

ORIGINAL ARTICLE

The impact of macroeconomic variables, economic sanctions and the global price index of commodities on the price index of the Multidisciplinary industry in Iran's capital market; ARDL approach

Arash Danialian^{1*}, Mahbube Delfan²

¹ Master's degree in theoretical economics, Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

² Assistant Professor, Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

Correspondence

Arash Danialian

Email: arashdanialian56@gmail.com

How to cite

Danialian, A., & Delfan, M. (2023). The impact of macroeconomic variables, economic sanctions and the global price index of commodities on the price index of the Multidisciplinary industry in Iran's capital market; ARDL approach. *Industrial Economics Researches*, 7(25), 77-96.

ABSTRACT

This study has investigated the reaction of the multidisciplinary industry in the capital market to the economic sanctions, the global price of commodities, and the macroeconomic variables of the exchange rate and inflation rate. In this study, using the autoregressive distributed lag approach (ARDL) with monthly data during the period of 2008-2021, the dynamic model of the research has been estimated. Also, using the autoregressive distributed lag bounds test, the long-term relationship between the price index of the multidisciplinary industry and the independent variables of the research has been examined. The long-term coefficients show that the price index of the multidisciplinary industry is positively influenced by the global commodities price index and the exchange rate and negatively influenced by the economic sanctions and inflation rate. The results of the error correction mechanism show that the long-term relationship of the model is real and every year 93% of the deviation from the path is corrected in the long term.

KEY WORDS

Capital market, multidisciplinary industry, macroeconomic variables, economic sanction, commodities

JEL Classification: L16,C82,G11,E47

نشریه علمی

پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

«مقاله پژوهشی»

تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران؛ رهیافت ARDL

آرش دانیالیان^{۱*}، محبوبه دلفان^۲

چکیده

این مطالعه به بررسی واکنش صنعت چندرشته‌ای در بازار سرمایه به تحریم‌های اقتصادی، قیمت جهانی کامودیتی‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی نرخ ارز و نرخ تورم پرداخته است. در این مطالعه با استفاده از رهیافت تأخیر توزیع شده خودرگرسیون (ARDL) با داده‌های ماهانه طی بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۰ مدل پویای پژوهش برآورد شده است. همچنین با استفاده از آزمون کرانه‌های تأخیر توزیع شده خودرگرسیون (ARDL) رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای و متغیرهای مستقل پژوهش بررسی شده است. ضرایب بلندمدت نشان می‌دهد که شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی به طور مثبت تحت تأثیر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها و نرخ ارز و به طور منفی تحت تأثیر تحریم‌های اقتصادی و نرخ تورم است. نتایج حاصل از مکانیسم تصحیح خطا نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت مدل واقعی است و هر سال ۶۳ درصد از میزان انحراف از مسیر در بلندمدت تصحیح می‌شود.

واژه‌های کلیدی

بازار سرمایه، صنعت چندرشته‌ای، متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم اقتصادی، کامودیتی‌ها.
طبقه‌بندی JEL: L16, C82, G11, E4

^۱ کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.
^۲ استادیار گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

نویسنده مسئول:
آرش دانیالیان
رایانامه:

arashdanielian56@gmail.com

استناد به این مقاله:

دانیالیان، آرش و دلفان، محبوبه (۱۴۰۲). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران؛ رهیافت ARDL. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی صنعتی، ۷(۲۵)، ۷۷-۹۶.

۱- مقدمه

گفته می‌شود که "بورس آینه تمام‌قد اقتصاد است". یعنی هر رویدادی که در یک اقتصاد رخ می‌دهد از طریق بازار سهام منعکس می‌شود. (پاراب و ردی، ۲۰۱۹). نوسانات روزانه بازارهای سهام ممکن است ناشی از امور اقتصادی و سیاسی باشد. باین‌حال، بازارهای سهام مستقل از شرایط اقتصاد کلان داخلی و جهانی نیستند (دمیر، ۲۰۱۹). سرمایه‌گذاران سعی در تحلیل و پیش‌بینی بازار سرمایه در جهت حداکثر کردن بازده و حداقل کردن ریسک دارند. برای انجام این کار، سرمایه‌گذاران باید در نظر داشته باشند که چگونه برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز، عرضه پول، بر عملکرد بازار سهام تأثیر می‌گذارند (جان، ۲۰۱۹). از طرفی برای رشد و توسعه کشورها، نگاه‌ها و حتی افراد جامعه، سرمایه‌گذاری از جانب آنها امری ضروری و حیاتی است و برای بهره‌گیری و اثربخشی بیشتر، این سرمایه‌گذاری‌ها می‌بایست بهینه باشد (خادم پور آرنی، ۱۴۰۱). در این راستا گروه چندرشته‌ای صنعتی با وجود تعداد کم شرکت‌های پذیرفته شده در آن ولی به دلیل وجود هلدینگ‌هایی با ساختار عظیم مانند شستا دارای ارزش بازاری بالایی است. شرکت‌های این گروه همواره به‌عنوان یکی از فرصت‌های مطمئن برای سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود؛ چراکه این هلدینگ‌ها اغلب پرتفوی‌های ارزشمندی دارند و سرمایه‌گذاری در آن‌ها بسیار کم‌ریسک و پر بازده است. باین‌وجود لازم به ذکر است که تاکنون پژوهشی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و قیمت جهانی کامودیتی‌ها را بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی بررسی نکرده است.

فرضیه بازار کارآمد که عموماً به‌عنوان نظریه راه‌رفتن تصادفی شناخته می‌شود، فرض می‌کند که قیمت‌های بازار باید تمام اطلاعات موجود را در هر نقطه از زمان ترکیب کنند. بر اساس این فرضیه، عوامل اقتصادی به طور کامل در قیمت سهام منعکس می‌شوند. از طرفی اوجی مهر و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با هدف رتبه‌بندی کارایی بازار در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که صنعت چندرشته‌ای صنعتی جز صنایعی است که نسبت به بقیه کمترین ناکارایی را دارد. همچنین شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی ۸ درصد از کل ارزش بازار بورس و اوراق بهادار را تشکیل می‌دهند. با وجود اهمیت صنعت چند رشته ای صنعتی این صنعت در پژوهش‌ها تاکنون مغفول مانده و نادیده

گرفته شده است لذا این پژوهش با هدف بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران تدوین شده است.

گروه چندرشته‌ای صنعتی، یکی از گروه‌های بازار سرمایه است که با وجود پذیرش تعداد محدودی از شرکت‌ها، ارزش بازار بالایی دارد. کم‌ریسک بودن گروه چندرشته‌ای‌ها نسبت به سایر گروه‌های بازار سرمایه، یکی از اصلی‌ترین مزایای سرمایه‌گذاری در این گروه است؛ زیرا این شرکت‌ها عمدتاً پرتفوی متنوع از بازار را در دل خود جای داده‌اند و می‌توانند علاوه بر بازدهی مناسب، ریسک کمتری را نسبت به سایر گزینه‌های سرمایه‌گذاری به سهام‌داران منتقل کنند شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی ۸ درصد از کل ارزش بازار بورس و اوراق بهادار را تشکیل می‌دهند مزیت اصلی این گروه در این است که به دلیل دارایی محور بودن، با رشد ارزش دارایی‌هایشان ارزنده‌تر می‌شوند و قیمت‌های بالاتری را تجربه می‌کنند. بنابراین در زمانی که بازار بورس و اوراق بهادار صعودی است، این شرکت‌ها به دلیل رشد ارزش پرتفوی سرمایه‌گذاری پتانسیل رشد قیمت شدیدتری دارند که مزیت این گروه نسبت به سایر گروه دیگر در بازار سرمایه است. همچنین در زمان‌هایی که بازار بورس نزولی است، به دلیل افت ارزش دارایی‌ها پتانسیل افت قیمت شدیدتری دارند. به عبارتی دیگر این گروه نسبت به سایر گروه‌های بورسی، اهرم بیشتری دارد.

از این رو، این پژوهش می‌کوشد که تأثیر عواملی همانند تحریم‌های اقتصادی، شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها، نرخ ارز و نرخ تورم را بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای در بازار سرمایه را در جهت افزایش آگاهی و افزایش بازده فعالان بازار سرمایه بررسی کند. فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر است:

فرضیه اول) بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران و نرخ ارز رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه دوم) بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران و نرخ تورم رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه سوم) بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه چهارم) بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای در بازار سرمایه ایران و تحریم‌های اقتصادی رابطه معنادار وجود دارد.

که تمام اطلاعات در دسترس عموم از قبل در قیمت‌های فعلی گنجانده شده است. یعنی قیمت دارایی منعکس‌کننده تمام اطلاعات عمومی موجود است.

نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ: به دنبال کمبود فرضیه بازار کارآمد نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ (ATP) که توسط رأس (۱۹۷۶) ایجاد شد، راه دیگری برای پیوند دادن مبانی اقتصاد کلان به عملکرد بازار سهام است. یکی از مسائل مهم در امور مالی رفتاری، حساسیت قیمت/بازده اوراق بهادار به برخی عوامل کلان اقتصادی در اقتصاد است. این موضوع باعث ظهور نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ شد. آربیتراژ فرایند کسب سود از طریق استفاده از قیمت‌گذاری متفاوت، برای یک دارایی است و کسانی که این کار را انجام می‌دهند، آربیتراژور نامیده می‌شوند. آربیتراژ به زبان خیلی ساده به این معنی است که شما سعی می‌کنید چیزی ارزان را در یک مکان بخرید تا از فروش آن در جای دیگری سود کسب کنید (توربیرا و آگبام^{۱۰}، ۲۰۱۷). نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ فرض می‌کند که عدم اطمینان در مورد دریافتی اوراق بهادار به تعدادی از عوامل عمومی وابسته بوده و تفاوت بین بازده مورد انتظار و واقعی یک تابع خطی از عوامل عمومی به علاوه یک خطای عمومی است (زراء نژاد و معتمدی، ۱۳۹۱). از آنجایی که هدف این مطالعه بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی بازار سرمایه ایران است، قیمت سهام (P) می‌تواند به عنوان جریان نقدی آنی تنزیل شده در نظر گرفته شود. این رابطه به صورت زیر است:

$$P_0 = \sum_{n=0}^t [E(D_n)/(1+i)^n] \quad (1)$$

در رابطه فوق، E نشان دهنده ارزش مورد انتظار نرخ مناسب تنزیل و D پرداخت نقدی در پایان دوره t است. روشن است هر متغیر اقتصادی که بر جریان نقدی مورد انتظار یا نرخ تنزیل تأثیر بگذارد بر قیمت سهام نیز تأثیر خواهد گذاشت. شاخص قیمت سهام بورس تهران نقش علامت‌دهی به سرمایه‌گذاران را دارد روند روبه‌رشد شاخص قیمت علامتی از رشد اقتصادی و سیر نزولی آن علامتی از رکود اقتصادی تلقی می‌شود سرمایه‌گذاران در صورت پیش‌بینی رونق شرایط اقتصادی قیمت‌های سهام را در جهت افزایش تحت فشار قرار می‌دهند. به عبارت دیگر بهبود مورد انتظار در شاخص قیمت سهام باعث افزایش قیمت‌های سهام خواهد شد (پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۷).

سازماندهی مقاله به این صورت می‌باشد که بعد از مقدمه، چارچوب‌های نظری و پیشینه تحقیق در بخش دوم ارائه شده است. بخش سوم به معرفی داده‌های پژوهش و معرفی مدل اختصاص دارد. بخش چهارم به تصریح و برآورد مدل به صورت پویا و بلندمدت و انجام آزمون‌های مرتبط اختصاص دارد. بحث و نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه شده است. در پایان، منابع و مأخذ در انتهای مقاله آمده است.

۲- ادبیات تحقیق

بسیاری از محققان از چارچوب‌های نظری مختلف برای درک کارایی عملیاتی بازار سهام و ارتباط دادن مبانی اقتصاد کلان با عملکرد بازار سهام استفاده کرده‌اند که شامل فرضیه بازار کارآمد (EMH)^۱ پیشنهاد شده توسط فاما^۲ (۱۹۷۰)، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)^۳ پیشنهاد شده توسط رأس^۴ (۱۹۷۶)، نظریه رویکرد بازار کالا^۵، نظریه پرتفولیو^۶، نظریه فیشر^۷ و نظریه بنیادی^۸ می‌شوند.

فرضیه بازار کارآمد: فرضیه بازار کارآمد که عموماً به عنوان نظریه راه‌رفتن تصادفی شناخته می‌شود، فرض می‌کند که قیمت‌های بازار باید تمام اطلاعات موجود را در هر نقطه از زمان ترکیب کنند. اصطلاح "بازار کارآمد" برای اولین بار توسط یوجین فاما (۱۹۷۰) استفاده شد که گفت: "در یک بازار کارآمد، به طور متوسط، رقابت باعث می‌شود که اثرات کامل اطلاعات جدید بر ارزش‌های ذاتی به طور آنی در قیمت‌های واقعی که فاوا تعریف کرده است منعکس شود". یک بازار کارآمد به عنوان بازاری که قیمت‌ها همیشه منعکس‌کننده تمام اطلاعات موجود هستند. فرضیه بازار کارا در سه حالت، یعنی فرضیه شکل ضعیف، فرضیه شکل نیمه قوی و فرضیه قوی بسته به اینکه اصطلاح «شکل‌سازی موجود» به چه معنا باشد، بیان می‌شود (نصیر و بن طارق^۹، ۲۰۱۵). فرضیه نیمه قوی برای بررسی رابطه مثبت یا منفی بین بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی استفاده می‌شود؛ زیرا فرض می‌کند که عوامل اقتصادی به طور کامل در قیمت سهام منعکس می‌شوند. در واقع، فرضیه نیمه قوی بیان می‌کند

1. Efficient Market Hypothesis
2. Fama
3. Arbitrage Pricing Theory (APT)
4. Ross
5. Theory of commodity market approach
6. Portfolio theory
7. Fisher's theory
8. Fundamental theory
9. Naseer & Bin Tariq

نگاه کند و زمان دقیق رویدادهای منفرد را مشخص کند، طبیعتاً علت اصلی را دنبال می‌کند، اما از آنجایی که انجام این کار عملاً غیرممکن است، سعی می‌کند با محافظت از موقعیت خود از طریق تنوع، خطای احتمالی حتی فعلی را به حداقل برساند. (بیسواس^۵، ۲۰۱۵).

نظریه فیشر: نظریه فیشر (۱۹۳۰) که عموماً به عنوان اثر فیشر شناخته می‌شود، پیشنهاد می‌کند که نرخ بازده مورد انتظار باید از یک سود واقعی به اضافه نرخ مورد انتظار تورم تشکیل شود. این نظریه روابط مثبت بین بازده بازار سهام و تورم مورد انتظار و تغییرات در تورم مورد انتظار را پیش بینی می‌کند. شهود این است که در حضور تورم، ارزش ادعاهای احتمالی تعدیل رو به بالا خواهد داشت. فرضیه پروکسی فاما (۱۹۸۱) اثر فیشر را به چالش می‌کشد و بیان می‌کند که یک رابطه منفی بین بازده بازار سهام و تورم وجود دارد. استدلال می‌کند که این رابطه منفی با رابطه علی مثبت بین تولید واقعی و بازده سهام همراه با رابطه منفی بین تولید واقعی و تورم تسریع می‌شود. با استفاده از زنجیره‌ای از پیوندهای اقتصاد کلان که ریشه در نظریه تقاضای پول و نظریه کمی پول دارد، این نظریه فرض می‌کند که افزایش نرخ تورم باعث کاهش فعالیت واقعی اقتصادی و تقاضا برای پول می‌شود. کاهش فعالیت واقعی اقتصادی بر سود شرکت‌ها و قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد. این رابطه منفی بین بازده سهام و تورم ناشی از کاهش تولید واقعی را اثر نیابتی می‌نامند، به این معنا که نشان دهنده اثر نامطلوب تورم بر فعالیت واقعی اقتصادی است. فاما (۱۹۸۱) استدلال می‌کند که اگر تورم منجر به کاهش اقتصاد واقعی نشود، این اثر نیابتی از بین می‌رود.

مدل استاندارد ارزش گذاری قیمت سهام:

$$P_t = \sum \frac{E(CF_t)}{(1+K_t)^t} \quad (2)$$

که در آن P_t نشان دهنده قیمت سهام، $E(CF_t)$ ارزش آتی تنزیل شده جریان نقدی مورد انتظار و k نرخ بازده مورد نیاز نیز توضیحی را برای رابطه بازده سهام و تورم ارائه می‌دهد (شاتز، ۲۰۱۰). نرخ بازده مورد نیاز k از دو جزء تشکیل شده است: نرخ بهره اسمی بدون ریسک و حق بیمه مربوط به ریسک هر دارایی (ناکاء^۶ و همکاران ۱۹۹۸). با برون یابی، متغیرهای کلان اقتصادی هم بر جریان های نقدی مورد انتظار و هم بر نرخ بازده مورد نیاز تأثیر می‌گذارند. بنابراین، افزایش قیمت مصرف کننده به معنای

نظریه رویکرد بازار کالا: نظریه رویکرد بازار کالا نشان می‌دهد که چگونه بازار ارز و ارزش پول ملی بر عملیات خارجی شرکت، سود شرکت و قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. در این نظریه، با افزایش تولید ملی به دنبال کاهش ارزش پول و با فرض شرط مارشال-لرنر^۱ $\left(\frac{CA}{S} = M[\eta_X + \eta_M - 1]\right)$ انتظار می‌رود جریان‌های نقدی آتی تحت تأثیر تقاضای کل داخلی و خارجی قرار گیرد. در نتیجه، قیمت فعلی سهام که معادل ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی است، با فعالیت‌های فعلی و آتی اقتصاد که با شاخص‌هایی مانند تولید صنعتی، نرخ رشد واقعی اقتصادی و نرخ اشتغال اندازه‌گیری می‌شود، تعامل خواهد داشت. ما و کائو^۲ (۱۹۹۰) در نظریه خود نشان دادند که کاهش نرخ ارز در اقتصادهای صادرات محور اثر منفی بر بازار سهام دارد و در اقتصادهای واردات محور باعث رونق بازار سهام می‌شود. بنابراین، نتیجه کلی اثر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام در یک اقتصاد به ترکیب شرکت‌های درگیر در صادرات و واردات، میزان وابستگی شرکت به مواد خام وارداتی و کشش تقاضا برای محصولات صادراتی بستگی دارد (خدیوی^۳ و همکاران، ۲۰۲۲).

نظریه پورتفولیو: نظریه پورتفولیو توسط هری مارکوویتز^۴ در سال ۱۹۵۰ ارائه شد. او اولین کسی بود که به طور کمی نشان داد که چرا و چگونه تنوع، ریسک را کاهش می‌دهد. به طور ساده، پورتفولیو به معنای مجموعه‌ای از اوراق بهادار مختلف است که باید پول خود را برای کاهش ریسک اوراق بهادار سرمایه گذاری کنیم، بنابراین، ریسک کل را می‌توان به بخش‌هایی تقسیم کرد که یکی ریسک غیرسیستماتیک و دیگری ریسک سیستماتیک است. ریسک کل اوراق بهادار، مجموع ریسک خاص و ریسک بازار است و ریسک خاص با تنوع بخشی قابل حذف است. اگر سرمایه گذار تعداد دارایی‌های سرمایه گذاری را از ۱ به ۲،۳،۴ و غیره افزایش دهد، سرمایه گذار به کاهش قابل توجه ریسک پرتفوی دست می‌یابد. نتیجه تنوع، کاهش نوسان پرتفوی و کاهش ریسک پرتفوی است. به این نوع ریسک‌ها، ریسک غیرسیستماتیک می‌گویند. ریسک سیستماتیک بخشی از ریسک کل ناشی از بخش‌هایی است که بر کل اقتصاد اثر می‌گذارد مانند نرخ بهره، عرضه پول، مالیات، نرخ ارز، قیمت کالاها، هزینه های دولت و موارد دیگر. اگر یک مدیر پورتفولیو بتواند به آینده

1. Marshall-Lerner
2. Ma and Cao
3. Khadivi
4. Harry Markowitz

ایران در این پژوهش متغیرهای پولی تورم و نرخ ارز در نظر گرفته شده است.

تحریم اقتصادی: هدف تحریم‌ها تحمیل درد به بازارهای مالی در کشورهای هدف برای ترویج تغییر سیاست است (آنکودینو، ابراهیموب و لبدو، ۲۰۱۷). تحریم‌ها عدم اطمینان سیاسی را افزایش می‌دهد و از ذهنیت گله‌ای در بین سرمایه‌گذاران حمایت می‌کند که نوسانات را افزایش می‌دهد و بازار سهام را پایین می‌آورد.

نرخ ارز: نرخ ارز و بازار سهام نقش اساسی در توسعه اقتصادی و اجرای سیاست‌های پولی و مالی و توسعه سیستم مالی دارند. باتوجه به اهمیت آنها، این متغیرها همواره مورد توجه تحقیقات تجربی بوده‌اند. باتوجه به ادبیات، تحولات در یکی از بازارها می‌تواند به سرعت به بازار دیگر سرایت کند. چنین رفتاری به‌ویژه از منظر سیاست مهم است؛ زیرا نشان می‌دهد که نوسانات در بازار سهام یا نرخ ارز ممکن است پیامدهای قابل توجهی بر اقتصاد از طریق چندین کانال انتقال داشته باشد. علاوه بر این، رابطه بین دو بازار پیامدهای مهمی برای ساخت پرتفوی، استراتژی‌های پوشش ریسک و برنامه‌های سرمایه‌گذاری دارد. نظریه رویکرد بازار کالا نشان می‌دهد که چگونه بازار ارز و ارزش پول ملی بر عملیات خارجی شرکت، سود شرکت و قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.

شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها: در طول بیست سال گذشته شاهد نوسانات بازار جهانی سهام در پی نوسانات قیمت جهانی کالاها بوده‌ایم، به‌ویژه در طول بحران مالی جهانی شاهد نوسان بازار سرمایه به دنبال نوسان بازار کالا بوده‌ایم، می‌توان انتظار داشت که شوک‌ها بر یکدیگر تأثیر بگذارند و بر اقتصاد کلان تأثیر بگذارند (کانگ^۵ و همکاران ۲۰۱۷). تغییرات قیمت جهانی کامودیتی‌ها به طور اجتناب‌ناپذیری بر سود بنگاه‌ها تأثیر می‌گذارد و چنین تغییراتی در نهایت در بازار سهام منعکس خواهد شد. تأثیر قیمت کالاهای جهانی بسته به اینکه یک کشور صادرکننده کالا یا واردکننده کالا باشد بر قیمت سهام متفاوت است، برای کشورهای صادرکننده کالای جهانی، افزایش قیمت کالاهای جهانی سود بیشتری را برای شرکت‌های آنها به ارمغان می‌آورد و منجر به افزایش قیمت سهام می‌شود باین حال برای کشورهای واردکننده کالا، این اثر ممکن است برعکس باشد و افزایش قیمت جهانی کالاها می‌تواند منجر به افزایش هزینه تولید برای شرکت‌های داخلی، تضعیف سودآوری آنها و تأثیر منفی بر سهام

افزایش سرمایه‌گذاری بدون ریسک اسمی است که نرخ بازده مورد نیاز K_E را افزایش می‌دهد. افزایش تورم به معنای افزایش مطالبات دستمزد، افزایش مخارج سرمایه‌ای اسمی و افزایش هزینه‌های انرژی است. متأسفانه، شرکت‌ها نمی‌توانند هزینه‌های اسمی فزاینده خود را بلافاصله تطبیق دهند. در بحبوحه افزایش تورم، جریان‌های نقدی به اندازه تورم افزایش نمی‌یابد (دی‌فینا^۱، ۱۹۹۱). به دلیل ناتوانی در افزایش بهره‌وری شرکت‌ها بلافاصله در بحبوحه افزایش تورم، پیش‌بینی می‌شود که افزایش تورم در کوتاه مدت اثر منفی بر قیمت سهام خواهد داشت (مایکل^۲، ۲۰۱۴).

نظریه بنیادی: نظریه بنیادی یکی از نظریه‌هایی است که از کارایی عملیاتی بازارهای سهام خبر می‌دهد. نظریه بنیادی بر این فرض استوار است که ارزش ذاتی هر اوراق بهادار در قیمت بازار آن لحاظ می‌شود و عامل اقتصادی اساسی در مورد یک شرکت، ارزش ذاتی اوراق بهادار شرکت را تعیین می‌کند. بنیادگرایان قیمت‌ها را بر اساس اطلاعات بازار در مورد اقتصاد، صنعت و شرکت پیش‌بینی می‌کنند. زمانی که یک رویداد در یک اقتصاد پیش‌بینی می‌شود، انتظار می‌رود قیمت‌های اوراق بهادار تحت تأثیر قرار گیرند. (اوکووزا^۳، ۲۰۲۱).

در این پژوهش تلاش شده است که تأثیر متغیرهایی را بر گروه صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران بررسی کند که در همه ابعاد، عوامل تأثیرگذار خارجی بر بازار سرمایه را در بر بگیرد. عوامل خارجی را به دودسته عوامل سیاسی و اقتصادی تفکیک کرده و به اختصار مکانیسم تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر روی متغیر وابسته بیان شده است. به منظور لحاظ عامل سیاسی با بررسی یک سیر تاریخی در اقتصاد ایران، مشاهده می‌شود تأکید بر اینکه ایران در آینده جنگ اقتصادی خواهد داشت، از سال ۸۶ توسط مقام معظم رهبری مطرح شده است (عبدالملکی حجت اله، ۱۳۹۳: ۲۳). پس متغیر تحریم‌های اقتصادی برای عامل سیاسی در نظر گرفته شده است و عوامل اقتصادی را به دودسته حقیقی و پولی تفکیک کرده و برای دسته حقیقی از آنجایی که بازار بورس ایران یک بازار کامودیتی محور است (قادری و شهرازی، ۱۳۹۹) شاخص جهانی قیمت کامودیتی‌ها را در نظر گرفته شده است و برای دسته پولی به دلیل درآمدهای دلاری فروش نفت و وجود تورم ساختاری در اقتصاد

1. Di Fina
2. Michael
3. Okwuzoza

رابطه مثبت وجود دارد علاوه بر این، تجزیه و تحلیل ECM نشان می‌دهد که ضریب تخمینی از مدت تصحیح خطا با انتظارات معنی‌دار بود و علامت منفی دارد و نشان می‌دهد که ۴۶.۵۳ درصد انحراف سهام شاخص بازار در کوتاه‌مدت در سال اصلاح می‌شود.

گیر و جوشی^۶ (۲۰۱۷) در پژوهشی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین قیمت سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی برای اقتصاد هند را با استفاده از داده‌های سالانه از سال ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۴ بررسی کرد، وی رابطه بلندمدت را با پیاده‌سازی رویکرد تست مرزهای ARDL برای ادغام مشترک مورد بررسی قرارداد و برای تست کوتاه‌مدت از روش VECM استفاده کرد. برای پیش‌بینی شوک‌های بلندمدت برون‌زا از تجزیه واریانس و علیت بلندمدت استفاده کرد که نتایج یک رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید کردند. شواهد و مدارک نشان داد که رشد اقتصادی، تورم و نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر مثبت دارند. باین‌حال، قیمت نفت خام بر قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد.

مگا را والی و سامپاگانرو^۷ (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین بازارهای سهام هند، چین و ژاپن با متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و تورم از بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۸ تا نوامبر ۲۰۱۶ پرداختند و از آزمون ریشه واحد، آزمون هم‌جمعی، آزمون علیت گرنجر و برآوردگر میانگین گروهی برای استخراج پویایی‌های آماری بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده کردند. یافته‌های تلفیقی از نتایج تخمینی سه کشورهای آسیای نشان داد که نرخ ارز اثر بلندمدت مثبت و معنی‌داری بر بازار سهام دارد در حالی که تورم اثر منفی بلندمدت دارد. در کوتاه‌مدت، رابطه آماری معنادار بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سهام وجود نداشت.

هامپ و مک میلان^۸ (۲۰۲۰) در یک پژوهش بر اساس مدل ارزش فعلی برای قیمت سهام از یک تخمین‌گر میانگین گروهی برای ادغام پانل ARDL برای تخمین رابطه بلندمدت بین قیمت سهام G7 و متغیرهای کلان اقتصادی در ۴۰ سال گذشته استفاده کردند و یک رابطه بلندمدت مثبت بین قیمت سهام، تولید صنعتی و قیمت مصرف‌کننده و همچنین رابطه منفی با نرخ بهره واقعی ۱۰ساله پیدا کردند.

قیمت‌ها شود. تغییرات در قیمت جهانی کالاها می‌تواند بر تخصیص دارایی‌های سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارد و باعث تغییر در آن شود و به دنبال آن تقاضا برای سهام تغییر کند و در نتیجه قیمت سهام تحت تأثیر قرار بگیرد (لانگ^۱ و همکاران، ۲۰۲۱).

نرخ تورم: بررسی رابطه بین نرخ تورم و بازده سهام در کشورهای مختلف توسط تعداد زیادی از مطالعات نظری و تجربی از اوایل دهه ۱۹۳۰ انجام شده است. درک این رابطه برای محققان و سیاست‌گذاران در اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه حیاتی است، اما هنوز بین محققان در مورد چگونگی کارکرد این رابطه اتفاق نظر وجود ندارد، برخی از مطالعات رابطه مثبت بین تورم و بازده سهام را گزارش می‌دهند، در حالی که برخی دیگر برعکس را نتیجه می‌گیرند. مدل استاندارد ارزش گذاری قیمت سهام این رابطه را به خوبی نشان می‌دهد.

۳- پیشینه تحقیق

ادبیات تجربی مملو از مطالعات متعددی در مورد تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سرمایه است. فاما (۱۹۸۱) یکی از اولین مطالعات را انجام داد و نتایج گزارش داد که قیمت سهام و عوامل کلان اقتصادی با هم مرتبط هستند. این مطالعه تجربی علاقه محققین را برانگیخت و در نتیجه پژوهشگران شروع به مطالعاتی در این زمینه کردند. یکی دیگر از ویژگی‌های بارز سه دهه اخیر روند فزاینده جهانی شدن است؛ بنابراین، محققین متوجه شدند که عوامل جهانی و کلان اقتصادی در کانون توجه قرار گرفته‌اند و اکثر آثار تجربی در این زمینه در این دیدگاه قرار گرفته‌اند (اولوکویو، ایباگی و باباجید^۲، ۲۰۲۰).

خالد و خان^۳ (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی اثرات نرخ بهره، نرخ ارز و نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام پاکستان با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره‌های ۱۹۹۱-۲۰۱۷ با هدف بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین شاخص بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از معیارهای اقتصادسنجی تکنیک‌های خود رگرسیون تاخیر توزیع شده^۴ (ARDL) و الگوی تصحیح خطا^۵ (ECM) پرداختند، نتایج تجربی این واقعیت را نشان داد که در بلندمدت رابطه منفی بین نرخ بهره و شاخص بازار وجود دارد، در حالی که؛ بین نرخ ارز و نرخ تورم با شاخص بازار یک

1. Long
2. Olokoyo, Ibhagui & Babajide
3. Khalid & Khan
4. Autoregressive Distributed Lag techniques
5. Error correction model

6. Giri & Joshi

7. Megaravalli & Sampagnaro

8. Humpe & McMillan

تصحیح خطای الگو نیز نشان داد در هر دوره ۱۵ درصد از عدم تعادل موجود برطرف شده که بیانگر سرعت تعدیل بالا است.

سعیدی و امیری (۱۳۸۷) در پژوهشی تحت عنوان، بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با هدف بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس که آیا بین متغیرهای کلان اقتصادی شاخص مصرف کنن (CPI)، نرخ ارز بازار آزاد، قیمت نفت با شاخص کل بورس تهران رابطه وجود دارد؟ در این خصوص دوره زمانی ۷ ساله (۱۳۸۶-۱۳۸۰) و داده‌ها به صورت فصلی گردآوری شده است انجام شد. برای آزمون فرضیات از روش‌های اقتصادسنجی و از مدل OLS، مدل رگرسیون خطی، آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فیلیپس-پرون، آزمون F، آزمون وایت استفاده گردید. نتایج بررسی حاکی از عدم رابطه معنادار بین شاخص مصرف کننده و نرخ ارز بازار آزاد با شاخص کل بورس بوده است؛ ولی قیمت نفت خام با شاخص کل بورس رابطه معنادار ولی معکوس را نشان می‌دهد.

فدایی‌نژاد و فراهانی (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای باهدف تجزیه و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار در چارچوب تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ پرداختند که در این تحقیق، هشت متغیر کلان اقتصادی شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بانکی، قیمت طلا، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام، نرخ ارز و عرضه پول را به‌عنوان متغیرهای اثرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، به‌عنوان شاخص اصلی بازار سهام ایران را بر اساس داده‌ها ماهانه با استفاده از الگوی رگرسیون چندعاملی رابطه بین بازده شاخص سهام و متغیرهای کلان اقتصادی را آزمون کردند. نتایج نشان می‌دهد تغییر نرخ رشد پول تأثیری منفی بر بازده شاخص سهام داشته و شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام و سطح قیمت‌ها دارای تأثیر مثبت بر بازدهی این شاخص است. از سوی دیگر، نرخ ارز و قیمت طلا تأثیر معناداری بر بازدهی این شاخص نداشته‌اند.

خمسه و معاریان (۱۳۹۹)، در مقاله‌ای به بررسی تاثیر تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند، آنها با استفاده از داده‌های سالانه کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ با روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ARDL به بررسی اهداف و فرضیه‌های تحقیق پرداخته شد. نتایج حاصل از بررسی فرضیه‌ها نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران تاثیر

موهنوت^۱ و همکاران (۲۰۲۴). در پژوهشی با هدف بررسی مجدد پیوندهای پویا بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های بازار سهام در مالزی به دنبال تغییرات دگرگونی در سیاست‌ها و رژیم نرخ ارز با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) یافتند رابطه معنی‌داری بین تمام قابلیت‌های اقتصاد کلان و شاخص بورس مالزی است. همچنین نتایج هم‌انباشتگی یک رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد، درحالی‌که تحلیل پاسخ ضربه‌ای مبتنی بر خودبازگشتی برداری نشان می‌دهد که شاخص پشته مالزی (KLCI) به عرضه پول، تورم و شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) پاسخ منفی می‌دهد. اما نتایج نویسندگان حاکی از پاسخ مثبت شاخص بورس به نرخ ارز است.

کریم‌زاده (۱۳۸۵)، پژوهشی با هدف بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس تهران با متغیرهای کلان پولی با استفاده از نظریه پورتفولیو و تئوری اساسی فیشر در دوره زمانی (۱۲-۱۳۶۹: ۱۳۸۱) انجام داد. متغیرهای منتخب عبارتند از: شاخص قیمت سهام بورس، نقدینگی، نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکی که این متغیرها به صورت ماهانه بودند. در این پژوهش، از ۱۵۶ مشاهده استفاده شد. به منظور برآورد مدل تصریح شده از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شد. نتایج بررسی حاکی از وجود یک بردار همجمعی بین شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی است. نوع رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به این شرح است که؛ شاخص قیمت سهام بورس با نقدینگی رابطه مثبت دارد و ارتباط این شاخص با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکی منفی است.

پیرائی و شهسوار (۱۳۸۷)، در پژوهشی باهدف تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه ایران با استفاده از داده‌های فصلی متغیرهای مختلف اقتصادی مثل تولید ناخالص داخلی، حجم پول، تورم و نرخ ارز از سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ را موردتوجه قرار داده و بر اساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و انجام آزمون‌های ریشه واحد، تشخیصی و هم‌تجمعی، مدل‌های خود همبسته با وقفه توزیع شد و تصحیح خطا برآورد شد و تأثیرات متغیرهای فوق بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردید. نتایج حاکی از آن بود که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها به‌صورت مستقیم بوده و قیمت سهام ارتباط معکوس با حجم پول و نرخ ارز دارد. ضریب

بین‌المللی یعنی شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها نیز در مدل لحاظ شده‌اند.

با در نظر گرفتن مبانی نظری و پیشینه مطالعاتی بیان شده، مدل زیر برای بررسی تأثیر متغیرهای کلان بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران ارائه شده است.

$$PX = F(ER, INF, PCPS, ES) \quad (3)$$

در رابطه یاد شده، PX نشان دهنده شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران، ER نرخ ارز، INF نرخ تورم، $PCPS$ شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها، ES مجازی تحریم‌های اقتصادی است.

۴- داده‌ها و روش تحقیق

این بخش شامل دو زیر بخش است، در زیر بخش اول داده‌ها معرفی شده است و در زیر بخش دوم نیز به معرفی مدل پرداخته شده است.

۴-۱. داده‌ها

داده‌های متغیر نرخ ارز و نرخ تورم از نماگرها و گزارش‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی، شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها از صندوق بین‌المللی پول و منبع اطلاعات تحریم‌ها از یافته‌های تحقیق مقاله دکتر محمد نفرستی و محمدرضا سبزواری تحت عنوان (ساخت شاخصی با تواتر ماهانه برای تحریم‌های علیه ایران) است. لازم به ذکر است داده‌های مطالعه حاضر به صورت سری زمانی با تواتر ماهانه از سال ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده است. همچنین بعد از توضیح آماری داده‌ها از آنجایی که داده‌های مرتبط به بازارهای مالی دارای جهش و نویز هستند متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. تعریف متغیرهای مدل بصورت زیر است:

تعریف مفهومی نرخ ارز: نرخ ارز را می‌توان به معنای تعداد واحدهای پول ملی یک کشور که برای خرید یک واحد از پول ملی کشور دیگر لازم است، تعریف نمود. به بیان دیگر قیمت پول یک کشور بر حسب پول کشور دیگر، نرخ ارز نامیده می‌شود. در چنین شرایطی واحد پول هر کشور می‌تواند برای تعیین قیمت پول کشور دیگر مورد استفاده قرار گیرد (فرجی یوسف، ۱۳۹۵: ۴۱۵).

تعریف عملیاتی نرخ ارز: نظام‌های ارزی چندگانه حالتی است که چند نرخ ارز به صورت رسمی و غیررسمی وجود دارد. در نظام‌های دوگانه، دو نوع نرخ ارز رسمی و غیررسمی وجود دارد.

منفی و معناداری دارد و همچنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معنادار مثبتی متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و تراز تجاری بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌گذارند و البته بین ذخایر ارزی و شاخص بازار سهام رابطه معناداری یافت نشد.

محرابیان و گودرزی فراهانی (۱۴۰۰). در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی صنایع در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته با هدف بررسی تأثیر منتخبی از متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی صنایع در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۹ و روش داده‌های پانلی و مدل گشتاورهای تعمیم یافته استفاده کردند. صنایع مورد بررسی در این مطالعه شامل صنعت سیمان، دارو، خودرو، شیمیایی، مواد غذایی، فلزات اساسی بود. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که متغیرهای مختص هر صنعت از قبیل اندازه و سودآوری اثرات مثبت و معنی‌داری بر بازدهی صنایع داشته است اما متغیرهای کلان اقتصادی به صورتی بوده که نرخ سود بانکی تأثیر منفی بر بازدهی و نرخ تورم، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی اثرات مثبتی بر بازدهی صنایع داشته است.

همان‌طور که در بالا مشاهده می‌شود، مطالعات خارجی فراوانی رابطه بین تورم و بازار سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ اما به نتیجه واحد و قطعی به دلیل مختلف از جمله دوره مطالعاتی متفاوت، رویکردهای اقتصادسنجی خاص نرسیدند. مطالعات داخلی نیز عموماً تأثیر متغیرهای کلان را بر شاخص کل و سایر زیرگروه‌ها بررسی کرده‌اند و با وجود اهمیت گروه چندرشته‌ای صنعتی (گروه چندرشته‌ای صنعتی ۸ درصد از کل ارزش بازار بورس و اوراق بهادار را تشکیل می‌دهد) این صنعت در پژوهش‌ها تاکنون مغفول مانده و نادیده گرفته شده است. از طرفی با توجه به پیشینه پژوهش‌های داخلی که تأثیر متغیرهای کلان را بر شاخص بعضی از صنایع بررسی کرده‌اند، این مطالعات عمدتاً یک مدل اقتصادسنجی با متغیرهای توضیحی اقتصاد کلان داخلی را تعریف کرده‌اند، این در حالی است که در پژوهش حاضر با توجه به چارچوب‌های نظری مختلف برای درک کارایی عملیاتی بازار سهام و ارتباط دادن مبانی اقتصاد کلان با عملکرد بازار سهام و تأثیر آنها بر بازار سرمایه متغیرهای توضیحی مدل انتخاب شده‌اند. در این راستا علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی داخلی، جنبه سیاسی یعنی تحریم‌های اقتصادی و جنبه قیمت‌های

که P_t شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها، p_t^k قیمت کالا k در زمان t ، W_t^k وزن کالا k در زمان t و V_t^k اوزان به عنوان وزن واردات محاسبه می‌شود، یعنی سهم واردات کالا k در کل واردات جهانی کالا.

تعریف مفهومی تحریم اقتصادی

تحریم اقتصادی را این‌طور تعریف کرده‌اند: «تدابیر قهرآمیز اقتصادی که علیه یک یا چند کشور، برای ایجاد تغییر در سیاست‌های آن کشورها، ایجاد و اتخاذ می‌شود و یا دست‌کم اعلام واکنش نسبت به اتفاقاتی که در آن کشورها رخ می‌دهد» (عبدالملکی حجت‌الله، ۱۳۹۳: ۲۱۰).

تعریف عملیاتی تحریم اقتصادی

در این پژوهش با یک سیر تاریخی تحریم‌ها علیه کشور ایران بر اساس منبع تحریم‌کننده را به سه دسته تقسیم کرده که شامل: تحریم‌های ایالات متحده آمریکا، تحریم‌های سازمان ملل و تحریم‌های اتحادیه اروپا علیه ایران است. برای تعریف متغیر مجازی تحریم‌ها در این پژوهش، در بازه زمانی مورد بررسی هر ماهی که تحریم علیه کشور ایران از سوی ایالات متحده آمریکا، سازمان ملل و اتحادیه اروپا وضع شده است متغیر مجازی یک و برای بقیه بازه زمانی متغیر مجازی صفر تعریف شده است.

قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی

شاخص قیمت صنعت بر اساس قیمت جاری سهام و با استفاده از شاخص قیمت لاسپیرز محاسبه می‌شود. در این روش ارزش جاری کلیه متغیرهایی که عناصر اصلی محاسبه شاخص هستند، بر ارزش این متغیرها در سال پایه تقسیم می‌گردد. برای محاسبه شاخص، یکسان را به عنوان مبنا یا پایه فرض کرده و پس از تقسیم ارزش جاری بر ارزش مبنا (ارزش سال پایه) آن را در عدد ۱۰۰ ضرب می‌کنیم. عدد به دست آمده، شاخص آن گروه یا دسته موردنظر را به ما نشان می‌دهد (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱).

$$X = \frac{\text{مجموع ارزش روز سهام منتشره شرکت های چندرشته ای صنعتی}}{\text{مجموع ارزش پایه منتشره شرکتهای چندرشته ای صنعتی}} \quad (۵)$$

۴-۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

جهت شناخت جامعه آماری و درک بهتر از متغیرها، در گام نخست به توصیف آماری متغیرها پرداخته خواهد شد. زیرا توصیف آماری داده‌ها گام مهمی برای شناخت الگوهای حاکم میان

نرخ ارز غیررسمی معمولاً از طریق بازار تعیین شده و معاملات مالی بخش خصوصی و قسمتی از معاملات تجاری از طریق این سیستم صورت می‌گیرد. از آنجایی که اغلب مبادلات عموم مردم در این بازار آزاد به انجام می‌رسد و دسترسی به آن برای همگان امکان‌پذیر است؛ لذا این نرخ از بیشترین وجاهت و مقبولیت عمومی برخوردار است و محاسبات و مبادلات عمدتاً بر مبنای آن صورت می‌پذیرد. در این پژوهش نرخ برابری دلار با ریال در بازار غیررسمی (آزاد) ارز استفاده شده است. این نرخ ارز در بازار غیررسمی بر اساس نمونه‌گیری اداره آمار اقتصادی از بازار غیررسمی در ساعات ۱۱ هر روز محاسبه می‌شود.

تعریف مفهومی نرخ تورم: تورم یعنی افزایش مداوم و پیوسته سطح عمومی قیمت‌ها در یک بازه زمانی مشخص.

تعریف عملیاتی نرخ تورم: طبق تعریف بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) معیار سنجش تغییرات قیمت کالاها و خدماتی است که توسط خانوارهای شهرنشین ایرانی به مصرف می‌رسد. این شاخص به عنوان وسیله‌ای برای اندازه‌گیری سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات مورد مصرف خانوارها، یکی از بهترین معیارهای سنجش تغییر قدرت خرید پول داخل کشور، به شمار می‌رود. نرخ تورم منتهی به هر ماه از محاسبه درصد تغییر متوسط شاخص CPI در دوازده ماه منتهی به ماه موردنظر نسبت به دوره مشابه قبل به دست می‌آید. بدیهی است چنانچه ماه موردنظر اسفندماه باشد، به آن نرخ تورم سال موردنظر می‌گویند.

تعریف مفهومی شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها: در زبان عمومی، معمولاً واژه «commodity» به معنای «کالا» ترجمه می‌شود. اما در واژگان تخصصی مالی و بازرگانی، این واژه نه فقط به کلیه کالاها بلکه به کالاهای خاصی اشاره دارد (قادری شهرآزی، ۱۳۹۹). کامودیتی‌ها بخش بسیار مهمی از بازار مالی هستند. به این دلیل که آنها برای تولیدکنندگان و تولیدکنندگان ضروری هستند. یک کامودیتی اساساً یک محصول اساسی یا ماده خام است که برای تولید همه کالاها و خدماتی که در زندگی روزمره به آن نیاز داریم استفاده می‌شود.

تعریف عملیاتی شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها: طبق تعریف صندوق بین‌المللی پول، شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها، میانگین موزون قیمت ۶۸ کامودیتی در ۴ طبقه دارایی: (۱) انرژی، (۲) کشاورزی، (۳) کودها، و (۴) فلزات هست.

$$P_t = \sum_{k=1}^{68} p_t^k W_t^k \quad W_t^k = \frac{V_t^k}{\sum_{k=1}^{68} V_t^k} \quad (۴)$$

قبلی، بسیار بیشتر شده است (شکری و سعادت مهر، ۱۴۰۰) (نمودار ۱).

نرخ تورم

طی چند دهه اخیر، تورم بالا و مستمر یک مشکل عمده اقتصادی در اقتصاد ایران بوده است؛ به طوری که مطابق با شواهد تجربی در نمودار بالا در سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۱، ۱۳۹۷، ۱۳۹۸، ۱۳۹۹، اقتصاد ایران تورم‌های سنگین و متوالی را طی کرده است؛ با این حال ادامه تورم بالا و به خصوص از سال ۰۷۳۲ به بعد به یک مشکل اساسی تبدیل شده است (شاکری، اسکویی، ۱۴۰۲) (نمودار ۲).

متغیرهاست. آمار توصیفی متغیرها در جدول زیر جمع‌آوری شده است (جدول ۱).

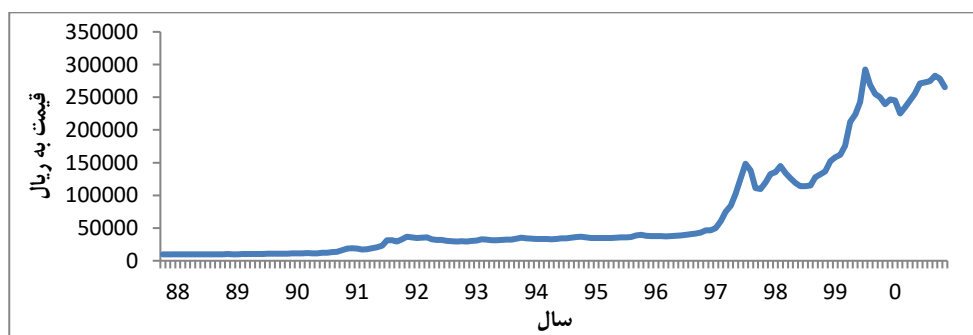
در این قسمت جهت آشنایی با وضعیت متغیرها، نمودار روند متغیرها در بازه زمانی پژوهش به صورت زیر آمده است.

نرخ ارز

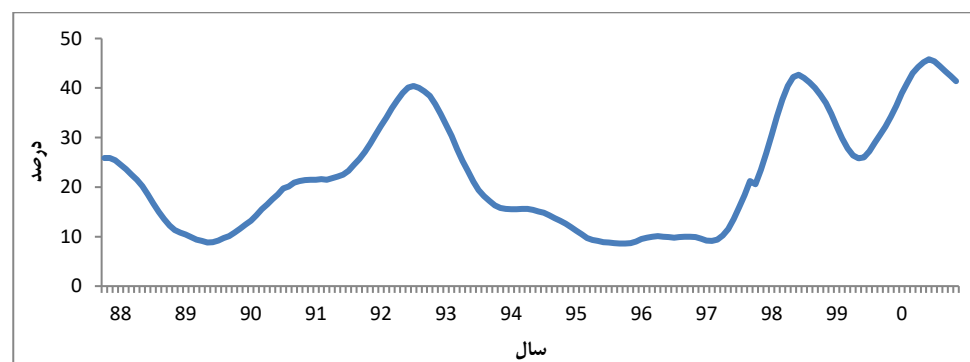
روند قیمتی نرخ دلار نشان می‌دهد که قیمت دلار از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ یک روند صعودی داشته است. از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ با یک شیب مالیم، از ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ شیب صعود نرخ ارز بیشتر شده و از ۱۳۹۵ به بعد با شدت گرفتن تحریم‌ها و در ادامه آن خروج آمریکا از برجام، شیب صعودی نرخ ارز نسبت به دوره‌های

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	نماد	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشدگی
نرخ تورم	INF	۴۵.۸	۸.۶	۲۲.۲۵	۱۱.۴۴	۰.۵۲	-۱.۰۲
نرخ ارز	ER	۲۹۲۴۳۷	۹۷۷۵	۷۱۴۶۱.۹	۸۰۶۲۰.۷۴	۱.۵۰	۰.۹۲
شاخص قیمت کامودیتی‌ها	PCPS	۲۰۳.۳۳	۸۳.۹۷	۱۳۷.۷۶	۳۰.۳۰	۰.۲۶	-۱.۲۳
شاخص قیمتی چندرشته‌ای	PX	۲۴۷۰۹۴	۴۶۹۰۰	۳۰۱۹۵.۳۶	۵۶۸۷۳.۷۸	۲.۲۰	۳.۴۹



نمودار ۱. نمودار روند نرخ ارز (ماخذ: بانک مرکزی)



نمودار ۲. نمودار روند نرخ تورم (ماخذ: بانک مرکزی)

اعداد صفر و یک تعریف شده است تا خللی در اصل موضوع ایجاد نشود.

معرفی مدل

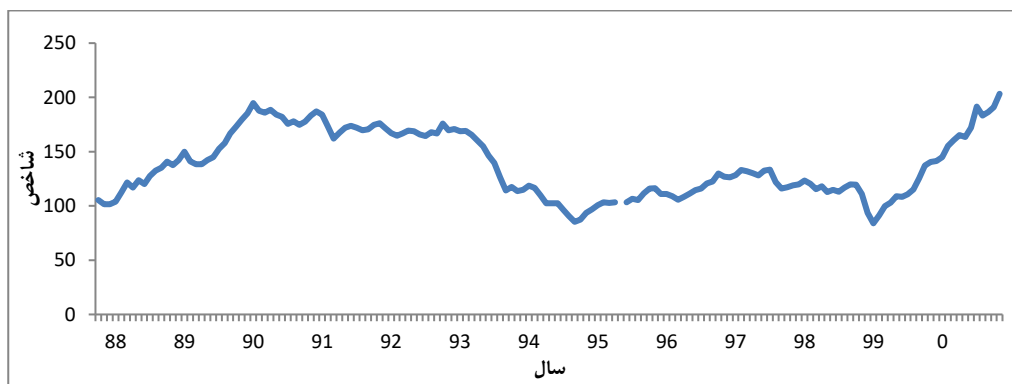
این مطالعه براساس داده‌های سری زمانی از سال ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۰ است که فرضیه تحقیق (بین شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای کلان اقتصادی رابطه معنادار وجود دارد) با استفاده از رویکرد ARDL (وقفه توزیع شده خودرگرسیون) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی که مدل رگرسیون ذاتا خطی باشد و متغیرهای توضیحی نامانا (یا مانا) از رتبه‌های مختلفی باشند در صورت عدم نقض فروض کلاسیک و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌توان برای تخمین مدل در کوتاه‌مدت و بلندمدت به صورت همزمان از مدل ARDL استفاده کرد که با وجود خطی بودن مدل پژوهش و درجه مانایی صفر و یک در متغیرهای پژوهش و عدم نقض فروض کلاسیک با هدف بررسی همزمان تخمین کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل با اثرات تاخیری، رویکرد ARDL برای این پژوهش در نظر گرفته شده است.

شاخص قیمت جهانی کامودیتی

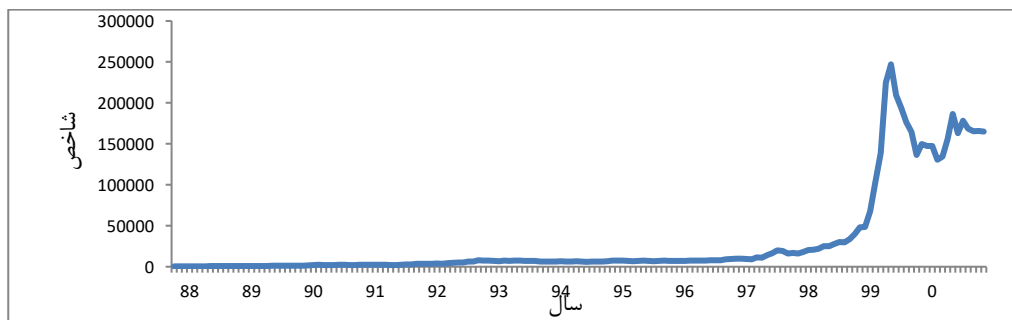
کالاهای کامودیتی که قابلیت معامله با کالاهای مشابه را دارند، عموماً مواد اولیه صنایع هستند. کامودیتی‌ها به‌عنوان ماده خام برای تمامی کالاهایی که در زندگی روزمره استفاده می‌شود و نیز به‌عنوان یک دارایی، در بازار کامودیتی دادوستد می‌شوند. با توجه به نمودار مشاهده می‌کنیم از سال ۱۳۹۹ به بعد با شیوع گسترده ویروس کرونا و افزایش تنش‌ها و درگیری میان روسیه و اوکراین، قیمت محصولات کامودیتی با رشد قابل توجهی همراه شد ضمن اینکه بی‌ثباتی در بسیاری از بازارها از جمله مواد خام، نفت، دلار، طلا و ...، ابهامات زیادی را در مورد آینده اقتصاد جهانی ایجاد کرده است.

شاخص صنعت چندرشته‌ای صنعتی

با توجه به نمودار شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای در سال ۱۳۹۹ با ورود شرکت سرمایه‌گذاری تامین اجتماعی (شستا) به عنوان بزرگترین شرکت فعال در گروه چندرشته‌ای صنعتی همزمان با ورود همگانی مردم به بازار سرمایه در نیمه اول سال باعث جهش و نويز ناگهانی شاخص چندرشته‌ای صنعتی در نیمه اول آن سال شد که در قالب یک متغیر مجازی (DUM_t) با



نمودار ۳. شاخص قیمت جهانی کامودیتی (ماخذ: صندوق بین المللی پول)



نمودار ۴. شاخص صنعت چندرشته‌ای صنعتی (ماخذ: سازمان بورس و اوراق بهادار)

ناگهانی در بازه‌های زمانی مشخص بود و زمانی که با نمودار شاخص صنعت تطبیق داده شد در این بازه‌های زمانی عواملی خارج از متغیرهای کلان اقتصادی بر این نویزها و جهش‌های ناگهانی تأثیرگذار بوده که باعث غیرنرمال شدن داده‌ها شده است که در این بازه‌ها از متغیر مجازی صفر و یک استفاده شده است. یعنی برای ماه‌های نیمه اول سال ۱۳۹۹ متغیر مجازی یک و سایر بازه زمانی متغیر مجازی صفر تعریف شده است.

رویکرد تأخیر توزیع شده خودرگرسیون (ARDL) توسعه یافته توسط پسران و شین (۱۹۹۹) که بعداً توسط پسران و همکاران مورد ارزیابی مجدد قرار گرفت بهترین رهیافت برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها است. چون در این رهیافت نیازی به دانستن جهت علیت نیست و همچنین در مدلی که همزمان متغیر ایستا و غیر ایستا وجود دارد می‌توان از این رهیافت استفاده کرد. این رویکرد می‌تواند اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را تخمین بزند. همچنین این رهیافت می‌تواند مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی است را برطرف کند و چون این مدل‌ها مشکلاتی مثل خود همبستگی سریالی و دورنمایی ندارد تخمین‌های به دست آمده ناریب و کارا هستند. به‌طور کلی الگوی $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را می‌توان به شکل زیر نوشت.

$$Q(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (7)$$

$$Q(L, P) = 1 - Q_1L - Q_2L^2 - \dots - Q_P L^P \quad (8)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1}L - \dots - \beta_{iq} L^{q_i}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, k$$

در معادله بالا، L بیانگر عملگر وقفه زمانی مرتبه اول است به شکلی که $LY = Y_{t-1}$ ، Y_t بیانگر متغیر وابسته است، X_{it} بیانگر بردار متغیرهای توضیحی $q_i (i = 1, \dots, k)$ تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی است، P تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیر وابسته و W_t بردار متغیرهای مقطعی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت است. در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۹ مدل بالا برآورد شده است. در نرم‌افزار ایویوز ۹ با استفاده از روش (OLS) برای مقادیر $P = 0, 1, 2, \dots, m$ و $q_1 = 2, 0, 1, \dots, m$ یعنی تعداد $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون مختلف را تخمین زده شده است.

برای برآورد ضرایب یک مدل از داده‌های سری زمانی با استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی نیازمند این هستیم که

در بسیاری از مدل‌های اقتصادی و مالی تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی با تأخیرهای قابل توجهی مواجه اند. به عنوان مثال اثر وقایع و اخبار بر قیمت سهام ممکن است دارای تأخیر باشد. این تأخیرها می‌تواند ناشی از ساختار اقتصادی و یا ناشی از رفتار و واکنش احتیاط آمیز کارگزاران اقتصادی به سیاست‌ها و وقایع باشد در این خصوص مبانی نظری مختلفی وجود دارد. در مطالعات کاربردی اثر متغیرهای توضیحی به طور آنی اتفاق نمی‌افتد بلکه بخشی از آن را ممکن است در همان لحظه مشاهده کنیم و بخش دیگر نیازمند گذشت زمان باشد. مدل‌هایی که برای بررسی اثرات تأخیری ارائه می‌شوند معروف به مدل‌های با وقفه توزیعی هستند (سوری، ۱۴۰۰، ص ۷۷۵). همچنین این رویکرد در مقایسه با سایر روش‌های قبلی سه مزیت دارد اول این که می‌توان متغیرهای هم‌انباشته از مرتبه صفر و هم‌انباشته از مرتبه یک را با یک دیگر ادغام کرد. دوم این که این رویکرد برای نمونه‌های کوچک و محدود کارآمد است و در نهایت، با اعمال روش ARDL، تخمین‌های بلندمدت بی‌طرفانه مدل به دست می‌آیند (ابراهیمی و همکاران، ۱۹۳۱). همچنین برای تصحیح خطای مدل از الگوی ECM استفاده شده است. ECM نشان دهنده زمان تنظیم است که مدل پس از یک شوک کوتاه مدت به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد.

مدل کلی پژوهش به صورت ذیل است:

$$\ln PX_i = \alpha + \beta_1 \ln ER + \beta_2 \ln INF + \beta_3 \ln PCPS + \beta_4 ES + \beta_5 DUM_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

در رابطه یادشده، $\ln PX_i$ نشان دهنده لگاریتم شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران، $\ln ER$ لگاریتم نرخ ارز، $\ln INF$ لگاریتم نرخ تورم، $PCPS$ لگاریتم شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها، ES متغیر مجازی تحریم‌های اقتصادی است. همچنین با توجه به نمودار شاخص قیمتی صنعت چند رشته‌ای در سال ۱۳۹۹ با ورود شرکت سرمایه‌گذاری تامین اجتماعی (شستا) به عنوان بزرگترین شرکت فعال در گروه چند رشته‌ای صنعتی همزمان با ورود همگانی مردم به بازار سرمایه در نیمه اول سال باعث جهش و نویز ناگهانی شاخص چندرشته‌ای صنعتی در نیمه اول سال ۱۳۹۹ شد که در قالب یکی متغیر مجازی (DUM_t) با اعداد صفر و یک تعریف شده است تا خللی در اصل موضوع ایجاد نشود زیرا زمانی که فرضیه‌های پژوهش تخمین زده شد نمودار پسماند‌های تخمین دارای یک نویزها و جهش‌های

داده‌های سری زمانی غیرایستا و وجود رگرسیون کاذب در مدل باشیم (نوفرستی، ۱۳۷۸).

۵- برآورد مدل و نتایج تجربی

قبل از بررسی فرضیه‌های پژوهش با برآورد مدل از رویکرد *ARDL* ایستایی متغیرهای تحقیق و تعیین درجه انباشتگی آن‌ها بررسی می‌شود. در تحلیل رگرسیونی شامل داده‌های سری زمانی، فرض اساسی این است که سری‌های زمانی تحت بررسی ایستا (مانا) هستند. به بیان کلی، یک سری زمانی، ایستاست اگر میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس در بین دوره زمانی تنها بستگی به فاصله یا شکاف بین دو دوره داشته باشد و نه به زمان واقعی که در آن کوواریانس محاسبه می‌شود (گجراتی، ۱۳۹۴، ص. ۳۲۷). غیرایستا بودن متغیرهای تحقیق ممکن است باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب شود که رگرسیون کاذب باعث اشتباه و خطا در تحلیل‌ها و استنباط‌های پژوهش می‌شود. در نتیجه قبل از هر کاری باید ایستا بودن متغیرها بررسی شود، یعنی میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت باشد کوواریانس متغیرها بین ماه‌ها ثابت باشد. همچنین در ادامه کار چون داده‌ها دارای جهش و صعود و نزول ناگهانی هستند داده‌ها با لگاریتم طبیعی در مدل آورده شده‌اند.

با توجه به جدول بالا قدرمطلق مقدار آماره آزمون به دست آمده برای نرخ تورم و شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی بیشتر از قدرمطلق مقدار معیار آماره در سطح اطمینان ۵ درصد است و *prob* کمتر از ۰.۰۵ است؛ بنابراین بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته متغیر نرخ تورم و شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در سطح ایستا هستند.

متغیرها در مدل ایستا باشند. زمانی یک متغیر سری زمانی ایستا هست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باشد. اما وقتی متغیرهای سری زمانی در مدل غیرایستا باشند، امکان دارد هیچ رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مدل پیدا نکنیم، وقتی که ضریب تعیین R^2 بسیار بالا باشد امکان دارد ما تعبیر اشتباهی از میزان ارتباط متغیرها داشته باشیم. علت بالا بودن ضریب این است وقتی که سری زمانی مثل Y_t دارای روند است، تمام پراکندگی رگرسیون یعنی $\sum (y_t - \bar{y})^2$ حول میانگین \bar{y} محاسبه می‌شود که به اشتباه در طول زمان ثابت فرض شده است و باعث می‌شود به مشاهدات اطراف میانگین \bar{y} وزن زیادی بدهد و کل پراکندگی زیاد شود.

فرمول ضریب تعیین R^2 بصورت زیر است:

$$R^2 = 1 - \left[\frac{\sum e_i^2}{\sum (y_t - \bar{y})^2} \right]$$

که e_i شامل جملات خطاست، زمانی که $\sum (y_t - \bar{y})^2$ بزرگ شود مخرج بزرگ می‌شود و کل عبارت داخل کوشه کوچک که در نتیجه باعث بزرگی ضریب تعیین می‌شود، وجود متغیرهای غیر ایستا در مدل باعث می‌شود آزمون‌های t و F معمول نیز اعتبار کافی نداشته باشند. و کمیت‌های بحرانی t و F در همچنین وضعی کمیت‌های صحیحی برای آزمون نیستند. کمیت‌های بحرانی در توزیع t و F به شکلی است که هرچه حجم نمونه افزایش پیدا کند احتمال رد فرضیه H_0 بیشتر می‌شود و زمانی که ما فرض H_0 را رد کنیم یعنی رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مدل وجود دارد در صورتی که این‌گونه نیست و رگرسیون به دست آمده یک رگرسیون کاذب است. چون سری‌های زمانی در اقتصاد کلان معمولاً غیرایستا هستند مخصوصاً متغیرهای اسمی که روندی صعودی دارند باید مراقب

جدول ۲. نتایج آزمون ADF

متغیر	آماره دیکی - فولر تعمیم یافته (مقادیر بحرانی در سطوح اطمینان مختلف)	مقدار معیار آماره			وضعیت ایستایی متغیر $I(0)$ است؟	نتیجه آزمون متغیر
		۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
نرخ تورم	-۳.۴۶۷	-۲.۵۷۶	-۲.۸۸۰	-۳.۴۷۳	متغیر ایستا نیست	عدم وجود ریشه واحد
نرخ ارز	-۲.۳۳۷	-۳.۱۸۳۷	-۳.۴۳۸	-۴.۰۱۷	متغیر ایستا نیست	وجود ریشه واحد
یکمرته تفاضل گیری از نرخ ارز	-۷.۶۱۱	-۲.۵۷۶	-۲.۸۷۹	-۳.۴۷۳	متغیر ایستا نیست	عدم وجود ریشه واحد
شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها	-۱۰.۷۵	-۲.۵۷۶	-۲.۸۷۹	-۳.۴۷۳	متغیر ایستا نیست	وجود ریشه واحد
یکمرته تفاضل گیری از قیمت جهانی کامودیتی	-۱۱.۲۸۵	-۱.۶۱۵	-۱.۹۴۲	-۲.۵۷۹	متغیر ایستا نیست	عدم وجود ریشه واحد
شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی	۳.۰۰۵	-۱.۶۱۵	-۱.۹۴۲	-۲.۵۷۳	متغیر ایستا نیست	عدم وجود ریشه واحد

منبع: یافته‌های تحقیق

خطاها پذیرفته می‌شود. همچنین سطح معناداری تخمین بالا کمتر از مقدار معیار ۰.۰۵ است پس مدل در سطح ۰.۰۵ معنادار است. پس می‌توان نتیجه گرفت شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در مدل پویا به طور معناداری متاثر از وقفه شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی، نرخ ارز و شاخص قیمت جهانی کامودیتی است. با استناد به نتایج فوق می‌توان گفت متغیرهای کلان اقتصادی به همراه وقفه شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای می‌توانند ۹۹ درصد از تغییرات شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای را تبیین کنند.

آزمون هم‌جمعی

در این پژوهش برای آزمون هم‌جمعی از روش باند پسران-شین استفاده شده است. در نتیجه برای آزمون همگرایی مدل و پی‌بردن به وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون کرانه‌ها بهره گرفته شده است. در این آزمون اگر F به‌دست‌آمده بالاتر از محدوده بالایی یا کران بالا قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر F به‌دست‌آمده پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. اما اگر F به‌دست‌آمده در بین دو محدوده باشد، نتایج غیرقطعی است و بستگی به درجه انباشتگی متغیرها دارد.

با توجه به جدول آزمون کرانه‌ها و آماره F (۷.۳۰۶۸۵۵) که بالاتر از دو کران قرار می‌گیرد، می‌توان نتیجه گرفت که رابطه بلندمدت معناداری بین متغیرها در سطوح معناداری فوق وجود دارد.

همچنین برای متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها قدم‌مطلق مقدار آماره آزمون به‌دست‌آمده کمتر از قدم‌مطلق مقدار معیار آماره در سطح اطمینان ۵ درصد است و prob بیشتر از ۰.۰۵ است در نتیجه نرخ ارز و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها در سطح غیرایستا هستند. اکنون برای $I(2)$ نبودن متغیر موردنظر باید وجود و عدم وجود ریشه واحد سری زمانی با یک‌مرتبیه تفاضل‌گیری بررسی شود. با توجه به جدول بالا مقدار آماره محاسبه شده بیشتر از مقدار معیار در سطوح اطمینان مختلف است و prob کمتر از ۰.۰۵ است؛ بنابراین براساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها با یک‌مرتبیه تفاضل‌گیری ایستا هستند.

برآورد مدل

نوسان متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر معناداری بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

برای بررسی فرضیه فوق مدل $ARDL$ بر مبنای روش تعیین وقفه بهینه شوارتز (SC) به صورت زیر تعریف کرده و به‌خاطر ماهانه بودن داده‌ها ماکزیمم وقفه در الگو بصورت پیش فرض ۴ در نظر گرفته شده است و مرتبه وقفه‌های هر متغیر در مدل براساس معیار شوارتز-بیزین به صورت (۰، ۰، ۰، ۰) تعریف شده است:

$$PX_t = \beta_0 + \beta_1 PX_{t-1} + \beta_2 ER_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 PCPS_t + \beta_5 ES_t + \beta_6 DUM_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

با توجه به یافته‌های پژوهش در جدول جدول ۳، مقدار آماره دوربین واتسون در بازه ۰.۵ تا ۲.۵ قرار دارد، پس فرض استقلال

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد پارامتری پویا مدل $ARDL$ مربوط به صنعت چند رشته ای صنعتی

وضعیت معناداری	Prob	t آماره	انحراف معیار	مقدار ضریب	ضریب متغیر	نام متغیر	نماد
معنادار	۰.۰۰۰۱	-۳.۹۴۶۴۰۸	۰.۲۴۹۱۱۹	-۰.۹۸۳۱۲۵	β_0	عرض از مبدا	عدد ثابت
معنادار	۰.۰۰۰۰	۵۶.۲۱۲۱۳	۰.۰۱۶۴۲۳	۰.۹۲۳۱۹۰	β_1	شاخص قیمتی صنعت چند رشته ای در زمان $t - 1$	PX_{t-1}
معنادار	۰.۰۰۰۰	۴.۴۴۰۱۰۰	۰.۰۲۶۳۴۲	۰.۱۱۶۹۶۲	β_2	نرخ ارز	ER_t
بی معنا	۰.۳۴۷۲	-۰.۹۴۳۰۸۹	۰.۰۱۶۰۶۱	-۰.۰۱۵۱۴۷	β_4	نرخ تورم	INF_t
معنادار	۰.۰۰۵۳	۲.۸۳۰۶۹۸	۰.۰۳۶۰۸۰	۰.۱۰۲۱۲۳	β_5	شاخص قیمت جهانی کامودیتی ها	$PCPS_t$
بی معنی	۰.۱۴۰۳	-۱.۴۸۲۶۳۱	۰.۰۱۶۳۹۱	-۰.۰۲۴۳۰۲	β_6	تحریم اقتصادی	ES_t
معنادار	۰.۰۰۰۰	۹.۵۷۵۷۳۹	۰.۰۴۳۵۰۸	۰.۴۱۶۶۲۰	β_7	متغیر مجازی	DUM_t
۰.۰۰۰۰		سطح معناداری		۰.۹۹۷۶۶۰			ضریب تعیین
۱.۷۸۸۹۱۵		آماره دوربین واتسون		۰.۹۹۷۵۶۶			ضریب تعیین تعدیل شده

متغیرها به میزان یک درصد، شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی به میزان (۰.۱-) و (۰.۳-) درصد کاهش پیدا خواهد کرد.

مدل تصحیح خطای ARDL فرضیه فوق به شکل زیر است

$$\Delta MSINDEX_t = \gamma_1 ES_t + \gamma_2 DUM_t + \gamma_3 ecm_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

جدول ۵. برآورد مدل تصحیح خطای ECM

نام متغیر	ضریب متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
DUM _t	γ ₂	۰.۴۱۶۶۲۰	۰.۰۳۹۸۱۷	۱۰.۴۶۳۳۸	۰.۰۰۰۰
ecm _(t-1)	γ ₃	-۰.۰۷۶۸۱۰	۰.۰۱۱۵۶۰	-۶.۶۴۴۵۴۱	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا (ecm_{t-1})، ۰.۵۲۸۴۹ است. (ecm_{t-1}) سرعت حرکت به سمت تعادل را نشان می‌دهد. اگر مدل از تعادل دور شود در هر دوره ۰.۵۲۸۴۹ به سمت تعادل نزدیک می‌شود یعنی حدود ۲۰ دوره بعد به تعادل خواهد رسید. به زبانی دیگر این ضریب نشان می‌دهد، که هر عدم تعادل در رابطه بلندمدت، با سرعت ۰.۵۲۸۴۹ توسط تغییر در میزان شاخص قیمتی صنعت تعدیل می‌شود.

آزمون‌های کفایت مدل ARDL بر اساس مانده‌ها (آزمون فروض کلاسیک)

در مدل‌های ARDL نیز همانند تمام مدل‌های اقتصادسنجی لازم است با ابزارها و شاخص‌هایی برازش و خوب بودن مدل را مورد بررسی قرار داد و از مناسب بودن آن اطمینان حاصل کرد. جهت بررسی خوبی برازش مدل و کفایت مدل آزمون‌های خودهمبستگی (LM Test)، آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)، آزمون فرم تبعی مدل (Ramzey Test)، آزمون نرمال بودن باقی مانده‌ها (جارک - برآ، Normality) انجام شده است. نتایج حاصل از آزمون‌ها در جدول پایین گنجانده شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره کای - دو	نام آزمون
فرضیه صفر را می‌پذیریم، خودهمبستگی نداریم	۰.۴۰۹۲	۰.۳۸۹۸	آزمون خودهمبستگی (LM Test)
فرضیه صفر را می‌پذیریم، واریانس ناهمسانی نداریم	۰.۳۸۷۴	۰.۳۹۸۵	آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)
فرضیه صفر را می‌پذیریم، فرم تبعی مدل درست است	۰.۳۴۳۱	۰.۳۴۳۱	آزمون فرم تبعی مدل (Ramzey Test)
فرضیه صفر را می‌پذیریم، باقیمانده‌ها نرمال هستند	۰.۳۱۰۴۱۵	۲.۳۳۹۶۹۳	آزمون فرض نرمال بودن باقی مانده‌ها (جارک - برآ) (Normality)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. آزمون کرانه‌ها

سطح معناداری	کران پایین	کران بالا
۱۰ درصد	۲.۲	۳.۰۹
۵ درصد	۲.۵۶	۳.۴۹
۲.۵ درصد	۲.۸۸	۳.۸۷
۱ درصد	۳.۲۹	۴.۳۷

منبع: یافته‌های تحقیق

بر آورد ضرایب بلندمدت با الگوی ARDL بر مبنای روش تعیین وقفه بهینه شوارتز (sc)

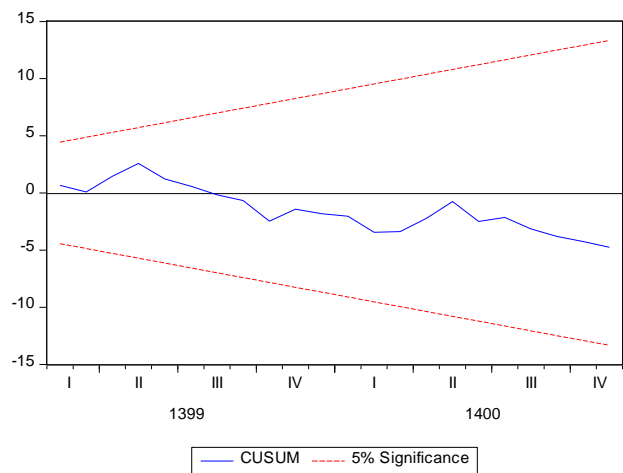
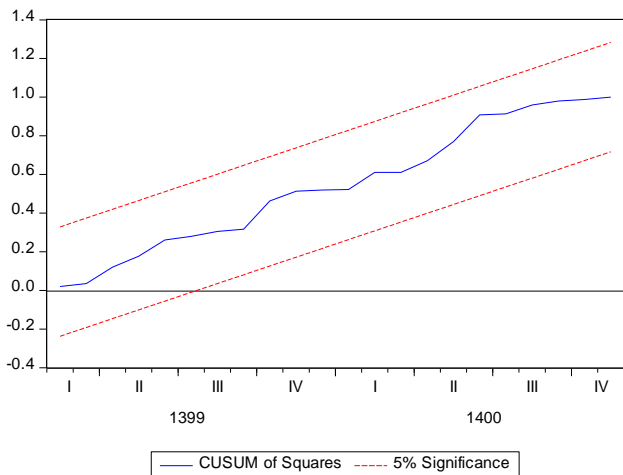
بعد از انجام آزمون باند پسران و شین و اطمینان پیدا کردن از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها باتوجه به آماره شوارتز و انتخاب (۰، ۰، ۰، ۰) به عنوان مدل بهینه، مقادیر برآورد شده ضرایب در بلندمدت به شکل زیر است:

جدول ۵. ضرایب بلندمدت بر اساس مدل ARDL (۱، ۰، ۰، ۰)

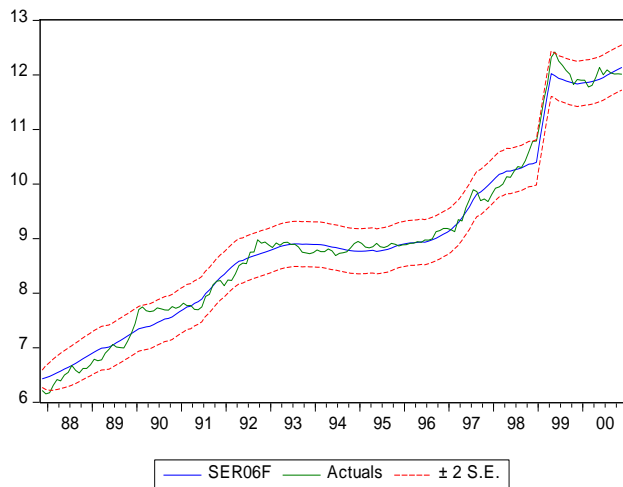
نام متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
عدد ثابت	-۱۲.۷۹۹۴۸	۲۶۱۲۶.۰۳	-۴.۸۹۹۱۳۰	۰.۰۰۰۰
ER _t	۱.۵۲۲۷۵۱	۰.۱۰۲۶۱۴	۱۴.۸۳۹۵۶	۰.۰۰۰۰
INF _t	-۰.۱۹۷۱۹۸	۰.۲۰۷۸۶۹	-۰.۹۴۸۵۵۸	۰.۰۳۴۳
PCPS _t	۱.۳۲۹۶۷۴	۰.۴۸۷۱۰۲	۲.۷۲۹۷۶۷	۰.۰۰۷۱
ES _t	-۰.۳۶۱۳۹۴	۰.۲۲۱۵۵۷	-۱.۴۲۸۰۴۸	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا می‌توان گفت که در بلندمدت متغیرهای نرخ ارز و قیمت جهانی کامودیتی‌ها تأثیرات مثبت بر شاخص صنعت چندرشته‌ای دارند و با توجه به این که ضرایب آن‌ها به ترتیب (۱.۵)، (۱.۳) می‌باشد می‌توان گفت که در صورتی که هر کدام از این متغیرها یک درصد افزایش بیابند به ترتیب شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی را (۱.۵)، (۱.۳) درصد افزایش خواهند داد. همچنین با توجه به ضریب منفی و معنی‌دار متغیر نرخ تورم و شاخص تحریم‌های اقتصادی که به ترتیب معادل (۰.۱-) و (۰.۳-) می‌باشد می‌توان گفت که در صورت افزایش این



نمودار ۴. نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ مرتبط به فرضیه



نمودار ۵. نمودار واقعی و برازش شده صنعت چند رشته ای صنعتی

به منظور بررسی خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل در روش ardl نمی‌توان به آزمون دوربین واتسون و آماره آن اکتفا نمود و لازم است از سایر روش‌های آزمون خودهمبستگی بهره برد در نتیجه آزمون (LM Test) برای خودهمبستگی انجام شد که خودهمبستگی جملات اختلال وجود نداشت. همچنین با توجه به نتایج تخمین مدل در آزمون ناهمسانی واریانس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسان واریانس در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود، پس از آن آزمون رمزی انجام شده است که در سطح معناداری ۵ درصد، صحیح بودن فرم تبعی مدل تایید شده است. همچنین برای فرض نرمال بودن داده‌ها آزمون (جاک- برا) انجام شده است که با توجه به نتایج نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. همان‌طور که جدول بالا نشان می‌دهد، آزمون تشخیص فروض کلاسیک برای معادله برآورد شده معنی‌دار بوده و دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد. بنابراین مدل با مشکلات خودهمبستگی، فرم تبعی (تصریح مدل)، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس مواجهه نیست.

آزمون CUSUM و CUSUMSQ

در این پژوهش پایداری ضرایب با استفاده از آزمون CUSUMSQ و CUSUM بررسی شده است.

نتایج آزمون CUSUM با روش محاسبه آماره پسماند تجمعی نشان داد که ضرایب مدل برآورد شده طی دوره مورد بررسی پایدار است؛ و همان‌طور که در شکل بالا نشان داده شده است فاصله اعتماد ۹۵ درصدی توسط نمودار قطع نشده است و لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته و عدم وجود آن رد می‌شود. آزمون شکست CUSUMSQ برخلاف آزمون CUSUM برای همه متغیرها وجود شکست ساختاری را تایید می‌کند. یعنی با توجه به نمودار حاصل از آزمون برای همه متغیرها در که خارج از کرانه‌ها تعیین شده می‌باشد، شکست وجود دارد که در اینجا متغیرها درون دو کرانه قرار دارند، با توجه به نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ در مدل شکست ساختاری وجود ندارد، یعنی ضرایب مدل قابل اعتماد هستند.

مقایسه مقادیر تخمین زده شده با مقادیر واقعی

در انتها بعد از تخمین و خوبی برازش مدل نمودار واقعی و نمودار برازش شده در یک شکل آورده شده است.

با توجه به نمودار فوق نمودارهای واقعی و برازش شده تقریباً بر روی هم مماس هستند و یک‌روند یکسان را نشان می‌دهند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج مهم بررسی رابطه پویا و بلندمدت شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران با متغیرهای ذکر شده را می‌توان به صورت ذیل بیان نمود:

طبق مدل تخمین زده شده، مشخص می‌شود که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بین نرخ ارز و شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. به این ترتیب فرضیه اول تحقیق مبنی بر ارتباط معنادار بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران و نرخ ارز اثبات می‌شود. همچنین با تغییر یک درصدی در نرخ ارز در کوتاه‌مدت، شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی به میزان ۰.۱۱ درصد افزایش می‌یابد که این میزان در بلندمدت، سبب افزایش شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی به میزان ۱.۵۲ درصد خواهد شد. به بیان دیگر کشش شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی نسبت به نرخ ارز در کوتاه‌مدت ۰.۱۱ و در بلندمدت ۱.۱۵ می‌باشد. رابطه مثبتی که بین این دو متغیر وجود دارد براساس مبانی تئوریک (نظریه رویکرد بازار کالا) نیز مورد تأیید است. این نتیجه‌گیری همسو با نتایج تجربی پژوهش‌های خالد و خان (۲۰۱۷)، پوجا (۲۰۱۷)، مگاراوالی و سامپانگنارو (۲۰۱۸)، موهنوت و همکاران (۲۰۲۴)، خمسه و معماریان (۱۳۹۹) و محرابیان و گودرزی فراهانی (۱۴۰۰) است که تأثیر متغیرهای کلان را بر شاخص کل بازار بررسی کرده‌اند.

نرخ تورم به عنوان یکی دیگر از اجزای تأثیرگذار بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی مورد بررسی در این پژوهش، در کوتاه‌مدت معنادار نبود اما در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی بر جای گذاشته است. مطابق نتایج، فرضیه دوم تحقیق مبنی بر ارتباط معنادار میان شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران و نرخ ارز در بلندمدت تأیید می‌شود. نتایج نشان داد که با افزایش یک درصدی در نرخ تورم در بلندمدت شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی ۰.۱۹ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه مطابق فرضیه پروکسی فاما (۱۹۸۱) است که در بخش مبانی نظری به توضیح آن پرداخته شد. این نتیجه‌گیری همسو با نتایج تجربی پژوهش مگاراوالی و سامپانگنارو (۲۰۱۸) است که تأثیر متغیرهای کلان بر شاخص کل بازار سهام چند کشور را بررسی کرد.

طبق نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل، شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی دارد. به این ترتیب فرضیه سوم تحقیق، مبنی بر ارتباط معنادار بین شاخص قیمت صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها اثبات می‌شود. کشش شاخص قیمت جهانی کامودیتی نسبت به شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در کوتاه‌مدت برابر با ۰/۱۰ درصد و در بلندمدت برابر با ۱/۳۲ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد، یک درصد افزایش در شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها باعث کاهش ۰/۱۰ درصدی در کوتاه‌مدت و ۱/۳۲ درصدی در بلندمدت بر نرخ ارز خواهد شد. در صنعت چندرشته‌ای صنعتی ماهیت و موضوع فعالیت شرکت‌های این گروه شبیه به شرکت‌های سرمایه‌گذاری است و عمده نمادهای آن را هلدینگ‌های سرمایه‌گذاری تشکیل می‌دهند. افزایش قیمت محصولات باعث افزایش درآمدهای حاصل از صادرات شرکت‌های می‌شود که در آنها سرمایه‌گذاری شده و این یعنی افزایش بازدهی شرکت‌های سرمایه‌گذاری. این نتیجه‌گیری مطابق با فرضیه بازار کارآمد و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ و هم‌جهت با نتایج پژوهش قادری و شهرازی (۱۴۰۰) است.

آخرین متغیر موجود در این پژوهش شاخص تحریم‌های اقتصادی می‌باشد. نتایج بیانگر این است که در کوتاه‌مدت این متغیر تأثیر معنی‌داری بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی ندارد اما در بلندمدت متغیر شاخص تحریم‌های اقتصادی تأثیر منفی و معنی‌داری با ضریب ۰.۳۶- بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی دارد. این موضوع براساس تئوری نیز مورد انتظار می‌باشد. نظریه بنیادی بر این فرض استوار است که ارزش ذاتی هر اوراق بهادار در قیمت بازار آن لحاظ می‌شود و عامل اقتصادی اساسی در مورد یک شرکت، ارزش ذاتی اوراق بهادار شرکت را تعیین می‌کند. بنیادگرایان قیمت‌ها را براساس اطلاعات بازار در مورد اقتصاد، صنعت و شرکت پیش‌بینی می‌کنند. زمانی که یک رویداد در یک اقتصاد پیش‌بینی می‌شود، انتظار می‌رود قیمت‌های اوراق بهادار تحت تأثیر قرار گیرند. تحریم باعث کاهش درآمدهای حاصل از صادرات شرکت‌هایی می‌شود که در آنها سرمایه‌گذاری شده و این یعنی کاهش بازدهی شرکت‌های سرمایه‌گذاری. این موضوع براساس مبانی تجربی مورد انتظار می‌باشد، خمسه و معماریان (۱۳۹۹) در پژوهشی نتیجه گرفتند در بلندمدت نیز تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفی و معناداری دارد.

منابع

- فرضیه بازار کارآمد که عموماً به عنوان نظریه راه‌رفتن تصادفی شناخته می‌شود، فرض می‌کند که قیمت‌های بازار باید تمام اطلاعات موجود را در هر نقطه از زمان ترکیب کنند. فرضیه بازار کارآمد فرض می‌کند که عوامل اقتصادی به طور کامل در قیمت سهام منعکس می‌شوند. از طرفی اوجی مهر، منتخب و صمدی (۱۳۹۹) در پژوهشی با هدف رتبه‌بندی کارایی بازار در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که صنعت چندرشته‌ای صنعتی جز صناعی است که نسبت به بقیه کمترین ناکارایی را دارد. همچنین شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی ۸ درصد از کل ارزش بازار بورس و اوراق بهادار را تشکیل می‌دهند. با وجود اهمیت صنعت چندرشته‌ای صنعتی این صنعت در پژوهش‌ها تاکنون مغفول مانده و نادیده گرفته شده است در نتیجه در این پژوهش تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شد که رابطه معنی‌داری بین متغیرهای پژوهش و شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی وجود داشت، لذا پیشنهاد می‌شود تحلیل گران مالی و ذینفعان برای تحلیل شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار سرمایه ایران به گونه‌ی تاثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر شاخص قیمتی صنعت مذکور توجه داشته باشد و در تصمیم‌گیری‌های خود این مولفه‌ها را لحاظ کنند و روند تغییرات ایجادشده در این متغیرها را بررسی کنند. همچنین ضریب مربوط به لگاریتم نرخ ارز و قیمت جهانی کامودیتی‌ها که نشان‌دهنده کشش شاخص صنعت چندرشته‌ای به نرخ ارز و قیمت جهانی کامودیتی می‌باشد چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت کشش بیشتری نسبت به سایر متغیرها دارند به عبارتی این دو متغیر اثرگذاری شدیدی بر قیمت صنعت چندرشته‌ای دارند، در این پژوهش به دلیل اهمیت صنعت چندرشته‌ای و وجود هلدینگ‌های بزرگ در آن، این صنعت به طور خاص مورد بحث و تحلیل قرار گرفته شد که سایر محققین می‌توانند در پژوهش‌های آتی سایر صنایع مغفول مانده را مورد بحث و پژوهش قرار دهند.
- ابراهیمی، مریم، کامبیز هژبر کیانی، عباس معمار نژاد، فرهاد غفاری. (۱۳۹۷). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۲(۴۴)، ۲۱-۳۹.
- اوجی مهر، سکینه و منتخب، افشین و صمدی، علی حسین. (۱۳۹۹). رتبه بندی کارایی صنایع منتخب فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران: کاربرد روش تحلیل نوسانات روندزادایی شده چند فرکانسی. فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، ۴(۱۴)، ۱۱-۲۶.
- پیرائی، خسرو و شهسوار، خسرو (۱۳۸۷). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۹(۱)، ۲۱-۳۸.
- حیدری، حسن، و بشیری، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH. تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۳(۹)، ۷۱-۹۲.
- خادم پور آرانی، عباس. (۱۴۰۱). مدل تلفیقی چند هدفه و اقتصادسنجی جهت بهینه‌سازی پرتفوی سهام. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۴(۲)، ۲۶۳-۲۹۲.
- خمسه، محمد و معاریان، عرفان. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران. ششمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های مدیریت و علوم انسانی در ایران.
- زراء نژاد، منصور و معتمدی، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی رویکرد اسلامی - ایرانی سال ۱۲(۴۶)، ۱۰۱-۱۱۶.
- سعیدی، پرویز و امیری، عبدالله (۱۳۸۷). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۲(۲)، ۱۱۱-۱۳۰.
- سوری، علی. ۱۴۰۰. اقتصاد سنجی (پیشرفته) جلد دوم همراه با کاربرد Eviews8 و Stata12، تهران: نشر نورعلم، چاپ اول.
- شاکری، عباس و اسکویی، الناز. (۱۴۰۲). بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸۲(۴۹)، ۴۴-۹۴.
- شکری، مصطفی و سعادت مهر، مسعود. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در ایران: رهیافت فازی. نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۱۰(۳)، ۲۲۷-۲۵۲.
- عبدالملکی، حجت‌الله. (۱۳۹۳). اقتصاد مقاومتی، درآمدی بر مبانی سیاست‌ها و برنامه عمل. تهران: نشر انتشارات بسیج دانشجویی دانشگاه امام صادق(ع).

گجراتی، دمو دار (۱۳۹۴)، اقتصاد سنجی کاربردی، تهران: نشر نور علم، چاپ سوم.

محرابیان، علی اکبر و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۴۰۰). در پژوهشی تحت عنوان، بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی صنایع در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته. فصلنامه اقتصاد کاربردی، ۱۱(۳۹)، ۷۳-۵۵.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران: انتشارات مؤسسه رسا، چاپ اول.

فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل و فراهانی، رضا. (۱۳۹۶). اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، ۱۱(۳۹)، ۲۵-۱.

فرجی، یوسف. (۱۳۹۵). پول، ارز و بانکداری. تهران: چاپ و نشر بازرگانی قادری، سامان و شهرازی، مهدی. (۱۳۹۹). اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد بیزین چرخشی مارکوف. تحقیقات مالی، ۲۲(۱)، ۹۰-۱۰۹.

کریم‌زاده مصطفی (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۶)، ۴۱-۵۴.

References

- Ankudinov, A., Ibragimov, R., & Lebedev, O. (2017). Sanctions and the Russian stock market. *Research in International Business and Finance*, 40, 150-162
- Biswas, D. (2015). The effect of portfolio diversification theory: Study on modern portfolio theory of stock investment in the national stock exchange. *Splint International Journal of Professionals*, 2(6), 70-77.
- Demir, C. (2019). Macroeconomic determinants of stock market fluctuations: The case of BIST-100. *Economies*, 7(1), 8.
- Giri, A. K., & Joshi, P. (2017). The impact of macroeconomic indicators on Indian stock prices: An empirical analysis. *Studies in Business and Economics*, 12(1), 61-78.
- Humpe, A., & McMillan, D. G. (2020). Macroeconomic variables and long-term stock market performance. A panel ARDL cointegration approach for G7 countries. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1816257.
- John, E. I. (2019). Effect of macroeconomic variables on stock market performance in Nigeria. *Journal of Economics, Management and Trade*, 22(6), 1-14
- Kang, W., Ratti, R. A., & Vespignani, J. (2017). Global commodity prices and global stock market volatility shocks: Effects across countries. *Journal of Asian Economics*, 71, 101249.
- Khadivi, H., Bahri Sales, J., Jabbarzadeh Kangarluvi, S., & Zavarirezaei, A. (2022). Investigating the impact of the devaluation of national currency and macroeconomic indicators considering the political effects of sanctions on stock prices. *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 13(2), 1089-1103.
- Khalid, W., & Khan, S. (2017). Effects of macroeconomic variables on the stock market volatility: the Pakistan experience. *International Journal of Econometrics and Financial Management*, 5(2), 42-59.
- Long, S., Zhang, M., Li, K., & Wu, S. (2021). Do the RMB exchange rate and global commodity prices have asymmetric or symmetric effects on China's stock prices?. *Financial Innovation*, 7(1), 1-21.
- Megaravalli, A. V., & Sampagnaro, G. (2018). Macroeconomic indicators and their impact on stock markets in ASIAN 3: A pooled mean group approach. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1432450
- Michael, A. (2014). The inflation-stock market returns nexus: evidence from the Ghana stock exchange. *Journal of economics and international finance*, 6(2), 38.
- Mohnot, R., Banerjee, A., Ballaj, H., & Sarker, T. (2024). Re-examining asymmetric dynamics in the relationship between macroeconomic variables and stock market indices: empirical evidence from Malaysia. *The Journal of Risk Finance*, 25(1), 19-34.
- Naseer, M., & Bin Tariq, D. Y. (2015). The efficient market hypothesis: A critical review of the literature. *The IUP Journal of Financial Risk Management*, 12(4), 48-63.
- Okwuoza, G. I. (2021). Stock market performance and macroeconomic fundamentals in Nigeria. *International Journal of Intellectual Discourse*, 4(4), 234-251.
- 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.
- Parab, N., & Reddy, Y. V. (2020). The dynamics of macroeconomic variables in Indian stock market: a Bai-Perron approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 13(1), 89-113.
- Torbira, L. L., & Agbam, A. S. (2017). Macroeconomic risk factors and stock returns: The arbitrage pricing approach. *Journal of Finance, Banking and Investment*, 4(1), 41-71.