Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 33, Spring 2021
PP: 85- 112

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Survey the Impact of Selected Global Commodity Indexes on Metal Ore Mining Index of Tehran Stock Exchange

MohammadAli Dehghan Dehnavi *, MohammadHashem Botshekan **, MohammadJavad Salimi* , Meisam Bagheri Kopaei******

Research Paper

Abstract

Regarding the importance of the stock market and commodity indexes as a predictive index, in this study, the effect of selected global commodity indices on the index of metal ores in the Tehran Stock Exchange has been investigated. Using the monthly state data from April 25th, 2012 to January 20th, 2020, the impact of the index of Bloomberg industrial metals, and the index of Nasdaq industrial metals on the index of metal ores extraction in Tehran stock exchange were studied by ARDL method. To investigate the existence of the long-term relationship, a bound testing was used. In order to control the effects of liquidity, consumer's inflation, producer's inflation, and the exchange rate in the unofficial market on independent and dependent variables, these variables were used as control variables in the model. The results show that the global commodity indexes of CRB without energy, Bloomberg industrial metals index, and Nasdaq industrial metals index have a positive and meaningful relationship with the index of metal ores extraction in the Tehran stock exchange Among the above two indexes, the Nasdaq industrial metals index was more influential on the metal ores extraction index than the Bloomberg industrial metals index.

Received: 2021.January.07, Accepted: 2021.May.29.

*Assistant Prof, Department of Finance and Banking, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, (Corresponding Author). E-Mail: dehghandehnavi@atu.ac.ir
** Associate Prof, Department of Finance and Banking, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
***Assistant Prof, Department of Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
*** Ph.D Candidate in Financial Management, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Keywords: Bloomberg Industrial Metals Index; Nasdaq industrial metals index; Index of Metal Ores Extraction; ARDL method.

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۳۳ ـ بهار ۱۴۰۰
ص‌ص ۱۱۲- ۸۵

شاپای چاپی: ۲۶۴۵-۴۶۳۷
شاپای الکترونیکی: ۲۶۴۵-۴۶۴۵

عنوان بررسی تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی بورس اوراق بهادار تهران

محمدعلی دهقان دهنوی*، محمدهاشم بت شکن، محمدجواد سلیمی***، میثم باقری کوپائی*****

مقاله پژوهشی

چکیده

باتوجه به اهمیت بازار سهام و همچنین شاخص های کالایی به عنوان یک شاخص پیش نگر، در این مطالعه به تاثیر شاخص های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. در این مقاله با استفاده از داده‌های ماهانه در کشور و در بازه زمانی ششم اردیبهشت سال ۱۳۹۱ تا سی ام دی ماه سال ۱۳۹۸ تأثیر شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ و شاخص فلزات صنعتی نزدک بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران با روش ARDL مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. به منظور کنترل اثر متغیرهای نقدینگی، تورم مصرف کننده، تورم تولید کننده و نرخ ارز در بازار غیر رسمی بر روی متغیرهای مستقل و وابسته، این متغیرها به عنوان متغیر کنترلی در مدل مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج حاکی از آن است که شاخص های کالایی جهانی فلزات صنعتی بلومبرگ و شاخص فلزات صنعتی نزدک، دارای رابطه مثبت و معنادار با شاخص استخراج کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران می باشند. در میان دو شاخص فوق، شاخص فلزات صنعتی نزدک نسبت به شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ، بر روی شاخص کانه‌های غیر فلزی تأثیرگذارتر بود.

کلیدواژه‌ها: شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ؛ شاخص فلزات صنعتی نزدک؛ شاخص استخراج کانه‌های فلزی؛ روش ARDL.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۱۰/۱۸، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۰۸.

* استادیار، گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)،
E-Mail: dehghandehnavi@atu.ac.ir

** دانشیار، گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

*** استادیار،گروه حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

**** دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

۱. مقدمه

امروزه بازارهای مالی با یکدیگر ارتباط تنگاتنگی دارند و سرمایه‌گذاری در یک بازار بدون تحلیل سایر بازارها بسیار پر ریسک خواهد بود، بنابراین تحلیلگران و سرمایه‌گذاران باید بین بازارهای مالی تحلیل مناسبی انجام دهند. مدیران پرتفوی به‌منظور بهره‌گیری از تنوع سازی سرمایه‌گذاری خود و سیاست‌گذاری اقتصادی جهت از بین بردن آثار منفی بحران‌های بین‌المللی بر اقتصاد داخلی، باید در خصوص اثر بازارهای جهانی بر بازار سهام شناخت پیدا نمایند. همچنین، با توجه به این‌که بسیاری از مطالعات بر وجود ارتباط قوی میان بازار سهام و رشد اقتصادی تأیید کرده‌اند بنابراین، بررسی عوامل متعددی که بر بازار سهام تأثیرگذار هستند حائز اهمیت است. یکی از عوامل مؤثر بر بازار سهام، تحولات بازار کالا از قبیل نفت، فلزات صنعتی و گران‌بها، کالاهای کشاورزی و ... است. بنا بر عقیده بسیاری از محققان، بین کالاها و بازار سهام رابطه وجود دارد. قیمت کالاها بر قیمت سهام هرچند غیرمستقیم تأثیر خواهد گذاشت. به این صورت که قیمت کالاها بر شاخص‌های مهم کلان اقتصادی اثر می‌گذارند و سپس بر قیمت سهام اثرگذار خواهد بود. همچنین تغییرات قیمت کالاها می‌تواند سیگنال‌های خرید یا فروش مناسبی را به صنایع مختلف موجود در بازار سهام که مصرف‌کننده یا تولیدکننده مستقیم کالاها هستند منتقل کند[۱۱،۲].

گروه فلزات یکی از مهم‌ترین گروه‌ها در بازار کالا هستند که در بورس اوراق بهادار تهران نیز در دودسته استخراج کانه‌های فلزی و فلزات اساسی قرار دارند. در گروه استخراج کانه‌های فلزی شرکت‌های بزرگی قرار دارند که رتبه سوم را ازلحاظ ارزش معاملات در بورس اوراق بهادار تهران دارا می‌باشند و درمجموع حدود ۲۴ درصد از ارزش کل بازار سهام را به خود اختصاص داده‌اند و از این لحاظ جز گروه‌های بزرگ بازار یا به اصلاح شاخص ساز محسوب می‌شوند؛ بنابراین، وقوع هر تحول مهمی که مرتبط با این گروه باشد می‌تواند بر شاخص کل اثر معناداری گذاشته و کلیت بازار سرمایه را نیز تحت تأثیر قرار دهد [۱۱].

جهت بررسی تأثیر قیمت‌های کالاهای جهانی بهتر است از نماینده آن‌ها که شاخص‌های کالایی هستند استفاده شود، شاخص‌های کالایی برای اهداف کلی ارزیابی میزان و جهت حرکت بازار کالا، اندازه‌گیری بازدهی بازار کالا و تغییرات قیمت بازار استفاده می‌شوند. شاخص‌های کالایی از منظر کاربردی بسیار حائز اهمیت هستند، آن‌ها این توانایی رادارند که مقایسه‌ای تاریخی در خصوص عواید حاصل از صرف پول (سرمایه‌گذاری) بر روی کالاها یا اوراق بهادار مبتنی بر کالا را نیز ارائه نمایند. شاخص‌های کالایی جهانی اغلب دارای زیرشاخص‌هایی در حوزه‌های مختلف مانند نفت و فرآورده‌های نفتی، پتروشیمی، کشاورزی، فلزات صنعتی و فلزات گران‌بها می‌باشند که به‌عنوان‌مثال زیر شاخص فلزات صنعتی می‌تواند به‌عنوان نماینده فلزات صنعتی عمل نماید.

سؤالی که در این پژوهش مطرح می‌باشد آن است که آیا الگوهای اقتصادسنجی اثرگذاری شاخص‌های کالایی جهانی را بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران مورد تأیید قرار می‌دهند؟ در صورت مثبت بودن پاسخ، کدام‌یک از شاخص‌های کالایی جهانی منتخب، بر روی شاخص استخراج کانه‌های فلزی، تأثیرگذارتر خواهد بود؟ برای بررسی این موضوع در میان شاخص‌های کالایی جهانی، از دو شاخص معتبر جهانی نزدک و بلومبرگ و زیر شاخص فلزات صنعتی آن‌ها استفاده گردید. دلیل استفاده از دو شاخص نزدک و بلومبرگ این است که در مقالات و مراجع علمی از این دو شاخص به‌کرات استفاده‌شده است.

درحقیقت سه سؤال اصلی مطرح‌شده در پژوهش حاضر به شرح ذیل است:

الف) تأثیر شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی چگونه است؟

ب) تأثیر شاخص فلزات صنعتی نزدک بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی چگونه است؟

ج)از بین دو شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ و نزدک کدامیک بر روی شاخص استخراج کانه‌های فلزی تأثیرگذارتر است؟

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱-۲- مبانی نظری

اهمیت بخش فولاد و سنگ آهن در اقتصاد کشور

درعصر کنونی کاربرد آهن از دیگر فلزات بیشتر است و ۹۵٪ فلزات تولید شده در سراسر جهان را تشکیل می دهد. قیمت ارزان و مقاومت بالای ترکیب آهن، استفاده از آن بویژه در اتومبیل ها، بدنه کشتی های بزرگ و ساختمان ها اجتناب ناپذیر می کند. «فولاد» معروف ترین آلیاژ آهن است. با توجه به جایگاه ویژه فولاد در اقتصاد و صنعت هر کشور، آهن به عنوان کالای استراتژیک و یکی از فاکتورهای مورد توجه در زمینه شاخص توسعه یافتگی کشورهای جهان به شمار آمده و سرمایه گذاری های مختلفی در زمینه توسعه این صنعت صورت گرفته است. تولید فولاد در نیم قرن گذشته دست خوش تغییر و تحولات زیادی شده است. اگرچه آهن به عنوان قدیمی ترین فلز بکارگرفته شده توسط بشر شناخته می شود، اما هنوز روش های جدید برای استخراج و بهبود کیفیت این محصول قابل بررسی است. هم اکنون استخراج سنگ آهن در ۴۸ کشور صورت می گیرد که چین، برزیل، استرالیا ، روسیه و هند با تولید هفتاد درصد سنگ آهن جهان، پنج کشور عمده تولید کننده آهن محسوب می شود. تاکنون مجموع ذخایر و منابع سنگ آهن در ایران که اکتشاف تفصیلی آنها به پایان رسیده حدود ۴,۳ میلیارد تن برآورد شده است. هم اکنون از ذخایز سنگ آهن کشور، سالانه تنها۰,۷ درصد به استخراج می رسد. با توجه به اینکه بر اساس سند چشم انداز بیست ساله ، ایران در سال ۱۴۰۴ به تولید ۵۵ میلیون فولاد خام باید دست پیدا کند، تا آن سال، دست کم باید ۹۰ میلیون تن سنگ آهن در سال به تولید برسد.

عوامل موثر در تجزیه و تحلیل صنعت آهن و فلزات

هرچند این مطالعه مشخصا به بررسی تأثیر قیمت جهانی شاخص های کالایی فلزی بر گروه استخراج کانه های فلزی اختصاص دارد اما عوامل متعدد دیگری نیز وجود دارد که ممکن است این گروه حاضر در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار دهد که برخی از مهم‌ترین این عوامل، قیمت‌های جهانی، نرخ تورم (مصرف کننده و تولید کننده)، میزان تولید ملی، نرخ بهره، نرخ ارز، میزان بیکاری، نرخ های رشد اقتصادی، قوانین و سیاست های پولی و مالی دولت، وضعیت صنایع وابسته و وضعیت بنیادی شرکت‌ها هستند که تحلیلگر و سهامدار با بررسی آنها پیش بینی های دقیق تری از وضعیت این گروه به‌عمل می آورد و از دورنمای آتی سهام مطلع می‌شود.

تأثیر قیمت‌های جهانی بر قیمت سهام شرکت‌ها

تمام کامودیتی ها، از جمله فلزات و کانه های فلزی، صنایع و شرکت های بورسی وابسته به خود را دارند و رشد یا افت بهای آنها بر بازار سهام مرتبط با آنها نیز تأثیرگذار خواهد بود. به طور مشخص ، وقتی قیمت جهانی فلزات در بازارهای معتبر جهانی نظیر *LME* ، *SHFE* و *NYMEX* دستخوش تغییر می شود. طبق فرضیه بازار کارا[۱]، بازار کارا، مطرح شده توسط فاما[۲]، این تغییر قیمت باید به طور کامل و فوری در قیمت سهام شرکت ها و صنایع مرتبط در بازار سهام منعکس شود. اما در کشورهایی که بازار سهام آنها ناکارا باشد و یا اقتصادشان با اقتصاد جهانی تعامل و پیوند چندانی نداشته باشد این تغییرات قیمت جهانی به صورت ناقص و با وقفه زمانی در قیمت سهام شرکت های مرتبط منعکس می گردد و یا حتی ممکن است تأثیر معناداری بر آنها نداشته باشد. بنابراین، به لحاظ تئوری وقتی قیمت جهانی فلزات افزایش می یابد سرمایه گذاران انتظار جهش سود آوری و ایجاد تعدیلات مثبت در گزارش های آتی سهام شرکت های بورسی مرتبط را خواهند داشت و تقاضا برای سهام این شرکت ها افزایش می یابد و با رشد قیمتی مواجه خواهند شد؛ اما نتایج تجربی بسته به عواملی نظیر شدت ناکارایی بازار و یا میزان پیوند اقتصاد یک کشور با اقتصاد جهانی ممکن است متفاوت باشد.

شاخص‌های کالایی

شاخص کالایی یک شاخص وزن‌دار یا هم‌وزن است که در آن قیمت انواع کالاها قرار دارد و این قیمت‌ها می‌توانند بر مبنای قیمت‌های نقدی یا آتی باشند. شاخص‌های کالایی به‌عنوان نماینده‌ای از کالاها عمل کرده و عملکرد این کالاها را ردیابی می‌کنند. شاخص‌های کالایی معمولاً دارای گروه‌هایی هستند که کالاهای تشکیل‌دهنده شاخص هر یک در گروهی جای می‌گیرند و کالاها هرکدام در بورس‌های مختلف معامله می‌شوند. درخصوص ارتباط شاخص‌های کالایی با بازار سهام مقالات زیادی در کشورهای مختلف انجام شده است. مثلا در ژاپن، ارتباط

---

۱ Efficient Market Hypothesis

۲ Fama

شاخص کالایی این کشور و بازار سهام آن مورد بررسی قرار گرفته است. در کشور ترکیه، ارتباط بین شاخص کالایی کشاورزی و شاخص فلزات گران‌بها بررسی شده است یا در پژوهشی دیگر با اطلاعات جهانی، ارتباط متقابل شاخص‌های کالایی، نفت خام، بازار کالایی کشاورزی و عوامل اقتصاد کلان بررسی شده است [۷،۱۵،۲۲].

شاخص‌های کالایی متعددی در جهان وجود دارد که از معروف‌ترین آن‌ها شاخص‌های BCOM و نزدک می‌باشند که در ادامه به معرفی مختصری از آن‌ها پرداخته خواهد شد.

شاخص کالایی نزدک[۱]

نزدک بزرگ‌ترین بازار الکترونیک جهان در قلب آمریکا است. مقر اصلی بورس نزدک، در میدان تایمز شهر نیویورک است. نزدک مخفف عبارت «National Association of Securities Dealers Automated Quotations system» به معنی سامانه اعلام قیمت خودکار انجمن ملی معامله‌گران اوراق بهادار است. این بازار در ۸ فوریه ۱۹۷۱ توسط انجمن ملی معامله‌گران اوراق بهادار NASD[۲] تأسیس شد و اولین بازار سهام الکترونیکی جهان نام گرفت. برخلاف بازار وال‌استریت و بورس نیویورک، بازار نزدک کاملاً الکترونیکی است.

وزن دهی این شاخص به این صورت است که در هر ژانویه، هر شاخص مجدداً تراز می‌شود تا نمایانگر تغییرات در متوسط ارزش اسمی بازار[۳] و متوسط حجم معاملات دلاری روزانه‌ی (ADVW)[۴] هر کالای شاخص باشد. وزن‌های جدید داده‌شده به کالاهای شاخص در جدیدترین تاریخ کات آف[۵](دست نگه‌داشتن از ادامه ثبت در دفترهای حسابداری، مالی و جز این‌ها به‌منظور مقایسه مانده‌حساب‌ها) تعیین می‌شوند و وزن‌های هدف نام دارند[۱۳].

وزن‌های هدف به‌صورت سالانه با ترکیب دوسوم وزن ارزش بازار و یک‌سوم وزن متوسط حجم معاملات دلاری روزانه‌ی هر کالای شاخص تعیین می‌شوند (که در مراحل محاسباتی زیر نشان داده‌شده‌اند).

محاسبه‌ی هر وزن ارزش بازار (MVW)[۶]

$$MVW^c = \frac{MV^c}{\sum_c MV^c}$$

محاسبه‌ی هر وزن متوسط حجم معاملات دلاری روزانه (ADVW)

---

۱ NASDAQ Commodity Index

۲ National Association of Securities Dealers

3 Average Notional Market Value

4 Average Daily Dollar Trading Volume

۵ Cut Off

6 Market Value Weight

$$ADVW^c = \frac{ADV^c}{\sum_c ADV^c}$$

محاسبه‌ی هر وزن هدف بر اساس وزن‌های فردی به‌دست‌آمده از روابط بالا

$$TW^c = \frac{2}{3} * MVW^c + \frac{1}{3} * ADVW^c$$

MVc = متوسط ارزش اسمی بازار برای کالای شاخص c در آخرین تاریخ درنگ

ADVc = متوسط حجم معاملات دلاری روزانه برای کالای شاخص c در آخرین تاریخ درنگ

TWc = وزن هدف برای کالای شاخص c

$$\sum_c TW^c = 100\%$$

شاخص بلومبرگ یا BCOM[۱]

این شاخص ابتدا در سال ۱۹۹۸ توسط موسسه بین‌المللی AIG طراحی و در سال ۲۰۰۹ توسط موسسه UBS و داو جونز خریداری شد و ابتدا با نام DJ-AIGCI و پس‌ازآن با نام DJ-UBS CI به فعالیت پرداخت. در ژوئن سال ۲۰۱۴ موسسه بلومبرگ کلیه امتیازات این شاخص را خریداری و تحت برند خود نام‌گذاری نمود و نام شاخص مذکور را به BCOM تغییر داد. هدف از طراحی شاخص BCOM نقد شوندگی بالا و متنوع سازی برای سرمایه‌گذاری در حوزه کالا بوده است. در طراحی شاخص BCOM چهار هدف اصلی دنبال می‌شود که به شرح زیر است: [۳]

الف) اهمیت اقتصادی

در مقوله اهمیت اقتصادی باید به بحث نقد شوندگی و امکان ذخیره‌سازی کالا نیز هم‌زمان توجه نمود. به‌عنوان‌مثال طلا کالایی است که اگر فقط عامل مقدار تولید آن در اقتصاد جهانی در نظر گرفته شود به‌ظاهر کم‌اهمیت جلوه می‌کند زیرا تولید آن در مقیاس جهانی عدد قابل‌توجهی نیست. مثلاً در سال ۲۰۰۷ طلا فقط ۲۳۴۰ تن در دنیا تولیدشده است، اما نزدیک ۲۹۹۰۰ تن به‌عنوان ذخایر دولت‌ها نگهداری گردیده است. از ۱۵۵۰۰ تن طلایی که تا سال ۲۰۰۷ در معادن تولیدشده است، نزدیک ۸۵ درصد نزد بانک‌های مرکزی و اشخاص غیردولتی به‌صورت شمش، سکه و جواهرات نگهداری می‌شود. اگر بخواهیم فقط معیار تولید جهانی را در نظر بگیریم کالایی مثل طلا، باید وزنی معادل ۱٫۶٪ در محاسبات وزن شاخص BCOM برای آن در نظر گرفته شود و کالایی مثل گاو زنده که قابلیت ذخیره‌سازی هم ندارد، وزنی در حدود ۶٫۵٪ در شاخص

۱ Bloomberg Commodity Index

پیدا خواهد نمود. اگر برای محاسبه وزن‌ها فقط این ملاک را در نظر بگیریم اهمیت اقتصادی طلا در مقابل گاو زنده در نظر گرفته نمی‌شود. به‌عنوان‌مثال با این وزن‌ها ۱۰۰٪ افزایش قیمت طلا در اقتصاد جهانی با ۲۵٪ افزایش قیمت گاو زنده برابر خواهد بود که این موضوع صحیح نیست؛ به همین خاطر شاخص نقد شوندگی نیز اهمیت بالایی دارد و باید در محاسبات در نظر گرفته شود.

ب) متنوع سازی

دومین هدف اصلی در طراحی شاخص BCOM مبحث متنوع سازی است. در حقیقت این شاخص می‌تواند ریسک سرمایه‌گذار را در مقابل شوک‌های قیمتی یک کالای خاص، پوشش دهد. برای نیل بدین هدف قوانین زیر در طراحی این شاخص اعمال‌شده و سالانه موردبازنگری قرار می‌گیرند.

۱- اگر کالایی دارای وزنی کمتر از ۰٫۴٪ بود آن کالا حذف می‌شود.

۲- هر کالایی که مشتقات دارد و به همراه مشتقات خود بالاتر از ۲۵ درصد وزن دارد، وزن آن به ۲۵ درصد کاهش یابد. دلیل این محدودیت آن است که کالاهایی که مشتقات یکدیگر هستند (مثلاً نفت برنت و نفت WTI و گازوئیل و گاز بدون سرب) و با یکدیگر همبستگی بالای دارند، در حقیقت محقق را وارد خطای محاسباتی مجدد می‌نمایند.

۳- هر کالایی که بالاتر از ۱۵٪ وزن داشت وزن آن به ۱۵٪ کاهش یابد.

۴- هر گروه کالایی که بالاتر از ۳۳٪ وزن دارد، وزن آن به ۳۳٪ کاهش یابد.

۵- هر کالایی که کمتر از ۲٪ وزن دارد، وزن آن به ۲٪ افزایش یابد.

ج) پیوستگی و دوام و استمرار

طراحی شاخص باید به‌گونه‌ای باشد که اصول کلی طراحی شاخص از یک سال‌به‌سال دیگر تغییر زیادی نیابد تا توان مقایسه و تحلیل در طول سال‌های مختلف برای شاخص وجود داشته باشد.

د) نقد شوندگی

نقد شوندگی نه‌تنها هزینه‌های مبادلاتی را کاهش می‌دهد، بلکه بر قابلیت اطمینان داده‌های قیمتی تاریخی اثرگذار است.

درنهایت فرمول وزن دهی مورداستفاده جهت طراحی شاخص به شرح ذیل هست:

$W_C = \alpha W_1 + (1- \alpha) W_2$

$\alpha = 2/3$

$W_1 =$ وزن نقد شوندگی کالا

$W_2 =$ وزن تولید کالا در اقتصاد کشور

$W_C =$ وزن هر کالا

فرمول کلی طراحی شاخص نیز به شرح ذیل هست:

شاخص کل= (W (طلا) × P (طلا) / P0 (طلا)) + (W (نفت خام) × P(نفت خام) / P₀ (نفت خام)) + ... (W (کالا) × P (کالا) / P₀ (کالا))

W = وزن کالا

P = قیمت کالا

P_0 = قیمت پایه

شاخص استخراج کانه‌های فلزی

شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌ها (ISCI) در صنایع مختلف طبقه‌بندی می‌شوند. بورس اوراق بهادار دارای صنایع مختلفی است که برای هر صنعت شاخص صنایع تعریف‌شده است و هر شاخص تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در صنعت را شامل می‌شود. شاخص‌های صنایع، شاخص‌های ارزش وزنی بر اساس ارزش بازار هر شرکت هستند. این شاخص‌ها پیش‌ازاین از فرمول شاخص قیمت پیروی می‌کردند لذا تنها بازدهی قیمت را نشان می‌دادند. در سال ۱۳۸۸ با تغییر سامانه محاسبات شاخص، فرمول محاسبات شاخص‌های صنایع تغییر کرد و در حال حاضر شاخص‌های صنایع مانند شاخص استخراج کانه‌های فلزی، بازدهی کل صنعت را نشان می‌دهند و نحوه محاسبه این شاخص‌ها مشابه شاخص کل (ارزش-وزنی) است[8].

۲-۲-پیشینه پژوهش

همان‌طور که پیش از این اشاره شد، یکی از عوامل مهمی که می‌تواند قیمت سهام گروه کانه-های فلزی را در بورس تحت تأثیر قرار دهد، قیمت جهانی فلزات است. مطابق با فرضیه بازار کارا، تغییر قیمت محصول تولیدی باید بتواند در قیمت سهام شرکت‌ها و صنایع مرتبط در بازار سهام به‌سرعت اثرگذار باشد. اگر کشوری دارای بازار سهام ناکارا باشد یا با اقتصاد جهانی ارتباطی نداشته باشد، این تغییرات ناقص و با وقفه در قیمت سهام شرکت‌ها منعکس می‌گردد.

بر اساس پژوهشات به‌عمل‌آمده، تاکنون اثر شاخص‌های کالایی نزدک و بلومبرگ بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی در داخل کشور مورد بررسی قرار نگرفته است و تنها یک مطالعه که ارتباط نزدیک‌تری با موضوع دارد، در داخل شناسایی گردید. در خصوص پیشینه خارجی نیز مطالعات اندکی در حوزه ارتباط شاخص‌های کالایی با شاخص‌های بازار سهام وجود دارد.

از طرف دیگر پژوهشات زیادی درخصوص اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بورس وجود دارد که لازم است هنگامی که تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی بر شاخص استخراج کانه-های فلزی مورد بررسی قرار می‌گیرد، اثر این متغیرها کنترل شود. برخی از پژوهشاتی که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام را بررسی می‌کنند به شرح ذیل می‌باشند:

فدائی نژاد و فراهانی (۱۳۹۶) در مقاله خود به تجزیه و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار در چارچوب تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ پرداخته انـد. مطالعـه آن‌ها، هشت متغیر کلان اقتصادی شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهـره بـانکی، قیمـت طلا، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام، نرخ ارز و عرضه پول را به عنوان متغیرهای اثرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، بر اساس داده‌هـای ماهانـه از فروردین ۱۳۸۴ تا اسـفند ۱۳۹۴ بررسـی کـرده اسـت. در پـژوهش آن‌هـا بـا اسـتفاده از الگـوی رگرسیون چندعاملی رابطه بین بازده شاخص سهام و متغیرهـای کـلان اقتصـادی آزمـون شـده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داده است که تغییر نرخ رشد پول تأثیری منفی بر بازده شـاخص سهام داشته و شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام و سطح قیمت‌ها دارای تأثیر مثبت بر بازدهی این شاخص بوده است. از سوی دیگر، نرخ ارز و قیمت طلا تـأثیر معنـاداری بـر بازدهی این شاخص نداشته اند[۶].

سجادی و همکاران (۱۳۸۹) در خصوص رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ رشد شـاخص کـل قیمـت سهام و مجموعه‌یی از متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، نرخ رشد نقـدینگی، نـرخ ارز، نرخ سود واقعی بانکی و درآمد نفتی، پژوهش نمودند. در این پژوهش داده‌ها به صورت فصـلی و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۴-۱۳۸۶ و با اسـتفاده از روش خـود رگرسـیون بـرداری بـا وقفـه‌هـای توزیعی، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج آزمون هم‌جمعی توسط آن‌ها نشان داده اسـت که بین نرخ رشد شاخص کل قیمت و متغیرهای مستقل، رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد به طـوری که ضرایب نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم، با نرخ رشد شاخص کل قیمت در سطح اطمینـان نـود درصد معنی‌دار و رابطه‌ی منفی داشته و معناداری ضرایب درآمد نفتی، نرخ ارز و نرخ سود واقعـی بانکی، در سطح اطمینان نود درصد، رد شده است[۱۸].

یزدانی (۱۳۹۳) در پایان نامه خود نوع رابطه میان بازدهی سهام شرکت‌هـای سـرمایه‌گذاری و متغیرهای کلان اقتصادی، شامل حجم نقدینگی، نرخ تورم (شاخص قیمت مصرف کننده) و نـرخ ارز را تعیین نموده و میزان تاثیر این متغیرهـا بـر بـازدهی سـهام شـرکت‌های سـرمایه‌گذاری را مشخص نموده اند. رویکرد مطالعه آن‌ها روش‌های هـم انباشـتگی و بررسـی رابطـه بلندمـدت و پویایی بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام شرکت های سرمایه گذاری پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد مدل‌های خودگرسیون بـرداری (VAR) و مـدل تصحیح خطای برداری (VECM) بوده است. نتایج حاصل از آزمـون هـم انباشـتگی از وجـود بردار هم انباشتگی بین متغیرهای مدل خبرداده است. با استفاده از مـدل هـای تصـحیح خطـای برداری رابطه تعادلی و پویای بین متغیرها بررسی شده است. نتایج حاصل از تحلیل واکنش آنـی نیز نشان داده است که در کوتاه مدت، تکانه های تصادفی نقدینگی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز اثر معنی داری بر بازدهی قیمت سهام داشته است. همچنـین نتـایج حاصـل از تجزیـه واریانس نشان داده است که در کوتاه مدت (حدود سه دوره) ، نزدیک به ۹۵٪ نوسـانات شـاخص

بازده سهام مربوط به خود متغیر است. در این بازه زمانی نقدینگی میزان ۴٫۸۰٪ و نرخ ارز ۰٫۰۸٪ و نرخ تورم ۳٫۰۶٪ از نوسانات بازدهی سهام را توضیح داده اند. اما در بلندمدت و با گذشت ۱۰ دوره قدرت توضیح دهندگی نقدینگی، نرخ تورم و نرخ ارز از نوسانات شاخص بازده قیمت سهام به ترتیب ۲۲٫۹۶٪ ، ۵٫۳۶٪ و ۰٫۹۲٪ بوده است که بیانگر تاثیر شوک های متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام شرکت ها بوده است[۲۳].

زاهدی تهرانی و صادقی شریف (۱۳۹۱) پژوهشی با هدف بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کلی قیمت بورس اوراق بهادار تهران انجام داده اند. در این راستا رابطهٔ بلندمدت توسط مدل یوهانسون یوسیلیوس توسط آن‌ها برآورد گردیده است که نتایج نشان داده است که بیشترین تأثیر بر شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار از بین متغیرهای پژوهش را به ترتیب شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، تولید ناخالص داخلی و قیمت سکهٔ بهار آزادی داشته است. همچنین نتایج آزمون علّیّت الگوی تصحیح خطای برداری نشان داده است که بین تولید ناخالص داخلی و نقدینگی با شاخص قیمت بورس اوراق بهادار رابطهٔ علّی وجود دارد. درحالی که چنین رابطه‌ای از تورم به‌سمت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رد شده است[۲۴].

زرنژاد و معتمدی (۱۳۹۱) در پژوهش خود با استفاده از روش علیت تودا – یاماموتو، آزمون تصحیح خطای گرنجری و تکنیک هم جمعی به روش کرانه های پسران، شین و اسمیت به بررسی این پرسش پرداخته اند که رابطه بین نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم، شوک نفتی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران چگونه است؟ دوره مورد بررسی با استفاده از داده های ماهانه از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داده است که بین شاخص کل بازار سهام، نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی و قیمت نفت رابطه بلندمدت وجود دارد و بر اساس روش علیت تودا - یاماموتو (۱۹۹۵) یک رابطه علی یک سویه از دو متغیر نرخ ارز و نرخ بهره بانکی به سمت شاخص کل قیمت سهام و نرخ تورم برقرار است. بین نرخ تورم و شاخص کل قیمت سهام رابطه علی دوسویه وجود دارد. از نرخ بهره بانکی به سمت نرخ ارز یک رابطه علی یک سویه برقرار است. بر اساس روش تصحیح خطای گرنجری، یک رابطه علی کوتاه مدت از نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره به سمت شاخص کل قیمت سهام وجود دارد و در بلندمدت نیز یک رابطه علی از نرخ ارز، شوک نفتی، نرخ تورم و نرخ بهره به سمت شاخص کل قیمت بازار سهام وجود دارد[۲۵].

در ادامه مهم‌ترین پیشینه‌های داخلی و خارجی که به موضوع پژوهش نزدیک هستند بیان می-گردند:

شهرازی و قادری (۲۰۱۹) در مقاله خود به مقایسه اثر شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی با رویکرد احتمالات انتقال ثابت چرخشی

مارکوف پرداخته‌اند. برای این منظور، آن‌ها از داده‌های ماهانه طـی دوره زمـانی ۱۳۸۷– ۱۳۹۸ و روش چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال ثابت استفاده نموده‌اند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشـان می‌دهد که در رژیم پربازده(کم بازده) گروه فلزی، یک درصد افزایش در قیمـت جهـانی فلـزات، منجر به افزایش ۰,۴۷۷ درصد (۰,۳۶۵ درصد) در بازده سهام گروه فلزی شـده اسـت، همچنـین، یافته‌های پژوهش آن‌ها در گروه معدنی نشان می‌دهد که یک درصد افـزایش در قیمـت جهـانی فلزات در رژیم پربازده، منجر به افزایش ۰,۵۳۵ درصد در بازده سهام گروه معدنی شده است، امـا در رژیم کم بازده گروه معدنی بی‌تأثیر بوده است؛ بنابراین، تغییر قیمت جهانی فلـزات مـی‌توانـد نقش مهمی را در علامت‌دهی تغییر بازده سهام به‌ویژه در فاز پربازده ایفا کند[۲۰].

ابونوری و مشرفی (۲۰۱۱) با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی یا ARDL ،رابطه بلندمدت بین متغیرهای کلان اقتصادی چون تورم، نرخ ارز و قیمت نفت را با شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها برای برآورد الگوی شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی، از داده‌های سری زمانی ماهیانه استفاده نموده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها، حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تورم، نرخ ارز و قیمت نفت با شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی بوده است، همچنین در پژوهش آن‌ها ضریب جمله خطا (ECM)برابر ۰,۰۶– به‌دست‌آمده است؛ یعنی در صورت وارد آمدن هرگونه شوک بر الگوی آن‌ها در هر دوره، تنها شش درصد از نوسان‌های موجود دوره قبل (خطای عدم تعادل) تعدیل می‌شود؛ بنابراین، تعدیل مجدد عدم تعادل به وجود آمده در الگوی آن‌ها، به علت سرعت تعدیل بسیار پایین، مدت‌ها به طول خواهد انجامید. در مطالعه آن‌ها در میان متغیرهای اقتصاد کلان، تورم، قیمت نفت و نرخ ارز به ترتیب اثر معنادار و مثبت بر شاخص سهام صنعت پتروشیمی داشته‌اند[۱].

صمدی و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهشی به بررسی «میزان تأثیرپذیری شاخص بورس اوراق بهادار تهران از متغیرهایی چون قیمت نفت و طلا » پرداخته‌اند. آن‌ها اعتقاد دارد که قیمت جهانی نفت به‌عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، ازجمله شاخص قیمت سهام را می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد و از سوی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به‌عنوان متغیری بااهمیت در بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی است (اگرچه این نقش به‌مرورزمان تا حدودی تقلیل یافته است). آن‌ها در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره ۲۰۰۶–۱۹۹۷ و مدل اقتصادسنجی و در قالب مدل‌های ناهمسانی واریانس یا گارچ (GARCH) ارزیابی خود را انجام داده‌اند. تخمین با استفاده از نرم‌افزار Eviews۵ انجام‌شده است. بر این اساس پس از شناسایی و انتخاب روند مناسب برای پیش‌بینی متغیر وابسته با استفاده از مدل فر و شیلر (۱۹۹۰) اثرپذیری شاخص کل قیمت سهام بورس تهران بررسی‌شده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام بورس تهران تأثیر مثبتی از

افزایش قیمت طلا و نفت می‌پذیرد و تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است[۱۹].

یاموری (۲۰۰۹) در مقاله خود "همبستگی بین شاخص بازار سهام توکیو (TOPIX)[۱] و شاخص اصلی کالایی TCOM[۲] " را بررسی می‌نماید، در این میان وی همبستگی یکی از زیرشاخص‌های کالایی بنام TG[۳] (که زیر شاخص غلات است) را در حالت اول، زمانی که در روزهای مشخصی بازار سهام افت سنگین و شدیدی دارد و در حالت دوم زمانی که شاخص اصلی کالایی TCOM افت سنگینی را داشته است، با شاخص بازار سهام و TCOM مورد بررسی قرار داده است و به نتایج زیردست یافته است. در حالت اول و در زمان وقوع افت سنگین در بازار سهام، شاخص TG و TCOM با شاخص بازار سهام، همبستگی نداشته‌اند ولی با یکدیگر داشته‌اند، اما در حالت دوم و زمان وقوع افت سنگین در شاخص کالایی TCOM، شاخص بازار سهام همبستگی نسبتاً کم و هم‌جهت داشته اما شاخص TCOM با شاخص TG همبستگی بالا و هم‌جهت داشته‌اند.

دیلاته و لوپز (۲۰۱۳) به بررسی همبستگی بین انواع کامودیتی‌ها (۲۱ کالای اساسی از بخش‌های انرژی، فلزی و کشاورزی) و بازار سهام در کشور آمریکا بین سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد رابطه مثبت میان شاخص فلزات صنعتی و شاخص بازار سهام وجود دارد. همچنین آن‌ها پی بردند که از سال ۲۰۰۳ حرکت هم‌زمان بین بازار فلزات صنعتی و بازار سهام بیشتر شده و پس از بحران مالی ۲۰۰۸ به سایر کالاهای اساسی نیز انتقال‌یافته است[۵].

جردن و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از روش ARDL و با داده‌های هفتگی مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ بررسی نمودند که آیا بازده کالاهای اساسی بر بازده سهام هشت گروه مختلف بازار سهام کانادا تأثیر دارد یا خیر. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که دو فلز طلا و نقره اثر مثبت و معناداری بر بازده گروه‌های موردنظر داشته‌اند[۱۰].

گوتیزر و ویانا (۲۰۱۸) با استفاده از SVAR و GARCH طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ دریافتند که تکانه‌های قیمت جهانی فولاد اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام در کشورهای کانادا، استرالیا، هند، روسیه، آفریقای جنوبی، برزیل، کره جنوبی، ژاپن و چین دارد اما در خصوص کشورهای آلمان و آمریکا بی‌تأثیر است[۹].

۳-۲- مدل پژوهش

---

۱ Tokyo Stock Exchange Index

۲ Tokyo Commodity Exchange Index

۳ Tokyo Grain Exchange Index

مدل مورداستفاده در پژوهش برای بررسی تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی بورس اوراق بهادار تهران به شرح ذیل می‌باشد، البته باتوجه به مطالعات گذشته که در پیشینه پژوهش به آن‌ها اشاره شد و اثرات متغیرهای نرخ ارز و نقدینگی و تورم را بر بازار سهام تأیید می‌نمودند، این متغیرها به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل شدند تا تأثیر این متغیرها کنترل گردد.

$$FELEZI = \alpha + \beta_0\, IndexFS_t + \beta_1\, IndexFS_{t-1} + \ldots + \beta_q\, IndexFS_{t-q} + \alpha_1\, FELEZI_{t-1} + \alpha_2\, FELEZI_{t-2} + \ldots + \alpha_p\, FELEZI_{t-p} + \sum_{i=1}^{j} \lambda j\, Con_j + \varepsilon_t$$

در عبارت بالا، FELEZI شاخص استخراج کانه‌های فلزی (متغیر وابسته)، IndexFS یکی از شاخص‌های کالایی جهانی منتخب (متغیر مستقل) و Con_j بردار متغیرهای کنترلی می‌باشد که شامل نرخ ارز در بازار غیررسمی(EXR)، نقدینگی (LM2)، تورم مصرف‌کننده (CPI) و تورم تولیدکننده (PPI) می‌باشد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۱-۳- جمع‌آوری اطلاعات و داده‌ها

در این پژوهش برای جمع‌آوری اطلاعات و داده‌ها از دو روش کتابخانه‌ای و میدانی استفاده شد. برای گردآوری مباحث تئوریک، از روش کتابخانه‌ای (کتب و مقالات فارسی و انگلیسی)، مقالات علمی-پژوهشی و *ISI* اخذشده از سایت‌های اینترنتی رسمی و همچنین اسناد کاوی و فیش‌برداری از منابع مختلف فارسی و لاتین استفاده شد. در بخش میدانی، داده‌های موردنیاز پژوهش از طرق مختلفی تهیه گردید. بازه مورد بررسی پژوهش از ششم اردیبهشت سال ۱۳۹۱ تا سی‌ام دی‌ماه سال ۱۳۹۸ انتخاب شد. دلیل این موضوع نیز مسئله دسترسی به اطلاعات بود که تاریخ شروع، بر اساس نزدیک‌ترین تاریخ دسترسی به اطلاعات شاخص‌های کالایی جهانی و تاریخ پایان نیز بر اساس نزدیک‌ترین تاریخ دسترسی به اطلاعات ماهانه cpi و ppi منتشرشده توسط بانک مرکزی تعیین گردید. اطلاعات شاخص استخراج کانه‌های فلزی از بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شد. همچنین نرخ ارز غیررسمی از روزنامه دنیای اقتصاد و نقدینگی، تورم تولیدکننده و مصرف‌کننده نیز از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری گردید. در خصوص شاخص‌های کالایی جهانی، جامعه آماری زیر شاخص فلزات صنعتی جهانی بود که به‌عنوان نمونه از زیر شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ و نزدک استفاده شد. روش نمونه‌گیری در این مورد، نمونه‌گیری هدفمند بود و سعی شد از دو شاخصی استفاده گردد که در مقالات و مراجع علمی از این دو شاخص به‌کرات استفاده‌شده باشد. داده‌ها برای این دو زیر شاخص از سایت‌ها و مجلات بین‌المللی منتشرکننده اطلاعات آن‌ها دریافت گردید.

۲-۳- الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی [1]

در این پژوهش از الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی یا ARDL برای به‌دست‌آمده آوردن رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل استفاده شد. دلیل استفاده از این الگو در درجه اول بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهاست. همچنین این موضوع که برخلاف الگوهای تصحیح خطای دیگر که رتبه هم جمعی متغیرهای آن‌ها باید مشابه باشند، در این الگو تساوی رتبه در هم جمعی موردنیاز نیست و این باعث آزادی در استفاده از متغیرهای مختلف در الگو است.

در ادامه به معرفی این مدل پرداخته خواهد شد:

یکی از الگوهای پویا که برای به دست آوردن رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل استفاده می گردد، الگوهای رگرسیونی با وقفه توزیع‌شده هستند. از ویژگی‌های اصلی این الگوها آن است که علاوه بر تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو، ارتباط بلندمدت متغیرهای الگو را نیز برآورد می‌کند. علاوه بر این، محقق را قادر می‌سازد تا مشخص نماید چند دوره زمانی طول می‌کشد تا اثر یک شوک واردشده بر الگو تعدیل شود. پسران و شین ثابت می‌کنند که اگر بردار هم جمعی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL به دست آید، علاوه بر این‌که برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. الگوهای رگرسیونی با وقفه توزیع‌شده استاندارد دارای خصوصیات زیر هستند: ۱- این الگو می‌تواند رابطه‌های هم جمعی بلندمدت بین متغیرها را شناسایی کند. ۲- امکان آزمون هردو نوع رابطه هم جمعی خطی و غیرخطی بین متغیرهای الگو را می‌دهد. ۳- قادر به تفکیک بین اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تخمین واندازه گیری آن‌ها نیز است. ویژگی خاص این الگو در مقایسه با الگوهای تصحیح خطای برداری که این سه خصوصیت رادارند، در عدم تکثیر بیش‌ازاندازه پارامترهای الگو است. ۴- برخلاف الگوهای تصحیح خطای دیگر که رتبه هم جمعی متغیرهای آن‌ها باید مشابه باشند، در این الگو تساوی رتبه در هم جمعی موردنیاز نیست و این باعث آزادی در استفاده از متغیرهای مختلف در الگو است[۱۶].

به‌طورکلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه زیر وارد شوند:

$$y_t = \alpha x_t + \beta x_{t-1} + c y_{t-1} + u_t \qquad \text{رابطه(۱)}$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، در نظر نگیرد.

$$\phi(L,P) y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta(L,q_i) x_{it} + c' w_t + u_t \qquad \text{رابطه(۲)}$$

[1] Auto Regressive Distributed Lag

در روابط بالا y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و w_t برداری $S\times1$ است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین‌شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است.P تعداد وقفه‌های به‌کاررفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورداستفاده برای متغیرهای مستقل (x_{it}) می‌باشد.

الگوی فوق یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\phi(L,P)=1-\phi_1L-\phi_2L^2-....-\phi_pL^p$$

$$b_i(L,q_i)=b_{i0}+b_{i1}L+....+b_{iq}L^q \qquad i=1,2,\ldots,k$$

رابطه(۳)

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک[۱] (AIC)، شوارتز- بیزین[۲] (SBC)، حنان- کوئین[۳] (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل‌شده[۴] تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و درنتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود و برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود[۱۴].

از طرف دیگر، در الگوی ARDL و با توجه ضرایب حاصل از معادله بلندمدت، معادله تصحیح خطا عبارت خواهد بود از:

$$\Delta y_t=\Delta\alpha_0-\sum_{j=2}^{p}\alpha_j\Delta y_{t-j}+\sum_{i=1}^{q}\beta_{i0}\Delta x_{it}-\sum_{i=1}^{q}\sum_{j=2}^{p}\beta_{i,t-j}\Delta x_{i,t-j}-\alpha(1,p)ECM_{t-1}+u_t$$

$$ECM_t=y_t-\alpha-\sum_{i=1}^{p}\beta_i x_{it}$$

رابطه(۴)

در معادلات بالا Δ بیان‌گر تفاضل درجه اول و ضرایب واردشده در الگو نیز ضرایبی هستند که از معادله اصلی به‌دست‌آمده‌اند. ضریب متغیر، ECM_{t-1}، نشان‌دهنده سرعت تعدیل خواهد بود. برای برآورد رابطه بلندمدت در مرحله اول لازم است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را بر اساس تئوری اقتصادی موجود جستجو کرد. چنانچه دراین‌ارتباط تئوری مشخص اقتصادی وجود نداشته باشد، می‌توان از آزمون‌های کارآمد اقتصادسنجی استفاده نمود. در مرحله دوم ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از معادلات بالا و بر اساس رابطه‌ای که از مرحله اول نتیجه می‌شود، به دست خواهند آمد. قضاوت در مورد وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در این روش از

---

۱. Akaike Criter
۲. Schwarz Criter
۳. Hannan-Quinn Criter
۴. R-Bar Squared

اهمیت زیادی برخوردار است. اگر فرض شود که بنا بر تئوری رابطه بلندمدتی بین متغیرهای توضیحی و y پیش‌بینی می‌شود، آنچه اهمیت دارد جهت رابطه بلندمدت بین متغیرها است.
پسران و شین (۲۰۰۱) آزمونی را تحت عنوان آزمون کرانه‌ها[۱] مطرح کردند که فارغ از اینکه متغیرها (۰) I، (۱) I و یا ترکیبی از آن‌ها باشند عمل می‌کرد. این آزمون بر پایه اهمیت و معناداری پارامترها در رابطه هم انباشتگی مدل تصحیح خطای شرطی کار[۲] می‌کند. در حقیقت این آزمون در گام نخست از برآورد الگوی ECM شرطی با روش OLS، جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون F یا W(والد) در پی آزمون دو فرضیه زیر خواهد بود: [۱۷]

$$\begin{cases} H_N = \sigma_1 = \sigma_2 = \cdots = \sigma_n = 0 \\ H_A = \sigma_1 \neq \sigma_2 \neq \cdots \neq \sigma_n \neq 0 \end{cases}$$ رابطه(۵)

برای متغیرهای مستقل I(d)، دودسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط نارایان (۲۰۰۵) ارائه‌شده است که کرانه پایین برای متغیرهای توضیحی (۰) I و کرانه‌های بالا برای متغیرهای توضیحی (۱) I هستند و لذا اگر آماره F یا W بالاتر از مقدار حد بالا (کرانه بالا) قرار گیرد، وجود رابطه بلندمدت تأییدشده و درصورتی‌که آماره از کرانه پایین کمتر باشد رابطه بلندمدتی وجود نخواهد داشت. شایان‌ذکر است، درصورتی‌که مقدار آماره میان دو کرانه واقع شود با توجه به اطلاعات در دسترس در رابطه با مدل، در خصوص وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت نمی‌توان تصمیم‌گیری نمود[۱۲].

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

همانند اکثر روش‌های اقتصادسنجی، قبل از انجام روش ARDL لازم است ابتدا آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرهای موجود در مدل اجرا و نتایج مورد تحلیل قرار گیرد. اگرچه درروش ARDL قیدی برای پایایی متغیرها وجود ندارد اما در آزمون باند وجود متغیرهای با درجه انباشتگی ۲ و بیشتر، باعث اختلال در نتایج می‌شود[14]. همچنین پسران و شین (۲۰۰۱) در مقاله خود توضیح می‌دهند که مدل ARDL بدون توجه به (۰) I یا (۱) I بودن متغیرها قابل‌استفاده است. آن‌ها در دونقطه بحرانی یا حدی در مقاله خود مدل ARDL را آزمون نموده‌اند و زمانی که متغیرها به‌صورت خالص (۰) I یا (۱) I باشند نیز مشاهده نموده‌اند که مدل در هر دو حالت جوابگو است[۱۷]. شرستا و همکاران (۲۰۱۸) نیز در مقاله خود بیان می‌دارند که مدل ARDL یک مدل بر پایه OLS است که قابل‌استفاده برای سری زمانی‌های نامانا (۱) I و همچنین سری زمانی‌هایی که ترکیبی از (۰) I یا (۱) I است، می‌باشد[۲۱].

---

[۱] Bounds Test
[۲] Conditional Error Correction (CEC)

در ادامه برای تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش، آزمون ریشه واحد برای بررسی مانـایی تمـامی متغیرها انجام گردید. همان‌طور که در جدول(۱) مشاهده می‌شود مطابق بـا آزمـون دیکـی فـولر تمامی متغیرها از درجه (۱) I می‌باشند. برای دقت کار، آزمون KPSS هـم انجام‌شـده و نتـایج مشابه می‌باشد.

جدول ۱. نتایج بررسی مانایی متغیرها

نام شاخص	آماره‌ها	مقادیر آماره‌ها	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱٪	فرضیه صفر	نتیجه
NQ_METAL	ADF	-۱/۹۹۲۵۵۰	-۲/۸۹۳۲۳۰	-۳/۵۰۳۰۴۹	I (۱)	I (۱)
NQ_METAL	KPSS	۰/۲۵۶۸۹۰	۰/۱۴۶۰۰۰	۰/۱۱۹۰۰۰	I (۰)	I (۱)
B_METAL	ADF	-۱/۹۴۵۱۵۵	-۲/۸۹۳۲۳۰	-۳/۵۰۳۰۴۹	I (۱)	I (۱)
B_METAL	KPSS	۰/۲۰۶۴۳۴	۰/۱۴۶۰۰۰	۰/۱۱۹۰۰۰	I (۰)	I (۱)
FELEZI	ADF	-۰/۱۹۳۰۳۴	-۲/۸۹۳۲۳۰	-۳/۵۰۳۰۴۹	I (۱)	I (۱)
FELEZI	KPSS	۰/۷۸۹۵۵۰	۰/۴۶۳۰۰۰	۰/۷۳۹۰۰۰	I (۰)	I (۱)
CPI	ADF	-۰/۰۸۳۹۷۲	-۲/۸۹۳۲۳۰	-۲/۵۸۳۷۴۰	I (۱)	I (۱)
CPI	KPSS	۱/۲۰۳۰۳۴	۰/۴۶۳۰۰۰	۰/۷۳۹۰۰۰	I (۰)	I (۱)
PPI	ADF	-۰/۳۴۸۸۴۰	-۲/۸۹۳۲۳۰	-۳/۵۰۳۰۴۹	I (۱)	I (۱)
PPI	KPSS	۱/۱۴۰۷۰۱	۰/۴۶۳۰۰۰	۰/۷۳۹۰۹۰	I (۰)	I (۱)
EXR	ADF	-۰/۰۸۳۷۲۸	-۲/۸۹۳۲۳۰	-۳/۵۰۳۰۴۹	I (۱)	I (۱)
EXR	KPSS	۰/۹۷۹۸۹۳	۰/۴۶۳۰۰۰	۰/۷۳۹۰۰۰	I (۰)	I (۱)
LM2	ADF	-۱/۲۸۶۰۱۲	-۲/۸۹۲۸۷۹	-۳/۵۰۲۲۳۸	I (۱)	I (۱)
LM2	KPSS	۱/۲۷۸۴۵۷	۰/۴۶۳۰۰۰	۰/۷۳۹۰۰۰	I (۰)	I (۱)

در ادامه نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها ارائه می‌شود که با استفاده از مدل ARDL به‌دست‌آمده است. برای تعیین وقفه‌های بهینه متغیرها با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، از ضابطه شوارتز-بیزین (SBC) استفاده‌شده است؛ زیرا ضابطه مذکور در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند. در ادامه در مورد هردو شاخص کالایی فلزات صنعتی بلومبرگ و فلزات صنعتی نزدک، نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت حاصل از تأثیر آن‌ها بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی بورس بررسی گردید.

۱-٤- نتایج تأثیر شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی

برای انجام این تخمین نیز در ابتدا متغیرهای ppi و cpi و نـرخ ارز و نقـدینگی بـا توجـه بـه پژوهشاتی که درگذشته در خصوص ارتباط بین شاخص اصلی و صنایع بورس اوراق بهادار و ایـن متغیرها وجود دارد، به‌عنوان متغیرهای کنترلی (بـرای کنتـرل اثـرات بـر روی متغیـر مسـتقل و

وابسته) وارد مدل شدند. تخمین اولیه انجام شد، سپس متغیرهایی که درنتیجه تخمین معنادار نبودند به ترتیب بیشترین عدم معناداری تک‌تک از مدل کنار گذاشته شدند. با تخمین مجدد مدل (بعد از حذف) شرایط مدل مجدد بررسی گردید و عملیات مذکور تا جایی که متغیر بی‌معنا (از منظر آماری) وجود نداشته باشد، ادامه یافت. نتیجه آن‌که در مدل نهایی تنها از متغیر نرخ ارز به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده گردید که نتایج در جدول(۲) قابل‌مشاهده است.

جدول۲. نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(2,1)

متغیر	ضریب	سطح احتمال
LFELEZI (-1)	۱/۱۲۴۶	۰/۰۰۰
LFELEZI (-2)	-۰/۲۵۵۳۴	۰/۰۰۶
LB_METAL	۰/۷۶۹۹۲	۰/۰۰۰
LB_METAL(-1)	-۰/۵۹۹۸۰	۰/۰۰۵
INPT	-۱/۴۴۴۶	۰/۰۰۰
LEXR	۰/۱۸۰۵۵	۰/۰۰۰
R-Bar-Squared	۰/۹۸۸۴۸	
F	۱۵۲۸/۶ (۰/۰۰۰)	
DW	۱/۸۸۳۸	

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مدل برآورد شده دارای R^2 بالا است که به معنای قدرت توضیح دهندگی بالای متغیرهای مستقل است که البته در مدل ARDL طبیعی است. همچنین، مدل برآوردی مطابق با جدول(۳) آزمون‌های پس از برآورد (عدم خودهمبستگی، عدم واریانس ناهمسانی و عدم شکست ساختاری) را تأمین می‌کند. علائم برآورد شده نیز مطابق انتظار تئوریک است و همه ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند.

جدول۳. نتایج آزمون‌های پس از برآورد

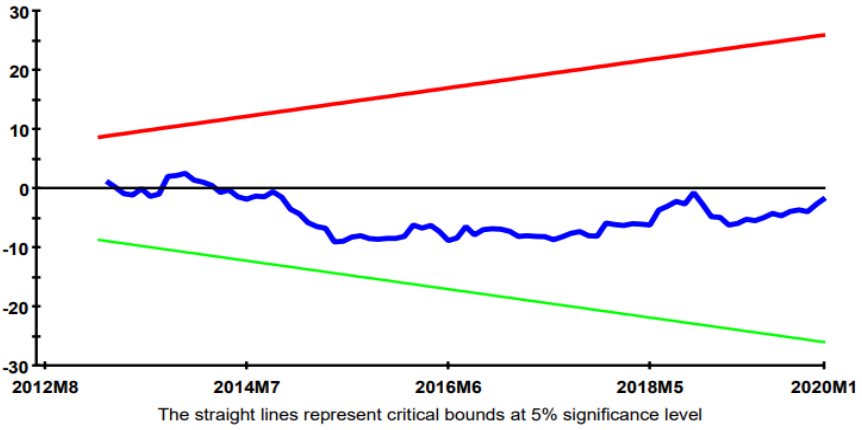
نوع آزمون	پراب LM
خودهمبستگی	۰/۸۳۹
شکست ساختاری	۰/۹۶۶
ناهمسانی واریانس	۰/۶۴۹

نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی[۱] و مجذور پسماند تجمعی[۲] برای بررسی نتایج آزمون ثبات ساختاری در شکل‌های(۱) و (۲) بیان می‌گردد.

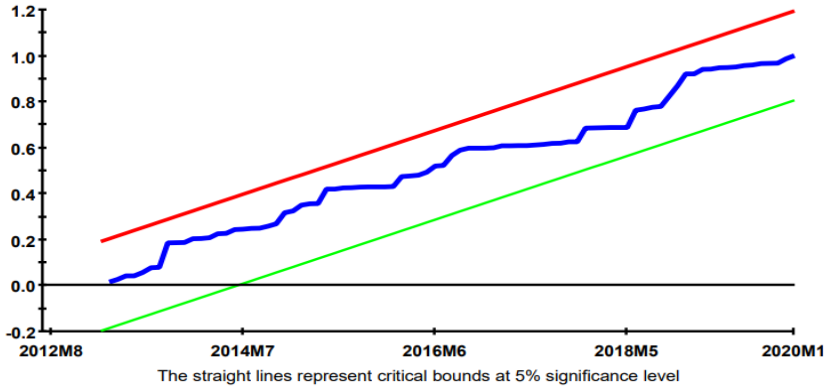
---

۱ Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

۲ Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMSQ)



شکل۱. نتیجه آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی (CUSUM) برای مدل اول



شکل۲. نتیجه آزمون مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ) برای مدل اول

همان‌گونه که ضرایب کوتاه‌مدت نشان می‌دهند، شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ، رابطه مثبت و معناداری با شاخص استخراج کانه‌های فلزی بازار سهام دارد، بدین معنی که همراه با افزایش شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ، شاخص استخراج کانه‌های فلزی افزایش می‌یابد. نرخ ارز نیز رابطه مثبت و ازنظر آماری کاملاً معناداری با شاخص استخراج کانه‌های فلزی داشته است.

در این پژوهش به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه‌های پسران و شین (۲۰۰۱) استفاده شد که نتایج در جدول(۴) گزارش گردید. آماره‌های به‌دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه هم جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پائین تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می-

باشد. مشاهده می‌شود در تمام حالت‌ها در سطح ۵ درصد رابطه هم جمعی میان متغیرهای هر دو مدل وجود دارد.

همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد آماره F و W به‌دست‌آمده، از مقادیر بحرانی جدول در سطوح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است و بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر اینکه در بلندمدت، رابطه هم جمعی بین متغیرها وجود ندارد، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد[17].

جدول ۴. نتایج آزمون کرانه‌ها

آماره	مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد	
آماره F	کرانه پایین	کرانه بالا
۱۱/۷۳۲۵	۶/۴۱۱۸	۷/۲۱۷۰
آماره W	کرانه پایین	کرانه بالا
۲۳/۴۶۵۱	۱۲/۸۲۳۶	۱۴/۴۳۴۰

نتایج آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد که رابطه هم جمعی بین متغیرها در بلندمدت برقرار است که در ادامه به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخته می‌شود.

جدول۵. برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال
LB_METAL	۱/۳۰۱۰	۰/۰۰۶
INPT	۱۱/۰۴۷۷-	۰/۰۰۰
LEXR	۱/۳۸۰۸	۰/۰۰۰
ecm (-۱)	۰/۱۳۰۷۶-	۰/۰۰۰

نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت همانند کوتاه‌مدت، شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ و نرخ ارز، ارتباط مثبت و معناداری با شاخص استخراج کانه‌های فلزی دارند. آنچه در مدل ECM موردتوجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب (۱-) ecm است که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از جدول(۵) مشخص است، ضریب برآوردی (۱-) ecm در حدود ۰,۱۳- است که نشان می‌دهد در هر دوره ۱۳٪ از عدم تعادل‌های شاخص استخراج کانه‌های فلزی نسبت به دوره قبل برطرف می‌شود.

۲-٤-نتایج تأثیر شاخص فلزات صنعتی نزدک بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی

برای انجام این تخمین نیز در ابتدا متغیرهای ppi و cpi و نرخ ارز و نقدینگی با توجه به پیشینه پژوهش، به‌عنوان متغیرهای کنترلی (برای کنترل اثرات بر روی متغیر مستقل و وابسته) وارد مدل شدند. تخمین اولیه انجام شد، سپس متغیرهایی که درنتیجه تخمین معنادار نبودند به

ترتیب بیشترین عدم معناداری تک‌تک از مدل کنار گذاشته‌شده و با تخمین مجدد مدل (بعد از حذف) شرایط مدل مجدد بررسی‌شده و عملیات را تا جایی که متغیر بی‌معنی (از منظر آماری) وجود نداشته باشد، ادامه داده شد. نتیجه آن‌که در مدل نهایی تنها از متغیر نرخ ارز به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده گردید که نتایج در جدول(۶) قابل‌مشاهده است.

جدول ۶. نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(2,0)

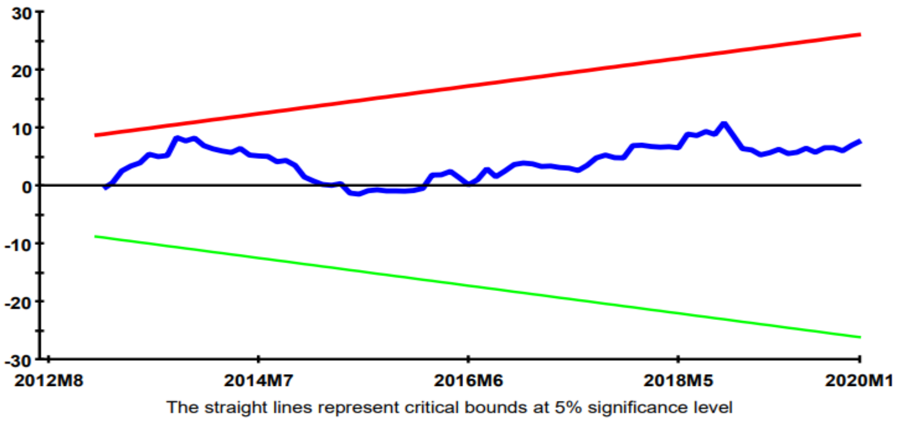
متغیر	ضریب	سطح احتمال
LFELEZI (-1)	۱/۱۲۰۳	۰/۰۰۰
LFELEZI (-2)	-۰/۲۴۳۹۰	۰/۰۱۲
LNQ_METAL	۰/۲۱۱۹۴	۰/۰۰۴
INPT	-۲/۰۵۳۷	۰/۰۰۰
LEXR	۰/۱۷۵۴۶	۰/۰۰۰
R-Bar-Squared	۰/۹۸۷۵۳	
F	۱۷۶۲/۳ (۰/۰۰۰)	
DW	۱/۹۰۴۴	

مدل برآوردی مطابق با جدول(۷) آزمون‌های پس از برآورد (عدم خودهمبستگی، عدم واریانس ناهمسانی و عدم شکست ساختاری) را تأمین می‌کند. علائم برآورد شده نیز مطابق انتظار تئوریک است و همه ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند.

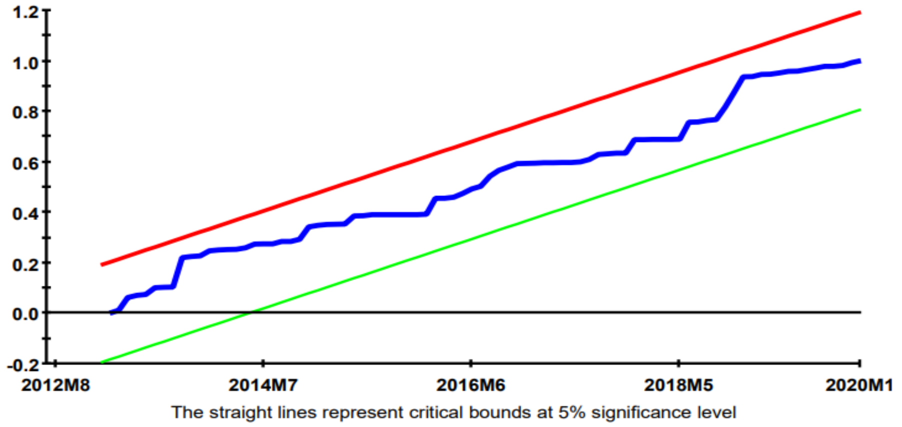
جدول۷. نتایج آزمون‌های پس از برآورد

نوع آزمون	پراب LM
خودهمبستگی	۰/۸۵۷
شکست ساختاری	۰/۴۳۶
ناهمسانی واریانس	۰/۷۷۰

نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی برای بررسی نتایج آزمون ثبات ساختاری در شکل‌های(۳) و (۴) بیان می‌گردد.



شکل۳. نتیجه آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی (CUSUM) برای مدل دوم



شکل۴. نتیجه آزمون مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ) برای مدل دوم

همان‌گونه که ضرایب کوتاه‌مدت نشان می‌دهند، شاخص فلزات صنعتی نزدک، رابطه مثبت و معناداری با شاخص استخراج کانه‌های فلزی بازار سهام دارد، بدین معنی که همراه با افزایش شاخص فلزات صنعتی نزدک، شاخص استخراج کانه‌های فلزی افزایش می‌یابد. نرخ ارز نیز رابطه مثبت و ازنظر آماری کاملاً معناداری با شاخص استخراج کانه‌های فلزی داشته است.

جدول ۸. نتایج آزمون کرانه‌ها

مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد		*آماره*
کرانه بالا	کرانه پایین	آماره F
۷/۲۱۷۰	۶/۴۱۱۸	۹/۷۱۷۱
کرانه بالا	کرانه پایین	آماره W
۱۴/۴۳۴۰	۱۲/۸۲۳۶	۱۹/۴۳۴۲

همان‌گونه که نتایج جدول(۸) نشان می‌دهد آماره F و W به‌دست‌آمده، از مقادیر بحرانی جدول در سطوح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است و بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر اینکه در بلندمدت، رابطه هم جمعی بین متغیرها وجود ندارد، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و روابط بلندمدت اثبات می‌گردد. در ادامه به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخته می‌شود.

جدول ۹. برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال
LNQ_METAL	۱/۷۱۴۹	۰/۰۰۷
INPT	−۱۶/۶۱۶۸	۰/۰۰۱
LEXR	۱/۴۱۹۷	۰/۰۰۰
ecm (-۱)	−۰/۱۲۳۵۹	۰/۰۰۰

نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت همانند کوتاه‌مدت، شاخص فلزات صنعتی نزدک و نرخ ارز، ارتباط مثبت و معناداری با شاخص استخراج کانه‌های فلزی دارند. همان‌گونه که از جدول(۹) مشخص است، ضریب برآوردی (۱−) ecm در حدود ۰,۱۲− است که نشان می‌دهد در هر دوره ۱۲٪ از عدم تعادل‌های شاخص استخراج کانه‌های فلزی نسبت به دوره قبل برطرف می‌شود.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه بسیاری از مطالعات بر وجود ارتباط قوی میان بازار سهام و رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند، بنابراین بررسی عوامل متعددی که بر بازار سهام تأثیرگذار هستند حائز اهمیت است. یکی از عوامل مؤثر بر بازار سهام، تحولات بازارکامودیتی ها (از قبیل نفت، فلزات گران‌بها، فلزات صنعتی، کشاورزی و ...) است. جهانی‌شدن باعث شده است که بازار کامودیتی‌ها و بازار سهام همگرایی بیشتری پیدا کنند. به‌خصوص ارتباط میان قیمت سهام و شاخص‌های کالایی بعد بحران مالی ۲۰۰۸ بیشتر شده است[4]. در بورس اوراق بهادار تهران گروه استخراج کانه‌های فلزی (گروه معدنی) رتبه سوم را ازلحاظ میزان ارزش بازار پس از گروه محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به خود اختصاص داده است و جزو گروه‌های بزرگ و شاخص ساز بازار محسوب می‌شود و تحولات مربوط به این گروه می‌تواند بر روی شاخص کل و کل بازار سرمایه تأثیر بااهمیتی داشته باشد. در این مطالعه تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردید. پس‌ازآنجام آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل، به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت آزمون کرانه‌ها انجام گردید و درنهایت به تخمین‌های ARDL پرداخته شد. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل این مقاله را تأیید می‌نماید. نتایج تخمین روابط بلندمدت بر اساس

مدل ARDL ، برای مدل اول که تأثیر شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ را بر روی شاخص کانه‌های فلزی بررسی می‌کند، نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین دو متغیر وجود دارد. متغیر کنترلی نرخ ارز نیز در مدل کاملاً معنادار می‌باشد که نشان از این دارد که در کنار قیمت‌های جهانی این متغیر نیز تأثیرگذار است. در مدل دوم، تأثیر شاخص فلزات صنعتی نزدک بر روی شاخص کانه‌های فلزی بررسی گردید که مجدداً نتایج مدل قبل در این مدل نیز کاملاً مورد تأیید قرار گرفت. نتایج پژوهش با نتایج پژوهشاتی که پیش‌ازاین در بورس اوراق بهادار انجام‌شده بود و همچنین مطالعات جهانی منطبق بود. در میان دو شاخص فوق، شاخص فلزات صنعتی نزدک نسبت به شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ، بر روی شاخص کانه‌های فلزی تأثیرگذارتر بود. از جنبه اقتصادی و مالی، دلیل برقراری رابطه میان شاخص فلزات صنعتی بلومبرگ و نزدک با شاخص کانه‌های فلزی این است که تغییرات قیمت‌های جهانی (که شاخص‌ها نماینده آن‌ها هستند) بر درآمد صادراتی شرکت‌هایی که در گروه کانه‌های فلزی قرار دارند اثرگذار خواهد بود و از طرف دیگر این موضوع بر انتظارات سهام‌داران این شرکت‌ها نیز تأثیرگذار خواهد بود و این انتظارات باعث شکل‌گیری کانال اثرگذاری شاخص‌های کالایی منتخب بر شاخص کانه‌های فلزی بورس اوراق بهادار خواهد گردید. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، به مدیران پرتفوی و سهامداران پیشنهاد می‌شود که تغییرات و پیش‌بینی قیمت‌های جهانی فلزات صنعتی را برای سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت در سهام شرکت‌های استخراج‌کننده کانه‌های فلزی و یا اصلاح و تشکیل پرتفوی خود زیر نظر داشته باشند و خصوصاً تغییرات شاخص‌های کالایی جهانی مورداشاره را که به‌عنوان نماینده‌ای از همه فلزات عمل می‌کنند، رصد نمایند.

٦. پیشنهادها و محدودیت‌ها

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، به مدیران پرتفوی و سهامداران پیشنهاد می‌شود که تغییرات و پیش‌بینی قیمت‌های جهانی فلزات صنعتی را برای سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت در سهام شرکت‌های استخراج‌کننده کانه‌های فلزی و یا اصلاح و تشکیل پرتفوی خود زیر نظر داشته باشند و خصوصاً تغییرات شاخص‌های کالایی جهانی مورداشاره را که به‌عنوان نماینده‌ای از همه فلزات عمل می‌کنند، رصد نمایند.

پیشنهاد می گردد، سازمان بورس بر روی قسمتی از سایت TSETMC اطلاعات شاخص های کالایی جهانی را گزارش نماید تا اطلاعات در دسترس تحلیلگران و سرمایه گذاران قرار گیرد و همچنین با توجه به اهمیت این شاخص ها و تأثیر تحلیل‌های کالایی بر حوزه سهام پیشنهاد می گردد، مدرک تحلیلگر کالایی که پیش از این به عنوان یکی از مدارک اصلی فعالیت در حوزه بازار سرمایه به‌شمار می رفت مجددا احیا گردد.

به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود تأثیر سایر شاخص‌های کالایی جهانی بر دیگر صنایع مهم بورسی و همچنین تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی بر شاخص تورم تولیدکننده و مصرف‌کننده را بررسی نمایند. در این پژوهش به واسطه تحریم‌ها، یکی از محدودیت ها دسترسی کمتر به اطلاعات شاخص‌های جهانی بود. لذا به واسطه کشورهای دیگر این اطلاعات به سختی و با پرداخت هزینه ی بالاتری بدست آمد و همین عامل باعث طولانی شدن فرآیند پژوهش گردید.

منابع

1.Abounouri, E., & Moshrefi, G. (2011). The Effects of Macroeconomics Effect on the Stock Price Index of the Petrochemical Industry in Iran using the ARDL Model, *Economic Research journal*. 21, 209-228.(in Persian)

2.Bhardwaj, G., & Dunsby, A. (2013). The Business Cycle and the Correlation between Stocks and Commodities, available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2005788

3.Bloomberg. (2014).The Bloomberg Commodity Index Methodology, 30 June 2014.

4.Creti, A., Joets, M., & Mignon, V. (2013). On the Links Between Stock and Commodity Markets' Volatility. *Energy Econ*. 37, 16–28.

5.Delatte, A.L. & Lopez, C. (2013). Commodity and Equity Markets: some Stylized Facts from a Copula Approach, *Journal of Banking and Finance*,37: 125346-5356.

6.Fadaie Nejad, E., & Farahani, R. (2017). Effects of Macroeconomic Variables on the Tehran Stock Exchange Market, *Financial Economics Quarterly*, Volume 11, No. 39, Pages 1- 25. .(in Persian)

7.Fernandez-Diaz, J.M.; Morley, B.(2019) Interdependence among Agricultural Commodity Markets, Macroeconomic Factors, Crude Oil and Commodity Index. Res. Int. Bus. Finance, 47, 174–194.

8.Ghalibaf Asl, H, & et al. (2019). The Guideline of Indexes in the Capital Market. Information and Stock Exchange Company, *Stock Exchange Publication*.(in Persian)

9.Gutierrez, J. P. & Vianna, A. C. (2018), Price Effects of Steel Commodities on Worldwide Stock Market Returns, The North American Journal of Economics and Finance, In Press.

10.Jordan, S.J., Vivian, A. & Wohar, M.E. (2016), Can Commodity Returns Forecast Canadian Sector Stock Returns?, *International Review of Economics & Finance*, 41: 172–188.

11.Lombardi, M., & Ravazzolo, F. (2013). On the Correlation between Commodity and Equity Returns: Implications for Portfolio Allocation", *BIS Working Papers*, No.420.

12.Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. Applied Economics 37, 1979-1990.

13.NASDAQ Commodity Index Methodology. (2016). January 2016.

14.Ouattara, B.(2004). Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal, Mimeo, University of Manchester.

15.Oztek, M.F. & Ocal, N. (2013). Financial Crises, Financialization of Commodity Markets and Correlation of Agricultural Commodity Index with Precious Metal Index and S&P500. ERC Working Papers in Economic13/02.

16.Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (1996). Testing for the Existence of a Long-Run Relationship, Working papers, amalgamated series 9721, Department of Applied Economics, University of Cambridge, Cambridge, UK.

17.Pesaran, M.H. & Shin, Y and Smith, R.J. (2001)."Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*", Journal of Applied Econometrics* 16: 289 – 326.

18.Sajadi, H., Farazmand, H., & Alisufi, H. (2010). Investing the Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Index Returns in Cash: Tehran Stock Exchange, *Journal Of Macroeconomics* (Journal Of Economics Sciences) , Volume 10, Number 2 (39); Pages 123-150. .(in Persian)

19.Samadi, S., Shirani Fakhr, Z., & Davarzade, M. (2007). The Studying of the Impact ability amount of Tehran Stock Exchange Price Index from the Global Price of Oil and Gold (Modeling and Prediction). *Quarterly Journal of Economic studies*. 4(2), 25-51. .(in Persian)

20.Shahrazi, M., & Qaderi, S. (2019). The Comparison Between the Effect of the Global Price Index of Metals on the Efficiency of Basic Metals Group's Stock and Metal Ores Extraction: The Attitude of Fixed Transition Possibilities of Markov Switching Model, *Econometric Modeling journal*. 15, 31-58.

21.Shrestha, M.B. & Bhatta, G.R. (2018). Selecting Appropriate Methodological Framework for Time Series Data Analysis .*J. Finance*. Data Sci.,4, 71–89.

22.Yamori, N. (2009). Characteristics of Japan's Commodities Index and its Correlation with Stock Index Nagoya University Japan, MPRA Paper no 17160 Munich University Germany, *Journal of Applied Research in Finance* I (2) pp 187 – 192.

23.Yazdani, A. (2014). Investing the Relation between Stock Returns of Investment Companies and Macroeconomic Variables, Master Thesis in Financial Management, University of Tehran, Faculty of Management. .(in Persian)

24.Zahedi Tehrani, P., & Sadeghi Sharif, S.J. (2012). Explaining and Analyzing the Causal Relationship between Macroeconomic Domestic and Foreign Factors, with the Tehran Stock Exchange Market, Journal of Financial Management Perspectives, 2(5). .(in Persian)

25.Zaranejad, M., & Motamedi S. (2012). Investing the Relationship Between Macroeconomic Variables and Tehran Stock Exchange Market, *Journal of Economic Research*,12(46); 101-116. .(in Persian)