اند و بررسی کرده اند که اقتصاد سایه در ایران چه تاثیری بر توزیع درآمد دارد اما مطالعه ایشان تاثیرات کوتاه مدت و بلند مدت را در نظر نمی‌گیرد و صرفا با بررسی شکست ساختاری و بررسی روابط در بلند مدت می‌پردازد. تفاوت اساسی در پژوهش ایشان و پژوهش حاضر در این است که در این پژوهش روابط کوتاه مدت و بلند مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد و همچنین دوره مورد مطالعه تا سال ۱۴۰۰ می‌باشد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مطالعات انجام شده

حسینی و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه خود به بررسی تاثیر دموکراسی بر رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی در ایران با بهره گیری از رویکرد نهادی می‌پردازند. ایشان بااستفاده از اطلاعات سری‌های زمانی برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۷ و روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی را با محوریت فرضیه کوزنتس در مدل اقتصادی سیاسی آزمون شده است. نتایج ایشان حاکی از آن است که فرضیه کوزنتس در ایران با سطح اطمینان بالایی مورد تایید است. در ابتدا رشد اقتصادی سبب افزایش شکاف درآمدها شده است و پس از رسیدن به مقدار بیشینه نابرابری، افزایش رشد اقتصادی موجب بهبود توزیع

[1] Nikopour & Shah Habibullah

درامدها شده و نابرابری کاهش می‌یابد. اما زمانی که تاثیرات همزمان رشد و دموکراسی بر نابرابری در قالب متغیر حاصل ضربی، دموکراسی در رشد اقتصادی، در نظر گرفته می‌شود، این متغیر تاثیر مستقیم و معنادار بر بهبود توزیع درآمد داشته است که به خاطر ماهیت نهادی دموکراسی، شدت این تاثیر در بلندمدت بیشتر است. نوراحمدی و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی تاثیر تورم بر نابرابری درآمد در ۶۶ کشور در حال توسعه ازجمله ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. ایشان برای بررسی موضوع از مدل پانل دیتای پویا و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده کرده‌اند. نتایج ایشان نشان می‌دهد که افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه و شهرنشینی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و افزایش آنها سبب بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌شود اما افزایش آزادی تجارت بین المللی در کشورهای مورد مطالعه باعث بدترشدن وضعیت نابرابری درآمد می‌شود. زمردیان و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی به بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد در ایران پرداختند. دوره زمانی این پژوهش شامل سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۵ است و در این پژوهش از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تورم اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی در ایران دارد و افزایش تورم منجر به بدتر شدن وضعیت نابرابری درآمد در ایران می‌شود.حسینی و همکاران (۱۳۹۹)، با بررسی تاثیر متغیر دموکراسی در رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی در بلندمدت نشان می‌دهد که رشد اقتصادی همراه با برقراری شرایط دموکراتیک دارای اثر منفی ومعنادار بر سطح نابرابری بوده و سبب کاهش نابرابری شده است. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم به عنوان یکی از مدل‌های تغییر رژیمی، تاثیر اندازه دولت بر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران را طی دوره ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار داده اند. نتایج ایشان نشان می‌دهد که با افزایش اندازه دولت، اقتصاد سایه تاثیر منفی و تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه تاثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارند. اسدزاده و جلیلی (۱۳۹۴)، درمطالعه‌ای رابطه بین نابرابری درآمدی و اقتصاد سایه را در ایران طی دوره ۱۳۵۰ تا۱۳۸۹ با استفاده از آزمون شکست ساختاری درونزای بای- پرون و انجام آزمون ریشه واحد لی – استرازیکیچ با روش حداقل مربعات معمولی مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده اثر اقتصاد سایه بر نابرابری درآمدی مثبت بوده و با افزایس آن، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. همچنین نتایج ایشان نشان می‌دهد که اثر اقتصاد سایه در هم زمانی با رشد اقتصادی و اندازه دولت حاکی از آن است که در حالت افزایش اقتصاد سایه، نابرابری‌های درآمدی افزایش می‌یابد.

ایساکو (۲۰۲۱)، به بررسی اینکه آیا اندازه اقتصاد سایه باعث افزایش نابرابری درآمد در اوگاندا می‌شود یا خیر، می‌پردازد. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد که اندازه اقتصاد سایه بزرگ است و به طور قابل توجهی نابرابری درآمد را در بلندمدت وکوتاه‌مدت افزایش می‌دهد که این نشان می‌دهد افرادی که نمی‌توانند در اقتصاد رسمی جذب شوند با تعداد فرصت‌های معیشتی کمتری مواجه می‌شوند و به آنها انگیزه می‌دهد تا در اقتصاد سایه به عنوان ابزاری برای بقا فعالیت کنند. برای آنها و خانواده‌هایشان تعداد شانس موفقیت در اقتصاد رسمی کمتر است.

الورن و اوزگور[1] (۲۰۱۶)، رابطه نابرابری درآمد و اقتصاد سایه در ترکیه را طی دوره ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۸ با استفاده از آزمون هم انباشتگی جوهانسون، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و آزمون علیت گرنجر بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج پژوهش آنها، افزایش نابرابری درآمد و رقابت در تجارت خارجی منجر به گسترش اقتصاد سایه می‌شود و بیکاری تاثیر منفی بر اقتصاد سایه دارد.

سیکویوس و همکاران (۲۰۱۹)، طی مطالعه‌ای ضمن محاسبه اقتصاد سایه در ۱۹ کشور عضو اتحادیه اروپا، به بررسی نقش دولت در میزان گسترش اقتصاد سایه پرداخته‌اند. آنها از ورودی مصرف برق برای اندازه‌گیری اقتصاد سایه بهره برده‌اند و برای بررسی تاثیر کیفیت دولت از سه متغیر استفاده کرده و در مدل پانلی، تاثیرات آنها بر روی اقتصاد سایه را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کیفیت دولت نقش کلیدی در کاهش اندازه اقتصاد سایه دارد.

یاپ و همکاران[2] (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه غیرخطی اقتصاد سایه و نابرابری درآمد با استفاده از روش حداقل مربعات تابلویی و با به کارگیری داده‌های تابلویی نامتعادل مربوط به ۱۵۴ کشور طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج مطالعه آنها، رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه در کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) و کشورهای در حال توسعه متفاوت است. بر اساس یافته‌های آنها، بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در کشورهای منتخب طی دوره مورد بررسی، ارتباط غیرخطی و معنی‌دار وجود داشته و در حالت کلی رابطه این دو متغیر به اندازه اقتصاد سایه بستگی دارد. همچنین رابطه اقتصاد سایه و

[1] Elveren and Özgür
[2] Yap et al

نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته به صورت N معکوس بوده و در کشورهای در حال توسعه طبق بررسی‌های نیمه پارامتریک و ناپارامتریک این رابطه به صورت U معکوس می‌باشد.

دل آنتو(۲۰۱۶)، رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه را با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری(SEM) و با بهره‌گیری از داده‌های مقطعی مربوط به ۱۱۸ کشور بررسی کرده است. بر اساس نتایج پژوهش وی، بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه رابطه مثبت وجود دارد و این همبستگی مثبت به دلیل کاهش تولید ناخالص داخلی بخش رسمی و نه به دلیل افزایش فعالیت‌های غیررسمی می‌باشد.

با توجه به نتایج به دست آمده در پژوهش‌های پیشین، اکثر مطالعات نتایج همسو با نتایج این پژوهش به دست آورده اند به طور مثال در مطالعات پژوهشگران داخلی رابطه اقتصاد سایه با توزیع درآمد یک رابطه معنی دار و منفی می‌باشد به عبارت دیگر تاثیر اقتصاد سایه بر توزیع درآمد تاثیری منفی بوده است همچنین در مطالعات خارجی نیز این تاثیر منفی بوده است بدیهی است که اقتصاد سایه به عنوان یک متغیر مخرب بر متغیرهای اقتصادی بر توزیع درآمد نیز تاثیر منفی خواهد گذاشت زیرا اقتصاد سایه به دلیل فرار و اجتناب از پرداخت مالیات موجب انتقال ثروت و درآمد از بخش‌های متوسط به بخش‌های بادرآمد بالا خواهد شد و توزیع درآمد دچار مشکل خواهد شد.

۲-۲. مبانی نظری

۲-۲-۱. نابرابری درآمد

نابرابری درآمد به عنوان یکی از انواع مهم نابرابری، مورد توجه دانشگاهیان قرار گرفته است. طبق گفته کوزنتس[1] (۱۹۵۵) نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه به دلیل پایین بودن سطح درآمدسرانه زیاد است و انتظار می‌رود با توسعه اقتصادی و ثروتمندتر شدن، معکوس شود اوسینوبی و اولومولا[2] (۲۰۲۰). اقتصاددانان نئوکلاسیک معتقدندکه نابرابری موقتی است و به دلیل جریان آزاد منابع، نیروی کار، سرمایه و سایر عوامل بلندمدت از بین خواهد رفت. این دیدگاه مبتنی بر فرض غیرعملی رقابت کامل، اغلب نمی‌تواند تداوم نابرابری درآمد را به ویژه در کشورهای در حال توسعه توضیح دهد (زو و همکاران[3]، ۲۰۲۰). در اندازه‌گیری داده‌های نابرابری

[1] Kuznets
[2] Osinubi and Olomola
[3] Zhu et al

درآمد را می‌توان از تنظیمات مختلف، طبقات مختلف درون یک جامعه، حرفه‌های مختلف، یا جنسیت‌های مختلف به دست آورد و نابرابری درآمد تمایل دارد که به شرایط اقتصادی برای هر دو گروه و فرد نگاه کند، در حالی که نابرابری اقتصادی بین وضعیت اقتصادی افراد مختلف یا گروه‌های مختلف متفاوت است، دلیل آن این است که به نظر می‌رسد درآمد اهمیت قابل توجهی برای استاندارد زندگی یک فرد دارد. عوامل ایجادکننده یا تعیین‌کننده نابرابری‌های درآمدی می‌تواند عواملی مانند: ساختار حاکمیت سیاسی، فساد، حاکمیت سیاسی، ثبات نهادی، توانایی ذاتی، نژاد، تحصیلات، کار، فرهنگ، جنسیت، جمعیت وغیره باشد (آبیلور و همکاران[1]، ۲۰۱۹).

۲-۲-۲. اقتصاد سایه

سازمان بین‌المللی کار[2] (ILO) اقتصاد سایه را شامل تمامی فعالیت‌های اقتصادی که توسط ترتیبات رسمی پوشش داده نشده یا به حد کافی پوشش داده نمی‌شوند، تعریف می‌کند. مدینا و اشنایدر[3] (۲۰۱۸) اقتصاد سایه را شامل تمام فعالیت‌های اقتصادی که به دلایل پولی (اجتناب از پرداخت مالیات و فرار مالیاتی)، نظارتی (اجتناب از بوروکراسی دولتی) و نهادی (فساد و بخش مربوط به نهادهای سیاسی ضعیف) از مقامات دولتی پنهان نگه داشته شده‌اند، تعریف می‌کنند. باتوجه به تعاریف ذکر شده، مهمترین عوامل تاثیرگذار بر ایجاد و گسترش اقتصاد سایه شامل نظام بوروکراسی و قوانین دست و پاگیر دولتی، عدم وجودنظام مالیاتی درست، افزایش مالیات‌های دریافتی از سوی دولت، عدم نظارت کافی در بخش‌های مختلف و فرایندهای غیرقانونی مانند قاچاق، تجارت مواد مخدر و... می‌باشد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۹). اقتصاد سایه، پیامدهای منفی و حتی جبران‌ناپذیری بر ابعاد مختلف زندگی اجتماعی و اقتصادی یک کشور دارد. بر این اساس، اتخاذ سیاست‌های مناسب برای محدودسازی بخش سایه اقتصاد می‌تواند به کاهش هزینه‌ها، افزایش درآمدهای دولت، دریافت حق دولت و تامین حق جامعه توسط دولت، تقسیم عادلانه درآمد و ثروت در بین اقشار جامعه، تخصیص هدفمند و مناسب منابع اقتصادی و در کل رسیدن به اهداف سه‌گانه تخصیص، توزیع و تثبیت کمک کند. تفاوت قابل توجهی در سهم اقتصاد سایه از «تولید ناخالص داخلی» برای کشورهای مختلف وجود دارد و معمولاً این سهم برای کشورهای در حال توسعه و نوظهور در مقایسه با کشورهای صنعتی

[1] Abiloro et al
[2] International Labour Organization
[3] Medina and Schneider

بیشتر است. این کشورها با توجه به ضعف سیستم مالیاتی، بوروکراسی اداری، عدم گسترش اخلاق مالیاتی، بیکاری و محدودیت‌های تجاری و مانند آن، اقتصاد سایه بزرگ‌تری دارند (فراهتی، ۱۳۹۹). فعالیت‌های مربوط به این بخش از اقتصاد ممکن است درشرایطی با انجام فعالیت‌های هنجارشکنانه همراه بوده و نوعی بی‌قانونی تلقی شوند، اما در برخی موارد نیز با انجام اعمالی که هیچ تناقضی با قانون و مقررات کشور ندارند همراه هستند (نادران و صدیقی، ۱۳۸۷). دو متغیر اقتصاد سایه و نابرابری درآمد، پیامدهای سیاستی زیادی برای زمان ما دارد و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دل آنو[1]، ۲۰۱۶). برای مثال جایی که اقتصاد سایه به طور نامتناسبی بزرگ است، اجرای موثر ممکن است اندازه آن را محدود کند، اما همچنین ممکن است نابرابری درآمد را بدتر کند و کند شود. با توجه به اینکه اکثر کسانی که در اقتصاد سایه مشغول هستند فقیر و به حاشیه رانده شده‌اند، رشد را کاهش می‌دهد. همانطور که سازمان ملل متحد در سال ۲۰۲۰ نشان داد، گسترش نابرابری درآمدی یک چالش جهانی هم برای کشورهای توسعه یافته و هم کشورهای در حال توسعه درزمان ما است. افزایش نابرابری برای بسیاری از سیاست گذاران نگران کننده است، زیرا نشان دهنده کمبود فرصت و تحرک درآمد است که نشان دهنده پایداری آسیب پذیری بخش‌های خاصی از جمعیت است (هالماریام و دفماشیو[2]، ۲۰۲۰). همانطور که توسط راوالیون[3] (۲۰۰۱) نشان داده شده است، حرکتی که در آن سیاست‌های تقویت‌کننده رشد می‌توانند بر کاهش فقر تأثیر بگذارند را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این بدان معناست که در کشورهایی که نابرابری درآمد در بالاترین حد خود است، اجرای هر گونه سیاست افزایش رشد ممکن است تأثیر کمی بر کاهش فقر داشته باشد یا هیچ تأثیری نداشته باشد. روند افزایشی در نابرابری درآمد در بسیاری از کشورها در سال‌های اخیر علاقه‌ای دوباره به درک پیامدها و محرک‌های آن ایجاد شده است (بروکنر و لدرمن[4]، ۲۰۱۸). در تعدادی از کشورها، شکاف درآمدی بین فقیر و ثروتمند در دهه‌های گذشته به گسترش خود ادامه داده است، که باعث نگرانی سیاستگذاران شده است (سازمان ملل متحد[5]، ۲۰۲۰). با توجه به این روند نگران‌کننده در نابرابری درآمد و رشد، بررسی برخی از عوامل زمینه‌ای که روند افزایشی را هدایت می‌کنند، همچنان یک نقطه مهم نگرانی هستند. اندازه‌گیری فعالیت‌های اقتصاد سایه

[1] Dell Anno
[2] Hailemariam and Dzhumashev
[3] Ravallion
[4] Brueckner and Lederman
[5] United Nations

دشوار است زیرا مالیات آنها از چشم مقامات دولتی و تنظیم‌کننده پنهان هستند با توجه به گفتمان فوق، آشکار است که نرخ‌های فراگیر نابرابری درآمدی تبدیل به یک موضوع نگران‌کننده شده است. بنابراین میزان نابرابری درآمدی و محرک‌های آن یکی از موارد داغ مسائل مورد بحث توسط اقتصاددانان و سیاست گذاران است. اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته به دو چالش اجتماعی در هم تنیده تبدیل شده‌اند. گسترش نابرابری درآمد در میان فقرا به این معنی است که آنها نمی‌توانند هزینه تحصیلات مناسب را بپردازند و مراقبت‌های بهداشتی برای فرزندان خود، که به نوبه خود بر تشکیل سرمایه انسانی در میان فقرا تأثیر می‌گذارد را داشته باشند (دل آنو، ۲۰۱۶). علاوه بر این، شواهد تجربی از این دیدگاه حمایت می‌کنندکه خانواده‌های فقیرتر فرزندان بیشتری نسبت به همتایان خود که ثروتمند هستند، تولید می‌کنند در نتیجه نابرابری درآمدی در بین آنها افزایش می‌یابد. این خانوارهای فقیر به دلیل نرخ باروری بالاتر، انباشت سرمایه انسانی را کاهش می‌دهند.در نتیجه، بخش بزرگی از کودکان (که کارگر خواهند بود) ممکن است همچنان فقیر و غیر ماهر بمانند.که آنها را بعید می‌سازد که به بخش رسمی بپیوندند، بلکه برای بقای خود به‌طور غیررسمی فعالیت می‌کنند (ایساکو[1]، ۲۰۲۱). هر دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد با توجه به اینکه در چه شرایطی قرار دارند، ممکن است تفاوت‌ها و تشابه‌هایی با یکدیگر داشته باشند. در جدول (۱)، بررسی اجمالی دو بخش رسمی و غیررسمی در زمینه‌های ماهیت شرکت‌ها، تکنولوژی بازار عوامل تولید (ورودی) و بازارهای تولیدی انجام شده است، که تفاوت‌های هر دو بخش رسمی و غیررسمی در موارد ذکر شده را نشان می‌دهد.

جدول (۱): مقایسه بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد

	بخش رسمی	بخش غیر رسمی
ماهیت شرکت‌ها	– شرکت‌های ثبت شده بزرگ و دارای ماهیت حقوقی – شرکت‌های تخصصی – مالکیت داخلی و یا خارجی – تولید در مقایس بزرگ – شغل‌های دائمی، تمام وقت با نرخ بالا و بر اساس قرارداد کار رسمی	– شرکت‌های ثبت نشده، کوچک و غیرقانونی – واحدهای مختلف – تولید در مقیاس کوچک – افرادی که به صورت دائمی به کار خویش فرما مشغول هستند، افراد خانواده که درآمدی از کار کسب نمی‌کنند، کارگران فصلی و نیمه وقت – شرکت‌های تولید درآمد با فرار کامل مالیاتی

[1] Esaku

	بخش رسمی	بخش غیر رسمی
	– حداکثر سود شرکت‌ها همراه با فرار مالیاتی – هدف اصلی انباشت سرمایه است.	– هدف اصلی جذب کار است.
تکنولوژی	– تکنولوژی پیشرفته مدرن – استفاده از ابزارها و مهارت‌های پیشرفته – تولید سرمایه‌بر – مستلزم آموزش (تحصیلات) رسمی – ورودی‌های ملزومات	– استفاده از تکنولوژی‌های تصویب شده – استفاده از ابزارهای ساده و مهارت‌های کم – تولید کاربر – یاد گرفتن از طریق انجام دادن – ورودی‌های محلی
بازارعوامل تولید(ورودی)	– دسترسی به مواد خام با مانع مواجه شود. – کارگران طبق قانون کار به کار گرفته می‌شوند. – دسترسی به منابع داخلی و خارجی و موسسات مالی با نرخ بهره نسبتاً پایین – معاملات اعتباری ممکن است انجام شود.	– دسترسی آسان به مواد خام از محیط‌های محلی – نیروی کار طبق قانون کار به کار گرفته نمی‌شود. – به هیچ موسسه مالی دسترسی نداشته و به اعتبار خود و یا اعتبار غیررسمی با نرخ بالا وابسته است. – تمام معاملات به صورت نقدی انجام می‌پذیرد.
بازارهای تولیدی	– موانع بزرگ – شرکت‌های بزرگ – محصولات استاندارد شده – دولت بازار را از طریق تعرفه‌ها، واردات، مجوز و ... سازمان‌دهی می‌کند. – بازگشت بالای هر دو سرمایه انسانی و فیزیکی	– ورود آسان – شرکت‌های رقابتی – محصولات غیر استاندارد – بازارها تنها و بدون سازمان دهی هستند. – بازگشت پایین پول و سرمایه

منبع: عطیع[1] (۲۰۰۹)

فعالیت‌های مربوط به حوزه اقتصاد سایه پیامدها و تبعاتی به دنبال دارند که می‌توانند به صورت مستقیم یا غیر مستقیم بر سایر فعالیت‌های اقتصادی تاثیر گذار باشند. کاهش درآمدهای

[1] Attia

مالیاتی، مشکلات اخلاقی مالیات، آثار رفاهی ناعادلانه در مالیات دهندگان، تحریف داده‌های اقتصادی و اجتماعی، رقابت قیمت ناعادلانه میان شرکت کنندگان در بخش غیررسمی و کسانی که در بخش غیررسمی مشغول هستند و تخصیص ناکارآمد منابع اقتصادی برخی از پیامدهای مهم بخش غیررسمی هستند (باجادا و اشنایدر[1]، ۲۰۰۵). در ادامه به طور خلاصه به مبانی نظری در خصوص اثر سایر متغیرهای توضیحی بر رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه پرداخته شده است.

۲-۲-۳. رابطه بین متغیرهای پژوهش با توزیع درآمد

۲-۲-۳-۱. اقتصاد سایه

با توجه به این که اقتصاد سایه اقتصادی است که در آن درآمدهای حاصله، از کانال‌های غیر قانونی می‌باشد لذا پرداخت مالیات در آن انجام نمی‌شود و همچنین با توجه به این که مهمترین وسیله توزیع مجدد درآمد مالیات می‌باشد لذا با وجود اقتصاد سایه توزیع مناسب درآمد در جامعه صورت نخواهد گرفت. در پژوهشی که منصورنیا و شیرخانی (۱۴۰۱)، انجام داده‌اند نتیجه گرفته شده است که مبالغ ناشی از اجتناب مالیاتی موجب افزایش دریافتی مدیران و کاهش دستمزد کارگران شده است. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده در پژوهش متین فرد و چهارمحالی (۱۳۹۹)، اجتناب و فرار از مالیات و همچنین قاچاق موجب افزایش عدم اطمینان سیاسی و کاهش تولید ناخالص داخلی و همچنین کاهش توزیع مناسب درآمد می‌شود.

۲-۲-۳-۲. تورم

مطالعات بسیاری در مورد تبعات وجود تورم در جامعه مورد بررسی قرار گرفته است از جمله مهمترین آنها می‌توان به مطالعه کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۹) اشاره کرد که نرخ تورم بالا موجب افزایش نرخ بیکاری، نامناسب شدن وضعیت توزیع درآمد و همچنین کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. در پژوهش کمیجانی و محمدزاده اشاره شده است که با وجود تورم بالا سهم درآمد دهک اول بالا افزایش و سهم درآمد ۴۰ درصد پایین جامعه کاهش می‌یابد.

[1] Bajada and Schneider

۲-۲-۳-۳. کنترل فساد

کنترل فساد به عنوان متغیر و عاملی که بر میزان قاچاق و اجتناب‌های مالیاتی تاثیر بسزایی دارد می‌تواند بر توزیع مجدد درآمد تاثیر گذار باشد بدیهی است که سیستم اجرای قانون و عملکرد بهتر آن موجب کاهش فساد و قاچاق و همچنین اجتناب‌های مالیاتی خواهد بود و این تاثیر از کانال افزایش تولید ناخالص داخلی و افزایش درآمد دهک‌های پایین موجب بهبود وضعیت توزیع درآمد در جامعه خواهد بود به طور مثال در پژوهش سلاطین (۱۳۹۶) به بررسی تاثیر کنترل فساد بر توزیع درآمد پرداخته شده است. نتایج مربوط به این پژوهش نیز نشان می‌دهد که تاثیر کنترل فساد از طریق کانال افزایش تولید ناخالص داخلی موجب بهبود وضعیت توزیع درآمد خواهد شد.

۳. روش تحقیق

اندازه اقتصاد سایه، رشد اقتصادی، اندازه دولت، تورم، فساد، دموکراسی نهادینه شده و توسعه مالی، هر یک از کانال‌های متفاوتی بر فقر و توزیع درآمدی اثرگذار می‌باشند. مدلی که بتواند اثرات این متغیرها را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نابرابری درآمدی مطالعه کند، ازمقاله ایساکو (۲۰۲۱) استخراج شده است که از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. داده‌های مربوط به متغیرهای تحقیق از سایت بانک جهانی و سایت‌های معتبر آماری استخراج شده است. این بخش مدل تجربی را برای بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای اصلی توضیح می‌دهد. بر این اساس، این مقاله بیان می‌کند که نابرابری درآمد تحت تأثیر متغیرها قرار می‌گیرد که می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$gini = f(seld.inf.gw.\frac{gov}{gdp}.cor.demo.fd) \qquad (۱)$$

$gini$، متغیر وابسته مدل می‌باشدکه با شاخص نابرابری درآمد شناخته می‌شود و معادل است با درآمد قابل تصرف خانوارها(ضریب جینی). $seld$، اندازه اقتصاد سایه است. $\frac{Gov}{gdp}$، اندازه دولت می‌باشد که از نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید. داده‌های مربوط به این سه متغیر از مجموعه شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی برای سال‌های ۱۳۶۶ تا۱۴۰۰ استخراج شده است. inf، نشان دهنده تورم است. gw ، رشد اقتصادی یا همان رشد است. cor، شاخص کنترل فساد می‌باشد. ولدروفائل (۲۰۱۰) فساد را بزرگ‌ترین مانع برای توسعه اجتماعی بلندمدت و همچنین توسعه اقتصاد، عمدتاً در کشورهایی توصیف کردند که در

حال توسعه هستند زیرا به ساختار نهادی دولت آسیب بدی می‌رساند. $demo$، دموکراسی نهادینه شده است. درگام اول آزمون‌های ثابتی انجام می‌شود و سپس در مرحله دوم آزمون‌های کران ARDL برای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پیاده‌سازی می‌شود. در مرحله سوم، برآورد مدل ARDL برای آزمون رابطه بین متغیرها انجام شده است. بر این اساس، این مقاله از رویکرد آزمون مرزهای ARDL برای هم انباشتگی معرفی شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیروی می‌کند که مزایایی نسبت به تکنیک‌های همگرایی سنتی دارد. به طور خاص، این رویکرد یک روش اقتصادسنجی قوی برای تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی بدون توجه به اندازه نمونه در نظر گرفته شده است و می‌توان آن را بدون توجه به ترتیب ادغام متغیرها به کار گرفت. همچنین، روش ARDL دارای این مزیت است که می‌تواند هر گونه درون زایی احتمالی در بین متغیرهای مستقل را تصحیح کند (ولد روفائل، ۲۰۱۰).

مدل ARDL برای تخمین تجربی معادله (۱) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta gini = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_{1i}\,\Delta gini_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{2i}\,seld_{t-i} + \\ \sum_{i=0}^{n}\beta_{3i}\,\Delta inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{4i}\,\Delta gw_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{5i}\,\Delta\frac{gov}{gdp}_{t-i} + \\ \sum_{i=0}^{n}\beta_{6i}\,\Delta cor_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{7i}\,\Delta demo_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{8i}\,\Delta fd_{t-i} + \\ \pi_1 gini_{t-1} + \pi_2 seld_{t-1} + \pi_3 inf_{t-1} + \pi_4 gw_{t-1} + \pi_5\frac{gov}{gdp}_{t-1} + \\ \pi_6 cor_{t-1} + \pi_7 demo_{t-1} + \pi_8 fd_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۲)$$

β_0 عبارت ثابت را نشان می‌دهد درحالیکه β_1 و... و β_8 و همچنین π_1 و ... و π_8 به ترتیب نشان دهنده ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند و ε_t عبارت خطا را نشان می‌دهد. برای اجرای روش آزمون کران‌های، ARDL، این مقاله ابتدا رابطه همجمعی را در بین متغیرها برای اطمینان از وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آماره F آزمون می‌کند. فرضیه صفر عدم وجود هم انباشتگی می‌باشد:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$$

سپس در برابر فرضیه جایگزین که هم انباشتگی بین متغیرها وجود دارد آزمون می‌شود:

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq 0$$

سپس نتیجه آماره F با عدد مقادیر بحرانی مشخص شده مقایسه می‌شود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

قاعده تصمیم‌گیری به شرح زیر است: اگر مقدار آماره F بالاتر از مقادیر بحرانی محاسبه شود H_0 (فرضیه صفر) رد می‌شود و برعکس اگر مقدار آماره F دراین محدوده قرار گیرند به این معنی است که فرضیه H0 رد می‌شود و فرضیه مقابل آن مورد پذیرش قرار می‌گیرد. قبل از انجام روش آزمون کرانه ARDL ابتدا تاخیر بهینه طول مدل ARDL با توجه به معیارها مشخص می‌شود. بر اساس نتایج آزمون هم انباشتگی در رابطه (۲) این مقاله به بیان این موضوع می‌پردازدکه مدل تصحیح خطا (ECM) در صورت وجود رابطه بلندمدت به شرح زیر می‌باشد:

$$\Delta gini_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{1i}\, \Delta gini_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{2i}\, \Delta seld_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{3i}\, \Delta inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{4i}\, \Delta gw_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{5i} \frac{gov}{gdp}_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{6i}\, \Delta cor_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{7i}\, \Delta demo_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{8i}\, \Delta fd_{t-i} + \xi ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن ξ ضریب ECM (جمله تصحیح خطا) را نشان می‌دهد که تعدیل بلندمدت را به تعادل پس از انحراف نشان می‌دهد، در حالی که ε_t عبارت خطای باقیمانده است. اهمیت ضریب ECM در اندازه و علامت آن نهفته است، که نشان‌دهنده سرعت تعدیل و اعتبار نتایج است. بنابراین، ضریب عبارت تصحیح خطا (ξ) باید منفی باشد(ایساکو، ۲۰۲۱).

۱-٤- تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

ضریب جینی: بر اساس منحنی لورنز، ضریب جینی فضای بین منحنی لورنز و خط ۴۵ درجه نسبت به کل فضای خط ۴۵ درجه می‌باشد. هر چقدر این عدد به ۱ نزدیک تر باشد توزیع مناسب درآمد شکل می‌گیرد. (جلالی وهمکاران، ۱۳۹۷).

اندازه اقتصاد سایه: شامل ارزش کالاها و خدمات تولید شده است که از مالیات اجتناب شده و یا از مبادی غیر قانونی کسب شده است.

اندازه دولت: نسبت کل هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد (دیزجی، ۱۳۹۶).

تورم: افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در یک دوره نسبت به دوره گذشته که به درصد بیان می‌شود (کمیجانی ومحمدزاده، ۱۳۹۹).

تولید ناخالص داخلی: ارزش پولی کالاها و خدمات تولید شده در یک اقتصاد می‌باشد (پژویان، ۱۳۸۵).

رشد اقتصادی: تغییرات مربوط به ارزش تولید ناخالص داخلی در یک دوره نسبت به دوره گذشته می‌باشد.

٤. یافته‌ها

با توجه به اینکه بعضی از متغیرها از جمله متغیر وابسته GINI در سطح مانا و بدون عرض از مبدا مانا نمی باشند لذا با استفاده از گزینه عرض از مبدا و با یک بار تفاضل گیری متغیرهای مورد نظر مانا گردید.

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش (بدون عرض از مبدا)

متغیر	آزمون دیکی‌فولر				مانایی
	مقادیر بحرانی مکینون			آماره دیکی‌فولر	
	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۱		
$seld$	-2/ 615267	-2/952882	-3/364580	-0/942873	عدم پایایی
inf	-2/615825	-2/954021	-3/644531	-4/053102	پایا(I0)
gw	-2/614300	-2/951142	-3/639452	-4/723892	پایا(I0)
$\frac{gov}{gdp}$	-3/202445	-3/540328	-4/234972	-4/379647	پایا(I0)
cor	-2/614300	-2/951125	-3/639421	-2/675369	پایا(I0)
$demo$	-2/615817	-2/954021	-3/646342	-2/835791	پایا(I0)
fd	-2/614300	-2/951125	-3/649307	-2/343683	عدم پایایی
$gini$	-2/614300	-2/951125	-3/649307	-2/229372	عدم پایایی

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در ادامه جدول ۱ مشاهده می‌شود متغیر وابسته پژوهش که ضریب جینی می‌باشد با استفاده از گزینه عرض از مبدا و با یک بار تفاضل گیری مانا شده است بنابراین با توجه به شرایط به وجود آمده می‌توان برای برآورد مدل از روش خود توضیحی برداری با وقفه‌های گسترده ARDL استفاده نمود.

ادامه جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش (با عرض از مبدا)

متغیر	آزمون دیکی‌فولر				مانایی
	مقادیر بحرانی مکینون			آماره دیکی‌فولر	
	0/1	0/05	0/01		
$seld$	-3/209642	-3/552973	-4/262735	-5/883467	I(1)
inf	-3/209642	-3/552973	-4/262735	-3/973998	I(0)
gw	-3/207094	-3/548490	-4/252879	-5/100212	I(0)
$\frac{gov}{gdp}$	-3/202445	-3/540328	-4/234972	-4/379647	(I0)
cor	-3/204692	-3/552973	-4/262735	-5/893414	I(1)
$demo$	-3/204692	-3/552973	-4/262735	-3/896760	I(0)
fd	-3/204692	-3/552973	-4/262735	-4/823505	I(1)
$gini$	-3/204692	-3/552973	-4/262735	-5/832585	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تحلیل کوتاه مدت

با انتخاب وقفه مناسب در مدل می‌توان ارتباط کوتاه‌مدت، بلندمدت و نحوه تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت را به کمک الگوی تصحیح خطا بررسی نمود. بر اساس ضابطه وقفه بهینه مدل ۴ انتخاب می‌شود علت استفاده از این ضابطه این است که معیار شوارتز بیزین در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه از درجه آزادی بیشتری برخوردار است. در تخمین مدل در الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی ابتدا مدل پویای کوتاه مدت آن به صورت جدول (۲) ارائه می‌شود:

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین مدل پویای کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
$\text{gini}(-1)$	0.780543	0.121318	6.53487	0.0008
$\text{gini}\ (-2)$	0.782241	0.1738791	4.587880	0.0020
$gini\ (-3)$	0.723860	0.137202	5.532151	0/000
$gini\ (-4)$	0.72819	0.188548	3.962092	0/0013
$seld$	0.665321	0.1283	5.520621	0/000
$\text{Seld}(_1)$	0.039213	0.274512	0.112621	0.1165
$seld\ (-2)$	0.26155	0.32115	0.819952	0.3125
gw	0.21511	0.05663	4.25210	0/0021
$\frac{gov}{gdp}$	0.6411	0.125144	5.362511	0.0005

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
$\frac{gov}{gdp}(-1)$	0.522151	0.585669	0.92814	0.255
$\frac{gov}{gdp}(-2)$	9.37125	5.128143	1.827416	0.152
Cor	0.722125	0.33651	2.1362290	0.0941
inf	0.632512	0.162551	3.9375	0.006
$demo$	0.955	0.36255	2.685524	0.0239
fd	-0.00572	0/002631	-0/628955	0/5693
$fd(-1)$	0.013365	0.004046	3.302761	0.0042
C	0.2136541	0.06	3.506428	0.0079
		F=0.0000	R_91	$R^2 = 92$
	B:Functional Form *CHSQ (1) = 0.9353[/407]	A:Serial Correlation*CHSQ (1) = 1.2670[471]	R-Squared 0.804655	اطلاعات مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که نتایج مدل پویای کوتاه‌مدت بیانگر نشان می‌دهد متغیر وابسته با ۴ وقفه در سمت راست وارد مدل شده است به این معنی که متغیر وابسته از ۴ وقفه خود تاثیر می‌پذیرد. ضریب جینی به عنوان شاخصی برای توزیع درآمد از وقفه‌های خود تاثیرپذیر است. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود ضریب جینی از ۴ وقفه خود به صورت مثبت و معنی دار تاثیر می‌پذیرد. این چهار ضریب به این معنی است که در هر دوره از سری زمانی مورد مطالعه در کوتاه‌مدت، مقدار مربوط به ضریب جینی به مقادیر گذشته خود وابسته می‌باشد. همچنین متغیر اقتصاد سایه نیز در کوتاه‌مدت بر ضریب جینی (توزیع درآمد) تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همانطور که در جدول (۲) قابل مشاهده است متغیر اقتصاد سایه و همچنین وقفه‌های آن در دو دوره بر ضریب جینی تاثیر دارد و این نشان‌دهنده تاثیرگذاری مثبت اقتصاد سایه بر توزیع درآمد در ایران می‌باشد. سایر متغیرهای پژوهش با توجه به ضرایب مربوط به آن بر توزیع درآمد تاثیر معنی داری دارند.

حال به منظور وجود رابطه بلندمدت، مدل برآوردی را با استفاده از آزمون کران که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) ارائه گردیده است مورد بررسی قرار می‌دهیم . مقادیر بحرانی این آزمون دارای یک حد بالا و یک حد پایین است، حد بالا بر این فرض استوار است که تمامی متغیرها انباشته از درجه یک هستند و حد پایین بر این فرض استوار است که تمامی متغیرها انباشته از درجه صفر هستند محاسبه شده است.

نتایج تحلیل آزمون باند

اگر F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند گرفته می‌شود. اگر F محاسبانی فراتر از محدوده باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر F محاسباتی پایین‌تر از کران پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود.

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون باند

آماره F محاسباتی F=٤/٣٩٧٠٤		
کران بالا	**کران پایین**	**سطح معنی‌داری**
۳/۳۵	۲/۲۶	۱۰ درصد
۳/۷۹	۲/۶۲	۵ درصد
۴/۱۸	۲/۹۶	۲٫۵ درصد
۴/۶۸	۳/۴۱	۱ درصد

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به این که F محاسباتی در سطح ۵ درصد بالاتر از کران بالا قرار دارد لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و فرضیه مقابل یعنی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل پذیرفته می‌شود.

نتایج تحلیل مدل بلندمدت

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت در جدول (۴) ارائه شده است. این جدول شامل نتایج تخمین بلندمدت و همجمعی می‌باشد.

جدول (٤): نتایج تخمین بلندمدت و همجمعی

همجمعی				
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**آماره t**	**احتمال**
$D(gini(-1))$	0.2475782	0.1507891	1.641883	0.1190
$D(seld)$	0.659867	0.153138	4.3089602	0.0005
$D(gw)$	0.728190	۰/1885482	4.308960	0.0013
$D(\frac{gov}{gdp})$	-11935.63	3951.383	-3.020115	0.0077
$D(cor)$	4978.139	3212.396	1.5496655	0.1396
$D(demo)$	0.016833	0.006320	2.6634120	0.0164

$D(fd)$	-19.4814	5.3045820	-3.672576	0.0019
$D(inf)$	0.363251	0.091251	4.325130	0.000
$CointEq(-1)$	-0.902501	0.161636	-5.583522	0.0000
بلندمدت				
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**آماره t**	**احتمال**
$seld$	_0.318652	0.060731	_4.476225	0.0011
gw	0.071315	0.009899	7.242052	0.0000
$\frac{gov}{gdp}$	0.211291	0.042472	5.257633	0.0000
cor	0.316833	0.096320	3.443412	0.0364
$demo$	0.135770	0.043637	3.256804	0.0066
fd	0.524716	0.142228	3.71809	0.0037
inf	0.652155	0.126362	5.41662	0.0000
c	0.524520	0.150329	3.468090	0.0047

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴)، ضریب متغیر تصحیح- خطا در مدل مذکور منفی۰/۹۰ برآورد شده است که از نظر آماری کاملا معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است.

همچنین این ضریب سرعت بالای عدم تعدیل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد به طوری که در هر دوره معادل ۹۰ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریباً زمانی کمتر از دو دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت برسد یعنی با وارد شدن شوکی به هریک از متغیرهای توضیحی الگو، حدود ۱/۱ سال طول می‌کشد تا متغیر وابسته به سطح تعادل خود برسد.

ضریب مربوط به متغیر اقتصاد سایه در جدول (۴) نتایج بلند مدت، ۰/۳۱- می‌باشد این عدد نشان می‌دهد که اگر اقتصاد سایه رشدی معادل ۱ درصد داشته باشد توزیع درآمد به میزان ۳۱ صدم درصد نامطلوب‌تر خواهد شد یا به عبارت دیگر توزیع درآمد وضعیت نامناسب‌تری خواهد داشت. بنابراین بین توزیع درآمد و اقتصاد سایه در بلندمدت رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد زیرا آماره t مربوط به ضریب متغیر اقتصاد سایه ۴/۴- می‌باشد که قدر مطلق آن از مقدار بحرانی آن در سطح معنی داری ۵ درصد (۱/۹۶) بیشتر است. نابرابری- درآمدی و اقتصاد سایه مشکلات جدی با اثرات خورنده در بسیاری از کشورها هستند و اثرات متقابلی را بر همدیگر دارند. همانطور که در بخش مربوط به مبانی نظری ذکر شده است اقتصاد سایه که شامل قاچاق و اجتناب‌های

مالیاتی می‌شود موجب کاهش تولید ناخالص داخلی، عدم اطمینان اقتصادی و کاهش درآمدهای مربوط به دهک‌های پایین جامعه می‌شود بنابراین به طور قطع بر توزیع مناسب درآمد تاثیر منفی داشته و نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. در پژوهشی که در سال ۱۳۹۴ توسط اسدزاده و جلیلی در دانشگاه تبریز انجام گرفته است نتیجه مربوط به رابطه بین اقتصاد سایه و توزیع نابرابر درآمد یک رابطه منفی توصیف شده است. همچنین در پژوهشی که توسط ایساکو(۲۰۲۱) انجام شده است نتیجه مشابهی به دست آمده است.

به دلیل این که کنترل فساد معیاری برای سنجش مقابله با اجتناب‌های مالیاتی و قاچاق و ... می‌باشد لذا این متغیر در مدل وارد شده است تا میزان کنترل فساد و تاثیر آن توزیع مناسب درآمد با وجود اقتصاد سایه مورد بررسی قرار گیرد.

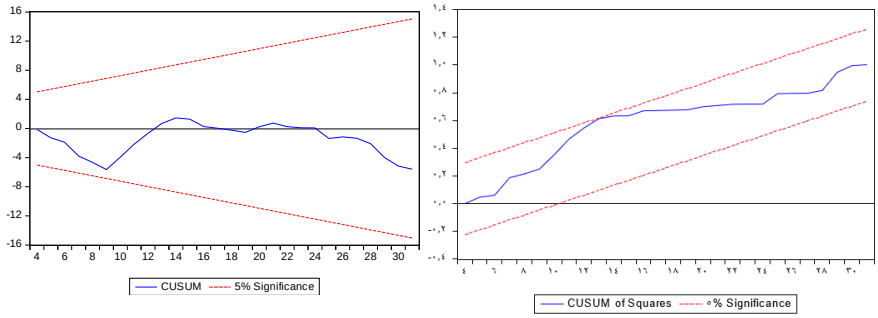
آزمون $CUSUM$ و $CUSUMQ$

آزمون‌های تشخیص برای تعیین ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری استفاده می‌شوند. در این پژوهش از آزمون$Cusum$ و $Cusumq$ استفاده شده است. در این آزمون اگر نموداری یکی از خطهای طرفین در سطح ۵ درصد را قطع نماید، مدل با ثبات نخواهد بود. مطابق منودارهای استخراج شده از مدل، دادهها در محدوده قابل قبولی هستند و هیچکدام از خطوط بحرانی بالا و پایین را قطع نکرده اند، بنابراین ثبات دایمی در بلندمدت برای الگوی تابع تقاضا کل قابل قبول می‌باشد. به بیانی دیگر هر دو نمودار (۱) و (۲) در داخل فاصله اطمینان قرار دارند و از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی داری ۵ درصد عبور نکرده اند. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر پایداری ضرایب را نمی‌توان رد کرد. با توجه به نتایج نمودارها داده‌ها به طور منظم در محدوده بحرانی بالا و پایین نمایس داده شده‌اند که مبنی بر دارا بودن ثبات ساختاری و تأیید آنها می‌باشد.

نتایج با توجه به براوردهای انجام شده در نمودار (۱) و (۲) برای مدل رسم گردیده است:

همانطور که در نمودارهای (۱)، مشاهده می‌شود، نمودارهای آماری در محدوده بین حد بالا و پایین قرار گرفته‌اند. بر اساس این نمودارها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معنی‌داری ۵ درصد نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که ضرایب مدل براورد شده در دوره مورد مطالعه باثبات بوده و نتایج قابلیت اتکاء دارند.

نمودار شماره (۱): آزمون $CUSUM$ و $CUSUMQ$



۵. نتیجه‌گیری

نابرابری- درآمدی و اقتصاد سایه مشکلات جدی، با اثرات خورنده، در بسیاری از کشورها هستند و اثرات متقابلی را بر همدیگر دارند. هدف مقاله حاضر بررسی رابطه بین نابرابری درآمدی و اقتصاد سایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۶– ۱۴۰۰ است. اقتصاد سایه علاوه بر اثرات مستقیمی که بر نابرابری درآمدی دارد از طریق اثرگذاری بر مالیات، به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی دولت، بر نابرابری درآمدی مؤثر است.

نتایج مطالعه در پاسخ به سوال مطرح شده در تحقیق نشان داد که نابرابری درآمدی از اقتصاد سایه تأثیر می‌پذیرد. اثر اقتصاد سایه بر نابرابری درآمدی مثبت بوده و این مطلب به دلیل ضربه زدن اقتصاد سایه بر پیکر تولید، اشتغال و کارآفرینی در جامعه است. با افزایش اقتصاد سایه، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد و به منظور پوشش این نابرابری‌های درآمدی، افراد بیشتری به فعالیت‌های غیرقانونی و اقتصاد سایه گرایش می‌یابند که اثر دوباره‌ای بر بزرگ شدن بخش سایه‌ای اقتصاد دارد. هم‌چنین بررسی اثر اقتصاد سایه در همزمانی با رشد اقتصادی و اندازه دولت بر نابرابری درآمدی، حکایت از آن دارد که در حالت افزایش اقتصاد سایه، نابرابری‌های درآمدی افزایش می‌یابد. علاوه بر اثرات مستقیم اقتصاد سایه بر نابرابری درآمدی، اثرات غیرمستقیم آن از طریق رشد اقتصادی و اندازه دولت نیز بررسی شدند. در دوره مورد بررسی، متغیر رشد اقتصادی معنادار نبوده است. اما معناداری متغیر اندازه دولت نشان داد که چون اندازه دولت در حالت بهینه خود نبوده، افزایش آن، نابرابری‌های درآمدی بیشتری را به همراه داشته است.

بر اساس نتایج پیشنهاد می‌شود راهبردهای رشد، توأم با توزیع درآمدی در نظر گرفته شوند. به طور مثال به منظور رشد اقتصادی همراه با توزیع مناسب درآمد پیشنهاد می‌شود میزان

درآمدهای واحدهای اقتصادی در یک دوره نسبت به دوره گذشته با استفاده از تغییرات میزان واریزی از طریق پایانه‌های پرداختی آنها، مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت ساده تر میزان درآمد واحدهای اقتصادی می‌بایست هم از طریق دستگاه‌های پرداخت در داخل واحد و هم از طریق پرداختی‌ها از طریق انتقال وجه، مورد بررسی قرار گیرد زیرا بعضی از واحدها برای مبالغ بزرگتر، از مشتریان خود درخواست می‌نمایند که پرداختی را به صورت حواله یا انتقال وجه نرم افزاری انجام دهند تا از این طریق پرداختی‌های آنها در سامانه مالیاتی آنها ثبت نشود.

به منظور جلوگیری از قاچاق که یکی از عمده ترین کانال‌های اقتصاد سایه می‌باشد ضروری است که میزان خرید و فروش یک واحد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. به طور مثال اگر میزان کالاهای خریداری شده از طرف یک واحد اقتصادی بررسی شده و با میزان فروش آن واحد مقایسه شود معیاری برای تعیین قاچاق بودن کالا می‌تواند باشد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

منابع

- اسدزاده، احمد.، جلیلی، زهرا (۱۳۹۴). اقتصاد سایه و نابرابری درآمدی در ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۹(۲)، ۱۰۹-۹۱.
- براتی، مبینا؛ نجفی‌زاده، سیدعباس (۱۴۰۰). بررسی تاثیر تورم بر توزیع درآمد در ایران. مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری» تابستان ۱۴۰۰، ۷(۲)، ۸۴-۱۰۲
- پژویان، جمشید (۱۳۸۵). به سوی ساختار سیاست‌سازی و سیاست‌گذاری اقتصادی، راهبرد یاس، شماره ۶.
- سلاطین، پروانه (۱۳۹۶). تاثیر فساد بر توزیع درآمد: رهیافت داده‌های پانلی، رفاه اجتماعی، دوره ۱۷، شماره ۶۷، ۳۷-۶۹.
- جلالی نایینی، سیداحمدرضا، فخری‌زاده، آرش، توکلیان، حسن (۱۳۹۷). مدیریت درآمدهای نفتی با رویکرد پایداری در سرمایه‌گذاری دولت: مطالعه موردی اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران سال هفتم، ۳، ۲۸، ۱-۴۹.

- دیزجی، سجاد (۱۳۹۶).دموکراسی و مخارج نظامی، شواهدی از کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت. پژوهشنامه علوم سیاسی ریال شماره ۴، دوره ۱۲، ۲۴-۵۸.
- رضایی، اسعداله.، حسین‌زاده، جواد، فرامرزی، ایوب و یزدان خواه، منصوره (۱۳۹۲). تاثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه سیاست‌های راهبری و کلان، ۱(۴)، ۲۱-۳۶.
- زروکی، شهریار.، تقی‌نژاد عمران، وحید.، محمودی عالمی، عالیه (۱۴۰۱). تحلیل اثر دوگانه بر نابرابری درآمد در ایران: با تاکید بر سبد کلی و گروه‌های کالایی. فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷(۱)
- زمردیان، غلامرضا.، کریمخانی، مسعود و رادفر، محمدرضا (۱۳۹۹). بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی، دانش سرمایه، ۹(۳۳)، ۲۸۳-۲۹۹.
- حسینی، محدثه.، احمدی شادمهری، محمدطاهر.، گرجی پور، محمدجواد (۱۴۰۰). بررسی تاثیر دموکراسی بر رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی در ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۸(۱)، ۱-۱۶.
- شیرمهنجی، محمدباقر.، مرادی‌زاده، مهدیه و نوراحمدی، محمدجواد (۱۴۰۰). اثرغیرخطی تورم بر نابرابری درآمد (مطالعه کشورهای در حال توسعه). اقتصاد با ثبات، ۲(۴)، پیاپی ۵، ۲۹-۵۴.
- کمیجانی، اکبر، محمدزاده، فریدون (۱۳۹۹). تاثیرتورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی. مجله پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۹، ۵-۲۴.
- صادقی، حسین.، و مسایلی، ارشک. (۱۳۸۷). رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران با استفاده از رویکرد فازی. رفاه اجتماعی، ۷(۲۸)، ۱۵۱-۱۷۲.
- متین فرد، مهران، چهارمحالی، علی اکبر (۱۳۹۹). بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی، دانش حسابداری وحسابرسی مدیریت، دوره ۹، شماره ۳۶، ۲۸۵-۲۹۶.
- محمدزاده، پرویز.، خان گلدی‌زاده، سمانه.، کمانگر، شهرام. (۱۳۹۹). تاثیر نوآوری و کارآفرینی بر رشد اقتصادی: یک مطالعه بین کشوری. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۵(۸۲)، ۱۲۱-۱۴۸.
- -منصورنیا، الهام، شیرخانی، افسانه (۱۴۰۱). تاثیر اجتناب مالیاتی بر توزیع دستمزد کارکنان. فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۲۲، ۲-۵۸.
- نادران، الیاس.، صدیقی، حسن. (۱۳۸۷). بررسی اثر مالیات‌ها و اجزای آن برحجم اقتصاد زیرزمینی در ایران (۱۳۸۲-۱۳۵۱). مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۴).

- Abiloro, T. O.; Olawole, A. & Adeniran, T. E., (2019). "Corruption, Income Inequality, and Economic Development in Nigeria". International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences, No. 9(4), Pp: 304–319.
- Attia, S. M. (2009). The informal economy as an engine for poverty reduction and development in Egypt.
- Brueckner, M., & Lederman, D. (2018). Inequality and economic growth: The role of initial income. Journal of Economic Growth, 23(3), 341–366.
- Bajada, C., & Schneider, F. (2005). The shadow economies of the Asia-Pacific. Pacific Economic Review, 10(3), 379-401.
- Dell'Anno, R., & Davidescu, A. A. (2019). Estimating shadow economy and tax evasion in Romania. A comparison by different estimation approaches. Economic Analysis and Policy, 63, 130-149.
- Dell'Anno, R. (2016). Analyzing the determinants of the shadow economy with a "separate approach". An application of the relationship between inequality and the shadow economy. World Development, 84, 342-356.
- Dell'Anno, R. (2003), Estimating the shadow economy in Italy: a structural equation approach, Discussion paper, Department of Economics and statistics, University of Salerno.
- Elveren, A. Y., & Özgür, G. (2016). The effect of informal economy on income inequality: Evidence from turkey. Panoeconomicus, 63(3), 293-312.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. The American Economic Review, 45(1), 1-28.
- Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years. 1-76.
- Nikopour, H., & Shah Habibullah, M. (2010). Shadow Economy and Poverty. MPRA Paper No. 23599, posted 2: 1-26.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. I. Smith (1997), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, PP. 289-326.
- Psychoyios, D. & Missiou, O. (2021)," Energy based of the shadow economy: The role of Goverance quality" The Quarterly review of Economics and Finance, Vol. 80, pp, 797-808.
- Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: Looking beyond averages. World Development, 29(11), 1803–1815.

- Stephen Esaku, (2021). Does the shadow economy increase income inequality in the short- and long-run? Empirical evidence from Uganda, Cogent Economics & Finance, 9:1, 1912896
- Samadi, A. H. & Farahmandpour, B., (2013); "The Effect of Income Inequality on Corruption in Selected Countries (1995-2007)". Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB), No. 1, (3), PP: 214-231.
- Schneider, F. (2011). Handbook on the Shadow Economy. Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Schneider, F.; Buehn, A., & Montenegro, C. (2010). Shadow Economies All Over the World: New Estimates for 1620 Countries from 1999 to 2007. The Policy Research working paper, No. WPS 5356: 1-54.
- Schneider, F. (2005). Shadow economics around the world: What do we really know? Eur. J. Polit. Econ., 21, 598-642.
- Schneider, F., & Enste, D. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. J. EconLit., 38: 77-114.
- Osinubi, T. T. & Olomola, P. A., (2020). "Globalization and Income Inequality in Mexico, Indonesia, Nigeria, and Turkey: A Dynamic GMM Approach". Asian Journal of Economics and Empirical Research, No. 7(1), Pp: 91-104.
- Hailemariam, A., & Dzhumashev, R. (2020). Income inequality and economic growth: Heterogeneity and nonlinearity. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometricss, 24(3), 2020.
- World Bank. (2020). World development indicators. World Bank.
- Wolde-Rufael, Y. (2010). Bounds test approach to cointe- gration and causality between nuclear energy con- sumption and economic growth in India. Energy Policy, 38(1), 52–58.
- World Bank. (2019). Impact of fiscal policy on poverty and inquality in Uganda. Fiscal Incidence Analysis Using the UNHS 2016/2017.Policy Research Working Paper 9051
- World Bank. (2014). World development indicators. World Bank.
- Wolde-Rufael, Y. (2010). Bounds test approach to cointe- gration and causality between nuclear energy con- sumption and economic growth in India. Energy Policy, 38(1), 52–58.
- Yap, W. W., Sarmidi, T., Shaari, A. H., & Said, F. F. (2018). Income inequality and shadow economy: a nonparametric and semiparametric analysis. Journal of Economic Studies. 45(3), 2-13.
- Zhu, Sh.; Yu, Ch. & He, C., (2020). "Export structures, income inequality and urban- rural divide in China". Appled Geography, No. 115, Pp: 102150.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Relationship between the Shadow Economy and Income Inequality in Iran: A Vector Self-explanatory Approach with Wide Lags

Ghulam Ali Haji [1*]
Fariba Reshnoo [2]

Abstract
One of the most important goals of governments in any economy is to control income inequality so that in any country, governments seek to improve the conditions of income distribution according to the factors they have. One of the most important factors that affects income distribution is the shadow economy. As a factor that affects macroeconomic variables, the shadow economy also has an impact on income distribution. Hence, in the present study, the effect of the size of the shadow economy on income inequality, in the short- and long-term periods, was investigated using the economic method. The measurement of panel data in the period from 1987 – 2021 in Iran was examined. The results showed that the shadow economy has a positive effect in the short term and a negative effect in the long term on income distribution.

Keywords
Shadow economy; income inequality; Gini coefficient; long-term and short-term periods; ARDL method

***JEL Classification*:** O17; I3; D63

[1*] Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran, Corresponding Author, Email: Gh.haji@iau.ac.ir
[2] Ph. D Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran, Email: Rashnoo202@gmail.com

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Presenting the Evolutionary Model of Short Selling Using Collective Intelligence and Ant Colony Algorithm

Sadegh hojati [1]
Arash Naderian [2*]
Majid Ashrafi [3]
Jamadverdi Gorganli Doji [4]

Abstract

The purpose of the study is to present the evolutionary model of short selling using collective intelligence and an ant colony algorithm. In terms of method, this study is in the category of quantitative research, and the purpose of the study is practical. The statistical population includes all active companies admitted to the Tehran Stock Exchange. This research has been conducted between 2011 and 2019 for active companies admitted to the Tehran Stock Exchange. The method of data collection is library-type and uses foreign and domestic articles and financial data of companies admitted to the stock exchange, which has been compiled by referring to financial statements and explanatory notes using the new Rahvard Novin software. Then, the short-selling model was presented using E-views 9 software and MATLAB. The evolutionary model of short selling was also presented adopting MATLAB software and the ant colony algorithm. In the end, by comparing the step-by-step regression model and the borrowed sales model (ant colony algorithm), a new model was presented that is more efficient than other models. The result of the research indicates that the short-selling model with the help of the ant colony algorithm has a higher efficiency.

Keywords

Meta-heuristic algorithms; Ant colony algorithm; Evolutionary model; Collective intelligence

***JEL Classification*:** E37

[1] Ph.D. Student of Accounting, Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran, Email: Mhrn_hojati@yahoo.com
[2*] Assistance Professor of Accounting, Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran, Coresponding Author, Email: Naderian@aliabadiau.ac.ir
[3] Assistance Professor of Accounting, Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran, Email: Ashrafi@aliabadiau.ac.ir
[4] Assistance Professor of Accounting, Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran, Email: Gorganli@aliabadiau.ac.ir

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Mutual Volatility of Stock Price Index, Gold and Exchange Rate: MSVAR Approach

Hamid Hooshmandi [1*]

Abstract

The main goal of the current research was to investigate the mutual effects of the stock exchange and two gold and foreign exchange markets using time series 2009(4) - 2022(11). The implementation of Lee-Strazicich unit root test indicates the occurrence of two structural failures in the stock exchange and gold and foreign exchange markets in the decade of 2010. The optimal model, MSIAH-VAR (2), was selected. The findings of the research showed that the behavior of the total stock price index in Tehran Stock Exchange can be evaluated in two regimes (high volatility and low volatility). The results of the regime transition probability matrix indicated the stability and permanence of the low volatility regime and the weak possibility of transition between regimes. Therefore, when explanatory discussions enter the Tehran stock market, there is a possibility that these fluctuations or turbulences (in the form of a regime) will last a long time. The findings of the first model showed that there was a one-way shock transfer from the gold market to the Tehran Stock Exchange during the investigated period. According to the results of the second model, there is a one-way shock transfer from the stock exchange to the currency market. It can be concluded that in the Iranian economy, gold is of special importance in the portfolio of investors. In addition, shares, like currency, are an investment opportunity in the portfolio of Iranian investors.

Keywords

Stock; Gold prices; Exchange rate; Markov-switching

***JEL Classification*:** G10; G14; G17

[1*]Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Behbahan Branch, Islamic Azad University, Behbahan, Iran, Corresponding Author, Email: hhooshmandi1@gmail.com

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Assessing Tax Evasion Methods in Free-Trade Zones

Javad Ghanbari nejad [1]
Mehdi Salehi [2*]
Ahmad Pifeh [3]

Abstract
This paper aims to assess different tax evasion methods in the free-trade zones of Iran. In other words, this paper seeks to answer the question of whether the cultural, economic, and political factors, tax compliance, tax evasion, and tax rates (tax fairness) can cause tax evasion in free trade zones of Iran or not. The study method is practical in terms of the objective and descriptive survey based on the method. The study's statistical population comprises all employees and experts of the customs office and Tax Affairs Administration of the free-trade zones, including 480 employees of the tax administration and 400 employees of the customs office using the Cochran Sampling method as the sample of the study. This paper uses the PLS tests to assess the effect of independent variables on the dependent ones. The study results show that the cultural, economic, and political factors, tax compliance, tax evasion, and tax rates (tax fairness) have a positive and significant effect on tax evasion and tax avoidance in the free-trade zones of Iran. Since no study has been carried out so far on different tax evasion methods in the free-trade zones of Iran, results can provide users with helpful information and contribute to the development of science and knowledge. Practitioners can give beneficial information since this paper was carried out in Iran with peculiar political-economic conditions (severe economic sanctions, highly intensive inflation, and eight years of imposed war).

Keywords
Tax evasion; Tax rates; Ecconomic factors; Tax compliance.

***JEL Classification*:** H26; K34

[1] Ph. D Student in Accounting, Department of Accounting, Zahedan Branch, Islamic Azad University, Zahedan, Iran, Email: javad.82@gmail.com
[2*] Professor of Accounting, Department of Accounting, Ferdowsi University, Mashhad, Iran, Coresponding Author, Email: mehdi.salehi@um.ac.ir
[3] Assistant Professor of Accounting, Department of Accounting, University of Sistan and Baluchistan, Zahedan, Iran. Email: pifeh@acc.usb.ac.ir

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Investigating the Asymmetric Relation between the Global Crude Oil Market and Iran's Capital Market during the COVID-19 Pandemic

Abbas Memarzadeh [1*]

Abstract
The COVID-19 pandemic has negatively affected the world economy, especially the crude oil industry, due to the decrease in crude oil demand, quarantine, and uncertainty related to the global economic recession, and at the same time, the price war between Saudi Arabia and Russia. In this study, using weekly data from March 2020 to September 2021, which coincides with the outbreak of the COVID-19 disease in the world, the asymmetric effects of crude oil price changes on Iran's capital market will be investigated. To check the assumptions of this research and verify the long-term nonlinear relationships, the boundary test approach is used and the long-term and short-term asymmetric coefficients are estimated simultaneously with the NARDL_ECM model. Also, the rate of government treasury bonds, the number of confirmed cases, and the value of retail transactions have been used as control variables. The results show that the positive oil price changes have a stronger significant positive effect on the Iranian capital market than the negative changes. This point shows that when the global crude oil is increasing, buying shares can be profitable for market participants. In addition, due to the weak and insignificant correlation of the capital market with the negative oil price changes, when the price falls due to unforeseen events such as the epidemic of COVID-19, market participants should avoid excitement and negative emotions in selling shares.

Keywords
Oil price; Covid-19; NARDL; Stock market ank

***JEL Classification*:** G10; Q41; C13; C22

[1*]Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative sciences, University of Vali-e-Asr of Rafsanjan. Rafsanjan, Iran, Corresponding Author, Email: A.Memarzadeh@vru.ac.ir

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Analyzing the Backward and Forward linkage of the Khuzestan Steel Company's Products with Inside the Company and the National Economy with the Approach of the Enterprise Input-Output Table

Yaghoub Andayesh [1]*
Ziba Saeidi Nashlil [2]

Abstract

The input-output technique is used at national, regional, and corporate levels in economic, social, environmental, and energy fields and for planning. The enterprise input-output model (EIO) is a flexible economic table of supply and demand inside and outside the company. IO tables generally show the physical and financial cycle of economic sectors' productions. Also, by compiling and examining the backward and forward links of each economic enterprise, it is possible to control the profit or loss and the production process of products within the enterprise and examine the relationship between the company with the national economy in terms of supply chain, purchase and consumption or import and export. In this article, we attempted to use the enterprise input-output model, to investigate, and analyze the relationship between the main products of Khuzestan Steel Company with the internal sectors of this company and also with the national economy on both the supply and demand sides and in the form of backward and forward linkage for the year (March 2021-March 2022) by using the enterprise data model. Therefore, by compiling the enterprise input-output table of Khuzestan Steel Company, the production multiplier and the backward and forward linkages of the four products of slabs, billets and blooms, Pelletizing and sponge iron were calculated in the company and the national economy. The results of this research show that the backward and forward linkage of Khuzestan Steel Company with the national economy is 3.21 and 1.41 units, respectively. Among the company's production activities, the most backward link was related to the pelletizing product with 1.0 units and, the lowest backward link was related to the slab product with 0.55 units. Pelletizing and sponge iron have the highest and lowest forward linkages (0.02 and 0.78 units) with the national economy, respectively. At the national level, rebar receives a large share of its demand from the products of the Khuzestan Steel Company, and ironstone is considered the most important consumable out of these four products of the company.

Keywords

Enterprise Input-Output; Khuzestan Steel Company; Backward Linkage; Forward Linkage

***JEL Classification*:** D57; C67; D5; C6

[1*]Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran, Corresponding Author, Email:andayesh230@scu.ac.ir

[2] MSc Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran, Email:zzz.s1376@gmail.com

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Examining the Impact of Health Indicators on Economic Development Indicators in the Provinces of Iran

Mahboobeh Farzad [1]
Mohsen Zayandeh Roodi [2*]
Seyed AbdolMajid Jalaei Esfandabadi [3]

Abstract
Health indicators, as a significant factor, can play a crucial role in enhancing the levels of developmental indicators in countries. The present study aims to examine the impact of health indicators on economic indicators during the period (2016-2021) in 31 provinces in Iran. This research is of an applied and analytical nature. Data analysis is conducted using Stata 17 software, and model estimation is based on the Panel Data pattern. To test the hypotheses, Xtpcse test has been utilized to achieve the results. The results obtained from estimating the model indicate a positive and significant impact of health indicators on economic indicators such as the participation rate of the population aged 10 and older, the unemployment rate of the population aged 10 and older, the Gini coefficient of urban and rural areas, per capita gross domestic product, gross domestic product, health and treatment costs, and education. Therefore, health indicators can have a significant impact on economic development. Thus, by addressing barriers to improving health, efforts can be made towards enhancing the sustainable development of provinces in economic and other educational, human, and various other domains..

Keywords
Money Demand; Stability; ARDL; IRAN

***JEL Classification*:** C39; E41; E49

[1] Ph.D student of economics, Department of Economics,Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran, Email: mahboobeh_farzad@yahoo.com
[2*] Associate Professor of Economics, Department of Economics, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran, Corresponding Author, Email: m_roody2000@yahoo.com
[3] Professor of Economics, Department of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran, Email: jalaee@uk.ac.ir

Contents

1. **Examining the Impact of Health Indicators on Economic Development Indicators in the Provinces of Iran**
   Mahboobeh Farzad, Mohsen Zayandeh Roodi, Seyed AbdolMajid Jalaei Esfandabadi 1

2. **Analyzing the Backward and Forward linkage of the Khuzestan Steel Company's Products with Inside the Company and the National Economy with the Approach of the Enterprise Input-Output Table**
   Yaghoub Andayesh, Ziba Saeidi Nashlil 17

3. **Investigating the Asymmetric Relation between the Global Crude Oil Market and Iran's Capital Market during the COVID-19 Pandemic**
   Abbas Memarzadeh 47

4. **Assessing Tax Evasion Methods in Free-Trade Zones**
   Javad Ghanbari nejad, Mehdi Salehi, Ahmad Pifeh 69

5. **Mutual Volatility of Stock Price Index, Gold and Exchange Rate: MSVAR Approach**
   Hamid Hooshmandi 96

6. **Presenting the Evolutionary Model of Short Selling Using Collective Intelligence and Ant Colony Algorithm**
   Sadegh hojati, Arash Naderian, Majid Ashrafi, Jamadverdi Gorganli Doji 125

7. **The Relationship between the Shadow Economy and Income Inequality in Iran: A Vector Self-explanatory Approach with Wide Lags**
   Ghulam Ali Haji, Fariba Reshnoo 153

• ***Director in Charge: Dr. Maryam Lashkarizadeh***
• ***Editor in Chief: Dr. Ahmad Jafari Samimi***
• ***Manager: Dr. Soheila Kaghazian***
• ***Associate Editor: Dr.Yazdan Naghdi***
• ***English Editor: Dr.Mojtaba Mohammadi***

• ***Editorial Board:***
Dr. Ahmad Jafari *Samimi* ***(Professor of Economics, University of Mazandaran)***
Dr. Seyed Abdul Majid *Jalaei* ***(Professor of Economics, University of Shahid Bahonar Kerman)***
Dr. Jafar Haghighat (Professor of Economics, University of Tabriz)
Dr. Alireza Erfani (Professor of Economics, University of Semnan)
Dr. Hasan Farazmand (Professor of Economics, University of Shahid Chamran)
Dr. Nader Mehregan (Professor of Economics, Bu Ali Sina University)
Dr. Kambiz Hojabr Kiani (Professor of Economics, Shahid Beheshti University)
Dr. Sara Emamgholipour (Professor of Health Economics, University of Tehran)
Dr. Nazanin Pilevari Salmasi (Professor of Industrial Management, West Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Hossein Eyvazlou (Associate Professor of Economics, Imam Sadiq University)
Dr. Alireza Amini (Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Abbas Ali Abu Nouri (Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Maryam Mosleh (Associate Professor of Mathematics, West Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Taher Armaghani (Associate Professor of Mechanical Engineering, West Tehran Branch, Islamic Azad University)

Mailing Address:

2nd Floor, Faculty of Humanities, Payambar-e-Azam Campus, Islamic Azad University, West Tehran Branch, Simay-e-Iran St., San'at Sq. TEHRAN/IRAN,

Tel: 02188385771

Email: **ecomag.wtiau@gmail.com**

In the Name of God

Quarterly Journal of

Computational Economics

ISSN 2821-0433

Islamic Azad University, West Tehran Branch

Vol. 2, No. 4, Autumn 2023