مجله اقتصادی
شماره‌های ۵ و ٦، مرداد و شهریور ۱۳۹۹، صفحات ۲۳-۵

اثر بهای جهانی نفت خام و فلزات پایه بر رابطه مبادله بازرگانی ایران

هدایت حسین‌زاده
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، ایران
hedhus@gmail.com

منیره جعفرزاده
دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد و تجارت الکترونیک، دانشگاه پیام نور، ایران
monirjafarzadeh94@gmail.com

تجارت از بخش‌های اصلی و مهم اقتصاد یک کشور بوده و تجارت بین‌الملل اهمیتی دوچندان دارد؛ به طوری که کشورهای پیشرفته از دیرباز در تلاش برای گسترش تجارت در سطح جهان بوده‌اند. پژوهش حاضر با هدف تأثیر بهای جهانی نفت و فلزات پایه بر رابطه مبادله بازرگانی انجام شده است. تحقیق حاضر از نظر هدف در زمره تحقیقات کاربردی و از نظر ماهیت و روش جزء تحقیقات علی- تحلیلی است. روش گردآوری داده‌های این مطالعه روش کتابخانه‌ای است که داده‌های مربوط به متغیرهای این مطالعه از سایت بانک جهانی و سایر منابع معتبر اخذ شده است. ابتدا داده‌ها به منظور بررسی مانایی تحت آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) قرار گرفته‌اند. نتیجه نشان داد که همه داده‌های پژوهش به‌جز رابطه مبادله که در سطح مانا بوده بقیه داده‌ها با یک بار تفاضل مانا شده‌اند. در ادامه جهت تخمین مدل از روش ARDL استفاده شده است. همه فرضیه‌ها (تأثیر قیمت نفت، مس، آلومینیوم و فولاد بر رابطه مبادله) تأیید شده است. همچنین وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای قیمت فولاد، مس، آلومینیوم و رابطه مبادله تأیید شد.

واژگان کلیدی: قیمت نفت، فلزات پایه، رابطه مبادله بازرگانی، مدل ARDL

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

۱. مقدمه

جایگاه نفت در اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد تک‌محصولی و نیز وابستگی شدید تولید ناخالص ملی به درآمدهای حاصل از فروش جهانی این کالا از یک سو و همچنین تأثیرپذیری قیمت نفت از نوسانات سیاسی و اقتصادی در سطح بین‌الملل که اول درآمدهای نفتی را بی‌ثبات ساخته و دوم موجب آسیب‌پذیر شدن اقتصاد داخلی می‌گردد، بیانگر اهمیت بررسی نوسانات قیمت نفت است. همچنین نقش و کارکرد بازار سهام جهت هدایت سرمایه‌های داخلی به فرآیند تولید و در نتیجه دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر نیز مبین جایگاه حائز اهمیت بازار سهام است. از این رو این پژوهش تلاشی در جهت بررسی این اثرات است (محمدی و پشوتنی‌زاده، ۱۳۹۶). کشوری که اقتصاد آن بر محور تک‌محصولی باشد در تحولات اقتصادی (بحران‌های اقتصادی) بیشتر در معرض خطر بوده و در این بحران‌ها و تحولات ضربه‌پذیرتر خواهد بود. مشکلات ناشی از اقتصاد تک‌محصولی و اتکای بیش از حد به درآمدهای نفتی باعث شده است تا اقتصاد کشور به‌شدت تحت تأثیر عوامل خارجی از جمله نوسانات بهای نفت قرار گیرد. حال با توجه به نقش و اهمیتی که صادرات می‌تواند در رشد و توسعه اقتصادی ایفا نماید و همچنین نظر به کاهش درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت در سال‌های آتی، گسترش و توسعه صادرات غیرنفتی در بخش‌هایی نظیر صنعت و معدن می‌تواند کشورمان را در جریان تحولات و بحران‌های مختلف نجات دهد. روند جهانی شدن و لزوم حضور در بازارهای جهانی ما را به این واقعیت رهنمون می‌سازد که در اولویت‌بندی تخصیص منابع نه‌تنها به قابلیت‌ها و امکانات کشور در تولید کالا یا خدمات توجه گردد، بلکه مبادلات تجاری در آن فعالیت نیز مد نظر قرار گیرد (نجات‌بخش و رستگارپور، ۱۳۹۸). اتکا به درآمدهای نفتی باعث نوسان در رشد اقتصادی شده است؛ به طوری که هرگونه نوسان غیرعادی در قیمت و یا نرخ ارز این کالا آثار سیاسی، اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی برجای خواهد گذاشت. یافته‌ها نشان می‌دهد که با افزایش قیمت نفت خام، تجارت بین‌المللی بومی‌تر می‌شود و در آن کشورها تجارت نسبتاً بیشتری با همسایگان خود آغاز می‌کنند. در مقابل، هنگامی که کاهش می‌یابد، تجارت پراکنده‌تر می‌شود؛ زیرا فاصله بین کشورها کمتر می‌شود (نانوسکی، ۲۰۱۹). اندیشه گسترش صادرات غیرنفتی از دیرباز در سطحی گسترده مورد توجه و اقبال کارشناسان امور اقتصادی بوده و از لحاظ نظری و عملی فراز و نشیب‌های زیادی را پشت سر گذاشته و واضح است که در کشور پهناوری مانند ایران

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

که از منابع سرشار طبیعی برخوردار است باید بتوانیم با تولید و صدور محصولات غیرنفتی در دنیا به‌ویژه در خاورمیانه از جایگاه ویژه‌ای برخوردار شویم. بر اساس هدف‌گذاری برنامه‌های توسعه، کشور ایران در ردیف صادرکنندگان بسیاری از فرآورده‌های مهم صنعتی و راهبردی نظیر مس، آهن، آلومینیوم، سیمان و سایر کالاها قرار گرفته است. رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین ابزارها برای تجزیه‌وتحلیل مسائل اقتصاد کلان و توسعه اقتصادی از قبیل منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، تحولات حجم و ترکیب مبادلات و اثر آن بر روی سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود. رابطه مبادله شاخصی است که بررسی رفتار آن طی زمان به عنوان معیاری برای بررسی میزان برخورداری از منافع تجارت بین‌الملل در هر کشور مورد استفاده قرار می‌گیرد (قربان‌زاده، ۱۳۹۳).

مطالعات داخل کشور نیز مؤید مطالب بیان‌شده است؛ جمالی و خداپرست (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر شوک‌های جهانی قیمت نفت خام و قیمت طلا بر بازار سهام ایران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که شوک مثبت وارده بر قیمت جهانی نفت خام در کوتاه‌مدت اثر معنادار مثبت و در بلندمدت، اثر معنادار منفی بر شاخص کل قیمت سهام ایران دارد. همچنین، شوک مثبت وارده بر قیمت جهانی طلا در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معنادار منفی بر شاخص کل قیمت سهام ایران دارد. غلامی (۱۳۹۷) به بررسی اثر شوک‌های قیمت جهانی نفت و فلزات اساسی بر بازده سهام صنایع مرتبط با کالاهای پایه در بورس اوراق بهادار تهران، اثر شوک‌های قیمتی نفت و فلزات اساسی را مورد بررسی قرار داده است. نتیجه حاصل نشان داد که توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس اثرات دینامیک معنادار شوک‌های جهانی قیمت کالاهای پایه بر بازده سهام را نشان می‌دهند. نونژاد و روشن‌نیا (۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان اثر رابطه مبادله و تلاطم آن بر رشد اقتصادی ایران به بررسی تغییرات رابطه مبادله و رابطه آن با رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج آن حاکی از آن است که تغییرات شاخص قیمت حقیقی صادرات اثر مثبت و شاخص قیمت حقیقی واردات اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

در مطالعات خارج از کشور نیز، جبریل[1] و همکاران (۲۰۱۹)، اثر نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر تراز تجاری، به بررسی اثر تغییرات قیمت جهانی نفت بر تراز تجاری کشورهای آمریکا و

1. Jibril

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

چین پرداخته و نتیجه گرفته شد که نه‌تنها شوک‌های قیمت نفت بر تراز تجاری کشورهای صادرکننده و هم کشورهای واردکننده نفت تأثیر نامتقارن دارد بلکه منبع شوک نیز است. سانگ[1] و همکاران (۲۰۱۹)، در تحقیقی با عنوان اثر شوک‌های قیمتی فلزات غیرآهنی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور چین، به بررسی اثر تغییرات قیمتی فلزات غیرآهنی پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داده افزایش قیمت بین‌المللی فلزات غیرآهنی می‌تواند تأثیر مثبت قابل توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی سرمایه‌گذاری، عرضه پول، مصرف و کل بازده اما اثرات منفی بر تقاضای نیروی کار داشته باشد. پرادهان[2] و همکاران (۲۰۱۷) قیمت‌گذاری کربن و رابطه مبادله بازرگانی برای چین و هند، با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌شده پویا (CGE)، اثر قیمت کربن را بر رابطه مبادله بازرگانی معنی‌دار ارزیابی کرده و نتیجه گرفته‌اند که در کشور چین که بیش از کشور هند به تجارت خارجی وابسته است بیشتر است.

از دیدگاه اقتصاددانان جدید رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین ابزارهای تجزیه‌وتحلیل مسائل اقتصاد کلان است؛ به طوری که تغییرات رابطه مبادله کشورها اثر مستقیمی بر رفاه آن‌ها دارد. کاهش رابطه مبادله قدرت خرید کشورها را در بازارهای جهانی کاهش می دهد. این احتمال نیز وجود دارد که شوک‌های رابطه مبادله به آهسته شدن رشد اقتصادی، بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش احتمال بروز بحران‌های پولی به‌شدت مخرب منجر شود. شوک‌های رابطه مبادله، شوک‌های مالی هستند که هم به طور مستقیم و هم به دلیل ارتباط قوی بین ثبات رابطه مبادله و بی‌ثباتی آن در فرایندهای پولی و مالی به بی‌ثباتی در اقتصاد کلان دامن می‌زنند (تقوی و همکاران، ۱۳۸۶). رابطه مبادله بازرگانی و نوسانات آن به یکی از مباحث مهم در حوزه اقتصاد تبدیل شده است؛ به طوری که اثر آن در برخی متغیرهای اقتصادی اثبات گردیده است. حال زمان آن رسیده است که اثرپذیری این متغیر از سایر متغیرهای بااهمیت مورد بررسی قرار گیرد. علاوه بر این شرایط اقتصادی و بازرگانی ایران به نحوی است که احتمالاً تجارت فلزات اساسی و نفت بیشترین نقش را در تغییرات شرایط تجاری داشته باشد. همچنین آمارها نشان می‌دهد که فلزات اساسی سهم قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد. این امر به علت وجود معادن پرتعداد و غنی در

1. Song
2. Pradhan

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

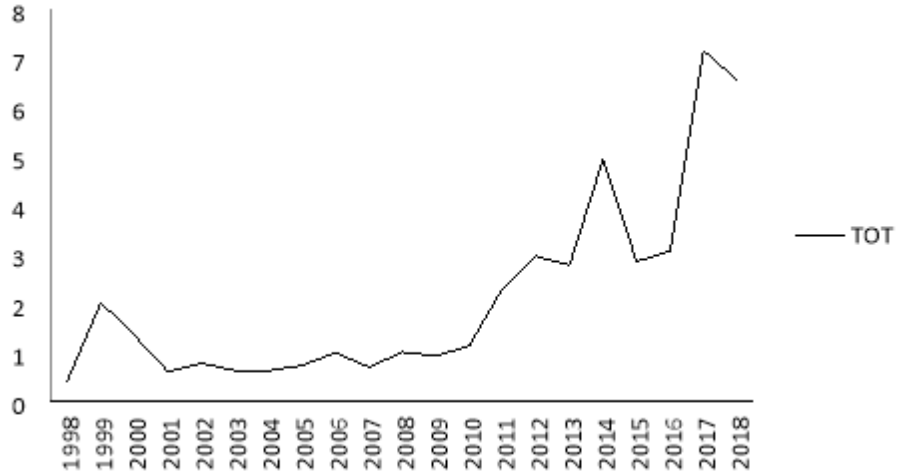
سطح کشور است. بر این اساس، هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر تغییرات قیمت جهانی محصولات مذکور را بر رابطه مبادله بازرگانی است.

۲. روش تحقیق

تحقیق حاضر از نظر هدف در زمره تحقیقات کاربردی و از نظر ماهیت و روش جزء تحقیقات علی- تحلیلی است. در تحقیق حاضر از روش کتابخانه‌ای برای گردآوری داده‌ها استفاده شده است. جامعه آماری تحقیق حاضر کشور ایران است. نمونه آماری این تحقیق، داده‌های متغیرهای استفاده شده در مدل به صورت سری‌های زمانی است، که داده‌های مربوط به متغیرها در فاصله سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ است. داده‌های مورد نیاز تحقیق مربوط به متغیرهای این مطالعه از سایت بانک جهانی، سایت بانک مرکزی و همچنین سایت مرکز آمار ایران اخذ شده‌اند. در تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) استفاده شده است. در واقع برای بررسی و اثبات رابطه بلندمدت رابطه مبادله و متغیرهای مستقل از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده استفاده شده است. در این روش از نرم‌افزار Eviews 10 استفاده شده است.

۳. بررسی روند متغیرها

۳-۱. روند رابطه مبادله بازرگانی



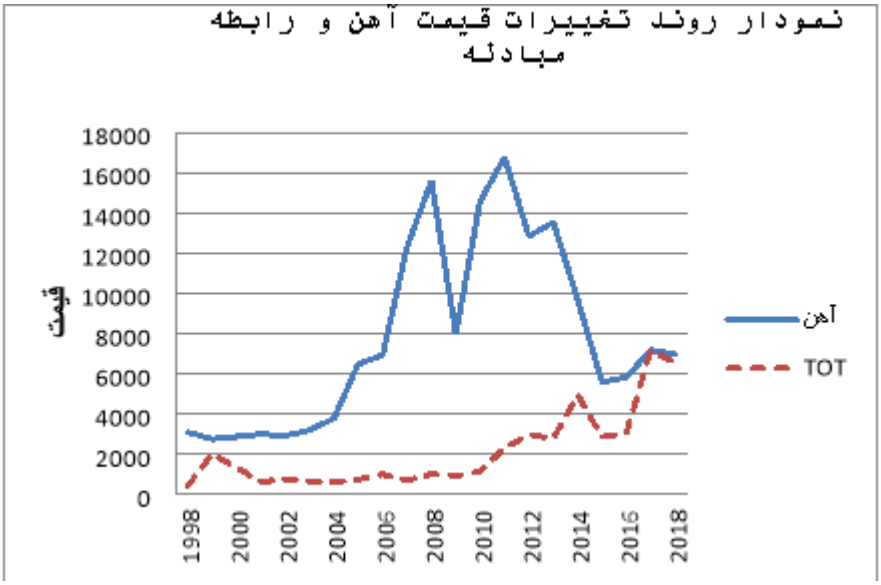
نمودار ۱. سیر تغییرات رابطه مبادله

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

نمودار (۱) روند تغییرات رابطه مبادله بازرگانی را از سال ۱۹۹۸ تا سال ۲۰۱۸ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیر مذکور طی سال‌های مورد بررسی دستخوش نوسانات و تغییرات قابل توجهی شده است.

۳-۲. روند قیمت آهن و رابطه مبادله بازرگانی

روند تغییرات قیمت آهن و رابطه مبادله بازرگانی بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ به صورت نمودار (۲) است.



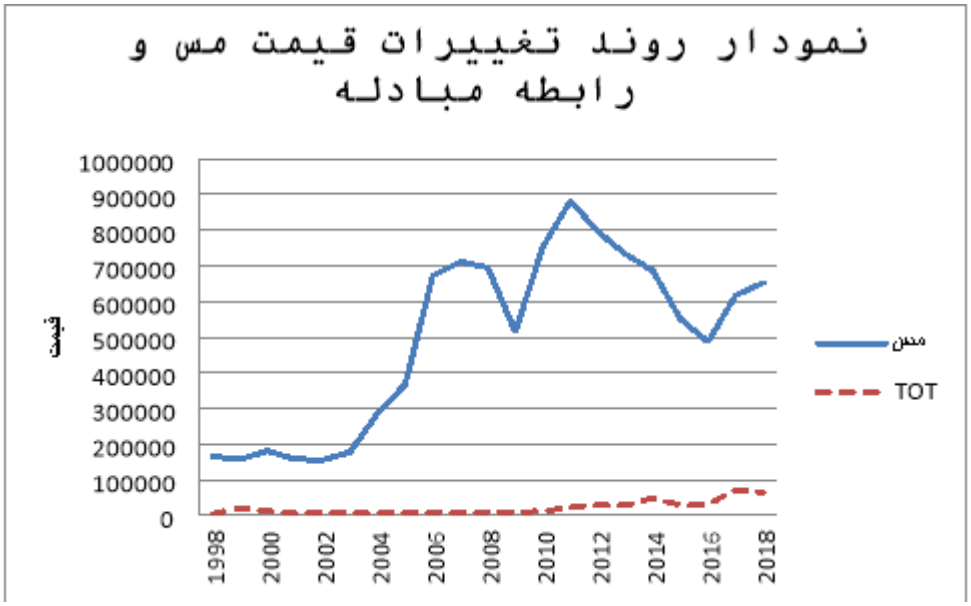
نمودار ۲. سیر تغییرات قیمت آهن و رابطه مبادله

همان‌طور که مشاهده می‌گردد قیمت تا سال ۲۰۰۷ روند صعودی بوده و رابطه مبادله در این سال‌ها پس از یک افزایش و کاهش روندی صعودی داشته است. از سال ۲۰۰۷ تا سال ۲۰۱۰ قیمت آهن یک کاهش قابل ملاحظه‌ای را تجربه کرده است که در این سال‌ها نیز همچنان روند رابطه مبادله صعودی است. با اوج گرفتن دوباره قیمت آهن شیب صعودی رابطه مبادله نیز بیشتر می‌گردد تا اینکه در سال ۲۰۱۲ ریزش قیمت آهن شروع شده و به دنبال آن رابطه مبادله نیز کاهش پیدا می‌کند. در نهایت در سال‌های اخیر رابطه مبادله با شیب نسبتاً زیاد رو به افزایش است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

۳-۳. روند قیمت مس و رابطه مبادله بازرگانی

روند تغییرات قیمت مس و رابطه مبادله بازرگانی بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ به صورت نمودار زیر است.



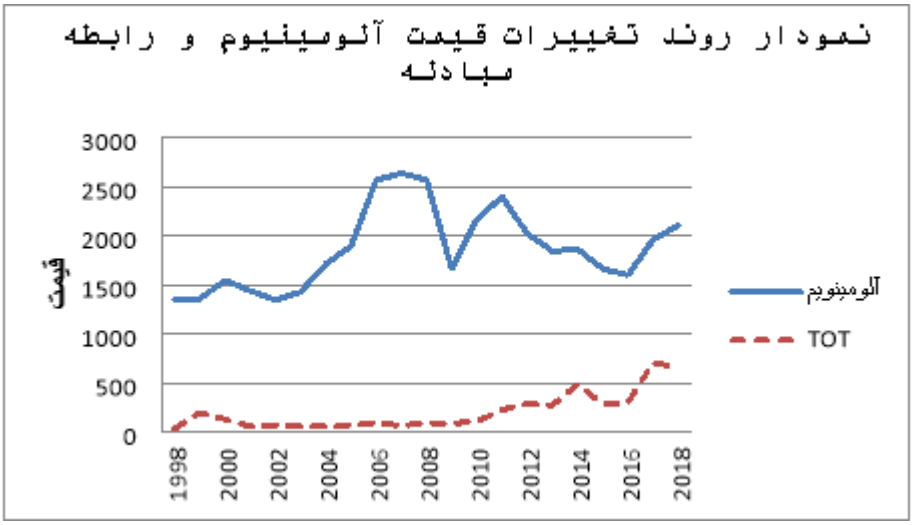
نمودار ۳. سیر تغییرات قیمت مس و رابطه مبادله

روند افزایشی قیمت مس از سال ۱۹۹۸ ادامه دارد تا اینکه در سال ۲۰۰۶ به نقطه عطف خود می‌رسد پس از ۲۰۰۸ و یک کاهش قابل توجه در قیمت مس دوباره حالت صعودی به خود گرفته و در سال ۲۰۱۱ به اوج خود رسیده است. پس از آن تا سال ۲۰۱۶ روند کاهشی داشته و پس از ۲۰۱۶ قیمت مس رو به افزایش است.

۳-٤. روند قیمت آلومینیوم و رابطه مبادله بازرگانی

روند تغییرات قیمت آلومینیوم و رابطه مبادله بازرگانی بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ به صورت نمودار (۴) است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]



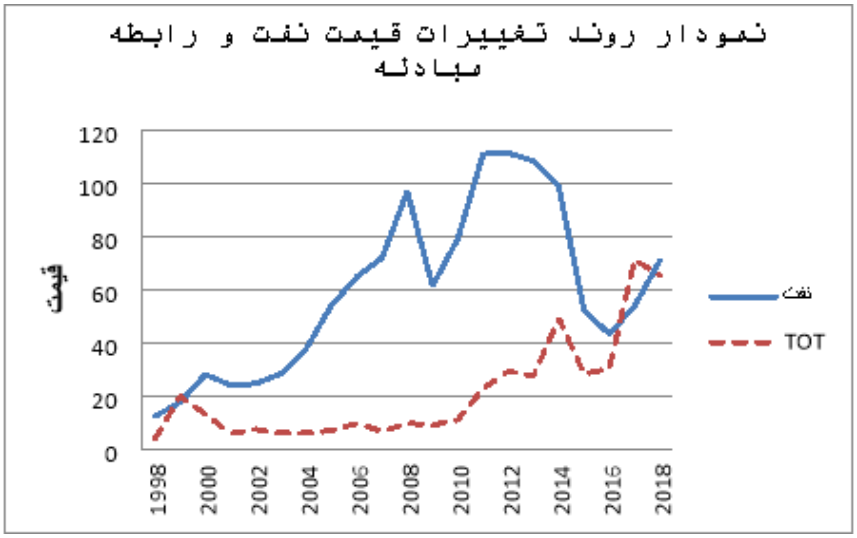
نمودار ٤. سیر تغییرات قیمت آلومینیوم و رابطه مبادله

قیمت آلومینیوم در سال‌های مورد بررسی رفتاری شبیه قیمت مس داشته است؛ با این تفاوت که پس از ریزش قیمت در سال ۲۰۰۸ دیگر به نقطه ماکسیمم ۲۰۰۷ نرسیده و در قیمتی کمتر از ۲۰۰۷ شروع به ریزش دوباره کرده است. این روند تا سال ۲۰۱۶ ادامه داشته و بعد از آن روند قیمت افزایشی بوده است. گفتنی است در سال‌های بعد از ۲۰۱۱ روند کلی رابطه مبادله به‌جز یک اصلاح از سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ صعودی بوده است.

۳-۵. روند قیمت نفت و رابطه مبادله بازرگانی

روند تغییرات قیمت نفت و رابطه مبادله بازرگانی بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ به صورت نمودار زیر است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]



نمودار ۵: سیر تغییرات قیمت نفت و رابطه مبادله

قیمت نفت از سال ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ (به‌جز سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۱) شدیداً صعودی بوده است. در این سال‌ها روند قیمت نفت و رابطه مبادله تقریباً هماهنگ است ولی پس از ۲۰۰۸ این دو متغیر ناهماهنگ و در بعضی سال‌ها غیرهمسو عمل کرده‌اند. شاید بتوان علت این ناهماهنگی را در تحریم‌های شدید نفتی و افزایش قیمت دلار که منجر به افزایش حجم صادرات غیرنفتی شده است جست‌وجو کرد؛ ولی یافتن علت دقیق چنین رفتاری نیازمند مطالعه دقیق و اجرای مدل‌های دیگر به همراه بررسی شکست ساختاری حاصل از تحریم است.

٤. مدل تحقیق

مدل پژوهش بر اساس مطالعات باسانتا و همکاران (۲۰۱۷) به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$TOT_t = F(P_s, P_c, P_a, P_o)$$

در این فرمول TOT رابطه مبادله، P_s قیمت جهانی آهن، P_c قیمت جهانی مس، P_a قیمت جهانی آلومینیوم و P_o قیمت جهانی نفت را نشان می‌دهد.

گفتنی است در رابطه فوق همه متغیرها به صورت لگاریتمی وارد شده است که فرم نهایی رابطه به صورت زیر است:

$$LTOT_t = \alpha_1 LP_s + \alpha_2 LP_c + \alpha_3 LP_a + \alpha_4 LP_o + c + \varepsilon_0$$

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

بهای جهانی فلزات پایه

بهای جهانی فلزات پایه از لحاظ مفهومی عبارت است از قیمتی که یک فلز (فولاد، مس و آلومینیوم) با مشخصات خاص خود در بازارهای بین‌المللی معامله می‌گردد.

از لحاظ عملیاتی در این پژوهش قیمت‌های مستخرج از بورس جهانی فلزات استفاده شده است. داده‌های مربوطه به صورت ماهیانه استخراج شده و میانگین سالیانه آن‌ها محاسبه و مورد استفاده قرار گرفته است.

بهای جهانی نفت

در این پژوهش بهای جهانی نفت خام در بازارهای بین‌المللی مورد توجه واقع شده است. با توجه به اینکه انواع گوناگونی از نفت خام در بازارهای بین‌المللی معامله می‌شود، در این پژوهش داده‌ها از سایت اوپک گردآوری و به صورت میانگین با تواتر سالیانه مورد استفاده قرار گرفته است.

رابطه مبادله بازرگانی

در ادبیات رابطه مبادله بازرگانی سه نوع از این متغیر تعریف شده است که عبارتند از رابطه مبادله تهاتری خالص، تهاتری ناخالص و رابطه مبادله درآمدی. در این پژوهش رابطه مبادله درآمدی که اصلی‌ترین و مهم‌ترین نوع رابطه مبادله است استفاده شده است. رابطه مبادله درآمدی نشانگر ظرفیت وارداتی کشور بر اساس صادرات آن کشور است. به بیان دیگر بهبود در رابطه مبادله درآمدی نشانگر افزایش ظرفیت وارداتی است و نشان می‌دهد در مقابل صادرات می‌توان مقدار بیشتری واردات انجام داد (حسینی و سیدی، ۱۳۸۱).

رابطه مبادله تهاتری (خالص) بازرگانی

رابطه مبادله (TOT_{nb}) ساده‌ترین و متداول‌ترین نوع رابطه مبادله است که نشان می‌دهد کشورها به ازای یک واحد از صادرات، چه میزان کالا وارد می‌کنند. برای محاسبه رابطه مبادله مذکور، شاخص قیمت کالاهای صادراتی (P_x) را بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی (P_m) تقسیم نموده و عدد به دست آمده را در ۱۰۰ ضرب می‌کنیم (قربان زاده، ۱۳۹۳):

$$TOT_{nb} = (P_x / P_m) \times 100$$

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

رابطه مبادله تهاتری (ناخالص) بازرگانی

این رابطه مبادله (TOT_g) از حاصل نسبت واردات فیزیکی (Q_m) کل یک کشور به صادرات فیزیکی (Q_x) کل آن کشور به دست می‌آید. رابطه مبادله تهاتری ناخالص را می‌توان به شکل زیر بیان نمود (قربان زاده، ۱۳۹۳):

$$TOT_g = (Q_m / Q_x) \times 100$$

رابطه مبادله درآمدی بازرگانی

یکی از انواع مهم رابطه مبادله، رابطه مبادله درآمدی است. ممکن است رابطه مبادله خالص کشوری طی دوره‌ای تا حدودی رو به وخامت گذارد، اما در عوض حجم صادرات کشور افزایش قابل ملاحظه‌ای نماید و در نتیجه بر میزان قدرت وارد کردن کشور افزوده شود. به همین منظور برای نشان دادن تغییرات حجم صادرات و قدرت واردات کشور، از رابطه مبادله درآمدی (TOT_i) استفاده می‌شود که از ضرب رابطه مبادله خالص در شاخص تغییرات حجم صادرات (Q_x) کشور به دست می‌آید (قربان زاده، ۱۳۹۳):

$$TOT_i = (P_x / P_m) \times Q_x$$

$$\mathbf{Px} = (V_x / X)$$

$$P_m = (V_m / M)$$

V_x: ارزش صادرات (میلیون دلار)؛

X: حجم صادرات (هزار تن)؛

V_m: ارزش واردات (میلیون دلار)؛

M: حجم واردات (هزار تن).

۵. یافته‌ها

۵-۱. آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت پایایی (عدم داشتن ریشه واحد) متغیرها است؛ زیرا استفاده کردن سری‌های زمانی ناپایا در مدل‌های برآوردی منجر به بروز

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

رگرسیون کاذب شده و نتایج به دست آمده قابل اعتماد و تفسیر نخواهد بود. بنابراین بررسی پایایی سری‌های زمانی از ضرورت قابل توجهی برخوردار است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) پایایی متغیرها بررسی شده است. جدول شماره (۱) نتیجه آزمون مانایی (دیکی فولر تعمیم‌یافته) را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها

متغیر	شرط آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
Ltot	عرض از مبدأ	-5.145986	0.0007	I(0)
LP_s	بدون عرض از مبدأ و روند	-4.936029	0.0001	I(1)
LP_c	بدون عرض از مبدأ و روند	-3.394565	0.002	I(1)
LP_a	بدون عرض از مبدأ و روند	-4.200241	0.0003	I(1)
LP_o	بدون عرض از مبدأ و روند	-3.963061	0.0005	I(1)

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به خروجی آزمون دیکی فولر که سطح احتمال آن‌ها همگی زیر ۵ درصد بوده، نتیجه می‌گیریم متغیر لگاریتم رابطه مبادله در سطح و بقیه متغیرها با یک بار تفاضل مانا هستند.

۵-۲. تخمین مدل (با استفاده از رویکرد ARDL)

نتایج حاصل از تخمین مدل ARDL در قالب نرم‌افزار Eviews10 در سه قسمت خرجی مدل پویا (کوتاه‌مدت)، مدل بلندمدت و مدل تصحیح خطا (ECM) بررسی و مورد برآورد قرار می‌گیرد. انتخاب حداکثر وقفه بهینه در ARDL دارای نقش اساسی است که معمولاً در داده‌های سالانه و فصلی (همانند این تحقیق) وقفه را یک یا دو در نظر می‌گیرند. در این تحقیق، اندازه وقفه بهینه دو در نظر گرفته می‌شود. بعد از انتخاب وقفه بهینه، رتبه بهینه برای متغیرها با استفاده از شوارز- بیزین (SBG) انتخاب می‌گردد.

۵-۳. نتایج حاصل از تخمین مدل پویا (کوتاه‌مدت)

جدول (۲) نتایج به دست آمده از خروجی تخمین مدل پویا (کوتاه‌مدت) از رویکرد ARDL نشان می‌دهد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

جدول ۲. تخمین مدل

Prob.*	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.4856	0.724071	0.228787	0.165658	LTOT(-1)
0.2567	-1.202865	0.216873	-0.260870	LPS
0.0316	-2.496616	0.136276	-0.340230	LPS(-1)
0.4303	0.821858	0.346312	0.284620	LPO
0.0462	-2.274900	0.364534	-0.829279	LPO(-1)
0.0126	3.031718	0.451354	1.368377	LPC
0.0125	3.038940	0.424691	1.290611	LPC(-1)
0.0025	-3.995056	0.288995	-1.154549	LPA
0.0029	3.917410	1928.102	7553.165	C

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج نشان می‌دهد قیمت فولاد با یک وقفه، قیمت نفت با یک وقفه، قیمت مس بدون وقفه و قیمت آلومینیوم بدون وقفه دارای تأثیر معنی‌دار بر روی رابطه مبادله است.

٥-٤. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت

در این بخش به بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت جهانی فلزات پایه و نفت با رابطه مبادله بازرگانی در ایران می‌پردازیم.

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت

I(1)	I(0)	Signif.	Value	Test Statistic
	Asymptotic: n=1000			
3.09	2.2	10%	3.338376	F-statistic
3.49	2.56	5%	4	k
3.87	2.88	2.5%		
4.37	3.29	1%		

مأخذ: محاسبات پژوهش

با تو به اینکه آماره F محاسبه‌شده (۳/۳۳۸) بالاتر از حد بحرانی (۲/۲ و ۳/۰۹) قرار دارد بنابراین فرض عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌گردد.

٥-٥. بررسی نتایج حاصل از تخمین بلندمدت

در جدول شماره ۴ نتایج حاصل از تخمین بلندمدت الگو به صورت تفصیلی آورده شده است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

جدول ٤. تخمین بلندمدت الگو

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0113	-3.095235	0.232760	-0.720448	LPS
0.1153	-1.724509	0.378544	-0.652802	LPO
0.0001	6.394541	0.498383	3.186930	LPC
0.0008	-4.753870	0.291086	-1.383785	LPA
0.0008	4.739817	1909.957	9052.845	C

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج حاصله به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای تحقیق می‌پردازیم.

الف: رابطه بلندمدت بین لگاریتم قیمت آهن و لگاریتم رابطه مبادله

همان‌طور که در جدول مربوط به رابطه بلندمدت دیده می‌شود، با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رابطه بلندمدت بین لگاریتم قیمت آهن و لگاریتم رابطه مبادله است؛ به این صورت که در بلندمدت اگر یک واحد قیمت آهن افزایش یابد، رابطه مبادله حدود ۰/۷۲ درصد کاهش خواهد یافت. بنابراین لگاریتم قیمت آهن تأثیر معناداری بر روی رابطه مبادله دارد.

ب: رابطه بلندمدت بین لگاریتم قیمت مس و لگاریتم رابطه مبادله

با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره ۴ وجود رابطه بلندمدت بین قیمت مس و رابطه مبادله کاملاً مشهود است. با توجه به لگاریتمی بودن معادله و ضریب ۳/۱۸ قیمت مس در این الگو نتیجه می‌گیریم که در بلندمدت با افزایش یک واحد قیمت مس، رابطه مبادله ۳/۱۸ درصد افزایش می‌یابد.

ج: رابطه بلندمدت بین لگاریتم قیمت آلومینیوم و لگاریتم رابطه مبادله

در بلندمدت قیمت آلومینیوم با تأثیر منفی و معنی‌دار ظاهر شده است. به طوری که ضریب ۱/۳۸- برای این متغیر به دست آمده است.

د: رابطه بلندمدت بین لگاریتم قیمت نفت و لگاریتم رابطه مبادله

در مدل فوق رابطه بلندمدت قیمت نفت و رابطه مبادله بازرگانی معنی‌دار استنباط نگردید.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

۵-٦. الگوی تصحیح خطا (ECM)

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد C در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد)، نشانگر سرعت تصحیح-خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (تشکینی، ۱۳۹۵).

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح-خطا در جدول ۵ ارائه شده است.

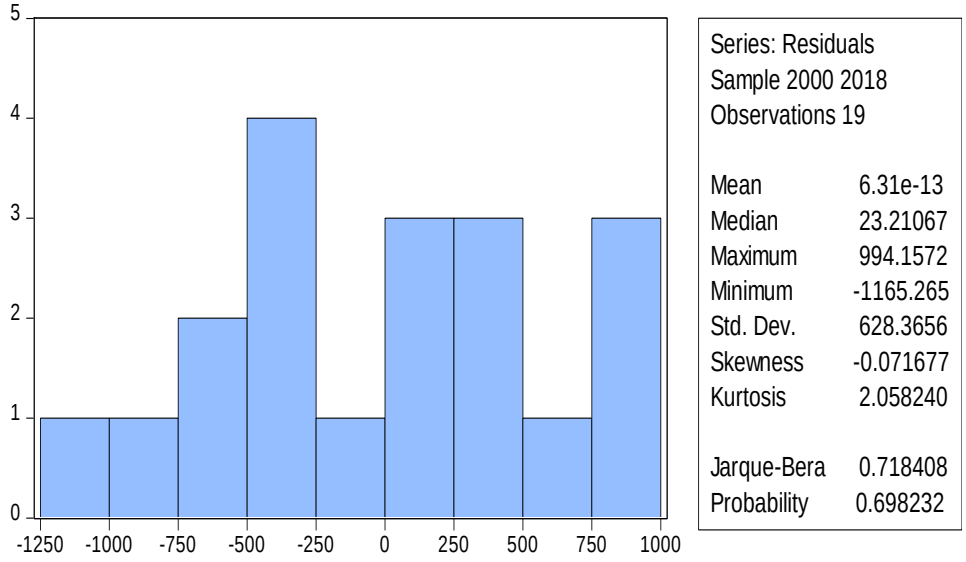
جدول ۵. الگوی تصحیح خطا

Prob	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0716	-2.041202	0.136684	-0.278999	D(LPS)
0.0791	1.979293	0.206420	0.408566	D(LPO)
0.0031	3.991963	0.442711	1.767286	D(LPC)
0.0010	-4.817706	0.320483	-1.543993	D(LPA)
0.0003	-5.581951	0.137919	-0.769857	CointEq(-1)*

مأخذ: محاسبات پژوهش

ضریب مدل تصحیح خطا برابر ۰.۷۶- بوده که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. با توجه به ضریب تصحیح خطا در مدل ECM می‌توان بیان کرد، سرعت تعدیل به سمت مقدار تعادلی مناسب بوده، به طوری که در هر دوره حدود ۷۶٪ خطای عدم تعادل تعدیل گردیده و مقدار کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی میل می‌کند. یعنی بعد از $\frac{10}{7}$ سال (۱/۴ سال) کوتاه‌مدت به شکل بلندمدت به ثبات می‌رسد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]



نمودار ٦. آزمون نرمال بودن پسماندها

۵-۷. آزمون نرمال بودن پسماندها

نمودار شماره (۶) نتیجه آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل را نشان می‌دهد. با توجه به سطح احتمال محاسبه‌شده می‌توان نتیجه گرفت که پسماندهای مدل از توزیع نرمال برخوردار است.

۵-۸. آزمون ناهمسانی واریانس

برای بررسی ناهمسانی واریانس در مدل تحقیق از آزمون هاروی استفاده شده است. نتیجه بررسی ناهمسانی واریانس در جدول شماره (۶) درج شده است.

جدول ٦. آزمون ناهمسانی واریانس

0.7390	Prob. F(8,10)	0.628291	F-statistic
0.6075	Prob. Chi-Square(8)	6.355530	Obs*R-squared
0.8344	Prob. Chi-Square(8)	4.245063	Scaled explained SS

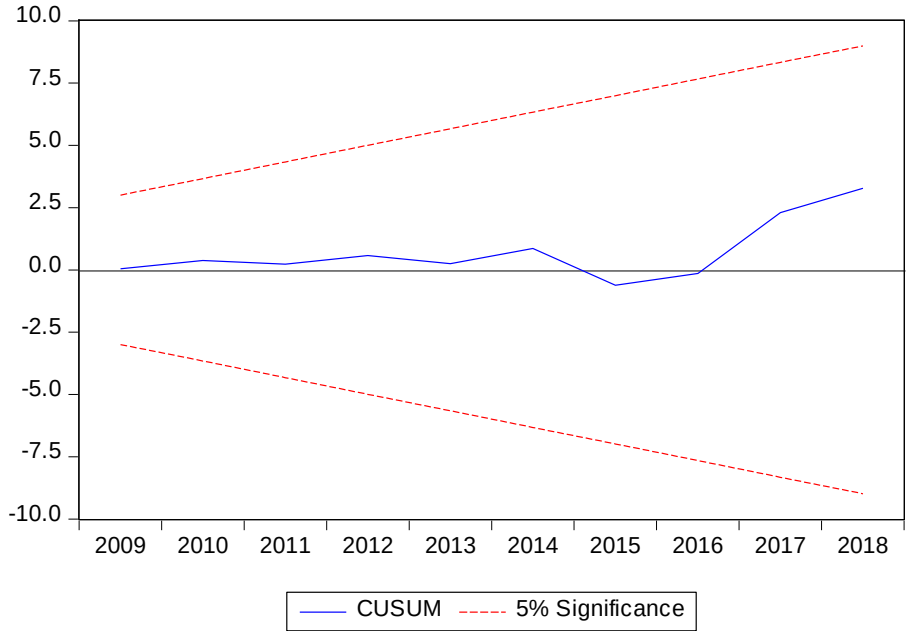
مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به آماره محاسبه‌شده و سطح احتمال، فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسان در مدل تأیید می‌گردد.

۵-۹. آزمون ثبات ضرایب

برای بررسی قابلیت اعتماد ضرایب محاسبه‌شده در مدل از روش جمع تجمعی پسماندهای بازگشتی استفاده شده است که نتیجه آن در نمودار زیر نمایان است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]



نمودار ۷. آزمون جمع تجمعی پسماندهای بازگشتی

با توجه به اینکه مسیر حرکت پسماندهای بازگشتی یا St از محدوده دو خط خارج نشده است بنابراین در سطح احتمال ۹۵٪ فرضیه بی‌ثباتی پارامترها رد می‌شود. بنابراین ثبات دائمی بلندمدت برای پارامترهای مدل طی دوره مورد بررسی قابل قبول است. به عبارت دیگر در مدل هیچ شکست ساختاری مشاهده نمی‌شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در دهه‌های اخیر که تجارت جهانی روز به روز از سرعت بیشتر و حجم بیشتری برخوردار شده است و کشورها در تلاش هستند که خود را با روند رشد تجارت جهانی هماهنگ نمایند و سهم خود را در تجارت جهانی افزایش دهند. بسیاری اعتقاد دارند کشورهایی که به روند و شتاب تجارت جهانی توجه ندارند، به لحاظ سهم کمترشان در صادرات جهانی و پایین بودن درآمد ارزی، نه‌تنها نمی‌توانند نیازهای وارداتی خود را تأمین کنند بلکه از مسیر رشد و توسعه اقتصادی هم بازمی‌مانند. با توجه به وضعیت ذخایر فلزات و نفت در ایران می‌توان نتیجه گرفت که ایران می‌تواند با سیاست‌گذاری صحیح در حوزه فلزات پایه سهم خود را در تجارت جهانی افزایش دهد. بر اساس نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها یافته‌های تحقیق به صورت زیر است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

بر اساس نتایج فرضیه‌های اول، دوم و سوم تحقیق، قیمت جهانی فلزات پایه (فولاد، مس، آلومینیوم) بر رابطه مبادله بازرگانی ایران تأثیر دارد. بر اساس نتایج فرضیه چهارم تحقیق، قیمت جهانی نفت بر رابطه مبادله بازرگانی ایران تأثیر دارد. نتایج این تحقیقات با نتایج مطالعات غلامی (۱۳۹۷)، نونژاد و روشن نیا (۱۳۹۱)، جبریل و همکاران (۲۰۱۹)، سانگ و همکاران (۲۰۱۹)، آدلر و همکاران (۲۰۱۸)، پرادهان و همکاران (۲۰۱۷)، کودرت و همکاران (۲۰۱۵) همسو است.

نتیجه‌گیری کلی نشان می‌دهد که قیمت جهانی فلزات فولاد، مس، آلومینیوم و قیمت نفت تأثیر معنی‌داری بر رابطه مبادله بازرگانی دارد. نظر به اینکه رابطه مبادله بازرگانی به نوعی قدرت واردات کشورها را از محل منابع حاصل از صادرات نشان می‌دهد، تلاش در جهت استفاده از فرصت‌های ایجادشده در خلال نوسانات قیمت‌های جهانی می‌تواند به بهبود شرایط اقتصادی کشور (از طریق صادرات) بیانجامد. مطالعات صورت گرفته در این تحقیق می‌تواند سمت‌وسوی جدید به پژوهشگران برای مطالعات آتی آن‌ها بدهد. بررسی تأثیر قیمت محصولات کشاورزی بر رابطه مبادله بازرگانی و یا بررسی تأثیر بهای جهانی فلزات پایه بر تولید ناخالص داخلی ایران می‌تواند از این مطالعات باشد.

منابع

- تشکینی، احمد (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک microfit*. تهران: انتشارات موسسه فرهنگی هنری دیباگران.
- تقوی، مهدی، آزادمهر، کهرام، سلاطین، پروانه (۱۳۸۶). بررسی سهم تغییرات رابطه مبادله بر بی‌ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۵-۵۰.
- جمالی، لیلا، خداپرست شیرازی، جلیل (۱۳۹۸). بررسی تأثیر شوک‌های جهانی قیمت نفت خام و قیمت طلا بر بازار سهام ایران. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*.
- غلامی، کریمه (۱۳۹۷). *بررسی اثر شوک‌های قیمت جهانی نفت و فلزات اساسی بر بازده سهام صنایع مرتبط با کالاهای پایه در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه صنعتی شریف.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]

- قربان‌زاده منصور (۱۳۹۳). بررسی رابطه مبادله بازرگانی و سیر تغییرات آن در ایران. *مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)*، شماره ۱۴، ۵۵-۷۶.
- نجات‌بخش، یوسف، رستگارپور، حامد (۱۳۹۸). اولویت‌بندی زمینه‌های سرمایه‌گذاری در بخش صنعت، معدن و تجارت استان تهران با استفاده از روش تاپسیس فازی. *کنفرانس بین‌المللی اقتصاد، مدیریت و حسابداری.*
- نونژاد، مسعود، روشن قیاس، مهدی (۱۳۹۱). اثر رابطه مبادله و تلاطم آن بر رشد اقتصادی ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۴۶، ۱۸۳-۲۰۰.
- Adler, G., Magud, N. E., & Werner, A. (2018).Terms-of-trade cycles and external adjustment. *International Review of Economics & Finance*, 54, 103-122.
- Coudert, V., Couharde, C., & Mignon, V. (2015). On the impact of volatility on the real exchange rate–terms of trade nexus: Revisiting commodity currencies. *Journal of International Money and Finance*, 58, 110-127.
- Jibril, H., Chaudhuri, K., & Mohaddes, K. (2019). Asymmetric oil prices and trade imbalances: Does the source of the oil shock matter? *Energy Policy*, 111100.
- Pradhan, B. K., Ghosh, J., Yao, Y.-F., & Liang, Q.-M. (2017). Carbon pricing and terms of trade effects for China and India: A general equilibrium analysis. *Economic Modelling*, 63, 60–74
- Nanovsky, S. (2019). The impact of oil prices on trade. *Review of international economics*, 27 (1), 431-447.
- Song, W., Huang, J., Zhong, M., & Wen, F. (2019). The impacts of nonferrous metal price shocks on the macroeconomy in China from the perspective of resource security. *Journal of Cleaner Production*, 213, 688–699

[Downloaded from ejip.ir on 2026-06-18]