سال هشتم، شماره ۲۹، بهار ۱۳۹۹، صفحات ۱۰۹–۸۵

بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تجارت دو جانبه: مطالعه موردی ایران و چین

سید حمیدرضا ذاکری
کارشناس ارشد دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران
Hamidzakeri.hz@gmail.com

سعید میرزا محمدی
استادیار دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران
mirzamohammadi@iust.ac.ir

با توجه به اینکه چین در طی سال‌های اخیر به بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران تبدیل شده است، پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز حقیقی دوطرفه، بر رابطه تجاری کشورهای ایران و چین طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۶ انجام پذیرفته است. برای بررسی این رابطه، داده‌های تجاری در بخش‌های صادرات و واردات، به ۱۵ بخش عمده کالایی تقسیم شده‌اند و همچنین برای تحلیل از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد در بلندمدت نوسانات ارزی تأثیری بر صادرات ایران به چین در گروه‌های کالایی که سهم عمده‌ای از صادرات را تشکیل می‌دهند (مواد شیمیایی و تولیدات معدنی) نداشته است؛ اما در گروه‌های کالایی که سهم کمتری از صادرات داشته‌اند (سنگ و شیشه و ...)، این تأثیر منفی بوده است. در بخش واردات بلندمدت، نوسانات ارزی سبب افزایش واردات ایران در گروه‌های کالایی شده است که سهم عمده‌ای از صادرات چین به ایران (ماشینی و الکتریکی) را تشکیل می‌دهند. در رابطه با اثرات کوتاه‌مدت نوسانات ارزی، نتایج به‌دست‌آمده افزایش در گروه‌های کالایی وارداتی و کاهش در اکثر گروه‌های کالایی صادراتی را نشان می‌دهد. نتیجه اینکه، نوسانات ارزی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مزیتی برای ایران در تجارت با کشور چین به وجود نمی‌آورد.

طبقه‌بندی JEL: F12 - F14 - F31
واژگان کلیدی: الگوی ARDL، تجارت دوجانبه، نوسانات ارزی، کد HS

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۲۰

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

۱. مقدمه

دو کشور ایران و چین در زمینه تجاری روابط عمیقی با یکدیگر دارند؛ به طوری که بر اساس آمار سازمان توسعه تجارت، در سال (۱۳۹۷) چین با ۱۹ میلیارد و ۵۳۳ میلیون دلار مبادله تجاری (صادرات و واردات)، بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران محسوب می‌شود. همان‌طور که در شکل (۱) مشاهده می‌شود، در طی یک دهه گذشته سهم واردات از کشور چین دائماً در حال افزایش بوده است. با دریافتن این موضوع که کشور چین سال‌هاست به بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران تبدیل شده است، این سؤال پیش می‌آید که چه عواملی می‌توانند بر سطح تجاری این دو کشور تأثیر بگذارند و این تأثیرات به چه نحوی است.

سیاست‌گذاران اقتصادی برای ایجاد مزیت رقابتی در کالاهای داخلی و کاهش کسری تجاری، مجبورند بهره‌وری را در صنایع مختلف افزایش دهند و یا ارزش پول ملی را کاهش دهند. از آنجایی که افزایش بهره‌وری یک فرآیند زمان‌بر و دشوار است، سیاست‌گذاران غالباً هنگامی که در تنگنا قرار می‌گیرند اقدام به کاهش ارزش پول می‌کنند؛ اما این کاهش‌های پی‌درپی ارزش پولی طی سالیان متمادی چه تأثیری بر اقتصاد ایران داشته است؟ آیا این نوسانات ارزی توانسته است به تغییر الگوی تجاری ایران و چین بیانجامد؟

بررسی اثر نوسانات ارزی بر کل صادرات و واردات نمی‌تواند اطلاعات زیادی را در اختیار سیاست‌گذاران اقتصادی بگذارد؛ اما دانستن تأثیرات نوسانات ارزی بر روی گروه‌های مختلف کالایی دید بسیار مناسبی به سیاست‌گذاران تجاری می‌دهد. می‌توان گفت که هر گروه کالایی نماینده یک صنعت خاص است. هنگامی‌که سیاست‌گذار واکنش هر گروه کالایی را نسبت به نوسانات ارزی بداند، می‌تواند در هنگام نوسانات راهبرد مناسبی برای کوتاه‌مدت و بلندمدت اتخاذ کند و از آنجایی که کسری تجاری ایران با چین رقم قابل توجهی است، اتخاذ سیاست مناسب به معنی کاهش این کسری است.

در بررسی‌های اولیه که روی تجارت دو کشور انجام می‌پذیرفت معمولاً مدل‌های جاذبه استفاده می‌شد که معلوم شد علی‌رغم وجود متغیرهای توضیحی فراوان، توانایی لازم برای توضیح

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

تغییرات تجاری را ندارند. در رابطه با بررسی نوسانات تجاری میان کشورها، ابتدا تحلیل‌ها به این صورت بود که تغییرات در یک عامل توضیحی چه تأثیری بر کل صادرات و واردات یک کشور دارد. اما به مرور زمان مشخص شد که بررسی رابطه تجاری بین دو کشور (رابطه دوطرفه) می‌تواند اطلاعات دقیق‌تری به ما بدهد و اینکه لزوماً یک عامل توضیحی نمی‌تواند روی تمامی کالاها تأثیر یکسانی بگذارد و ممکن است تأثیرات متغیرهای توضیحی روی هر گروه کالایی متفاوت باشد. هرچقدر جریان تجاری بین دو کشور به بخش‌های دقیق‌تری تجزیه شود، می‌تواند گویای اطلاعات بیشتری باشد و به ما بگوید که متغیرهای توضیحی روی کدام گروه از کالاها مؤثر هستند (بهمنی اسکویی و هگرتی، ۲۰۰۷[1]).

۲. مبانی نظری

بعد از فروپاشی سیستم برتن‌وودز[2] در سال (۱۹۷۳) قیمت نسبی پول‌های مختلف شروع به نوسان کرد. این نوسانات سبب به وجود آمدن عدم قطعیت در تجارت می‌شود و حتی می‌تواند سبب تغییرات در حجم تجارت بین‌المللی شود. در رابطه با تأثیر نوسانات نرخ ارز بر روی تجارت نگاه‌های متفاوتی وجود دارد. یکی از تئوری‌هایی که در رابطه با تأثیرات نوسانات نرخ ارز بر روی تجارت وجود دارد، تئوری هزینه مبادله است که بیان می‌کند یکی از انواع هزینه در معاملات، هزینه ریسک است. هرچقدر این هزینه بالاتر باشد، تمایل تجار به تجارت کاهش پیدا می‌کند. اثیر (۱۹۷۳)[3] این موضوع را مطرح می‌کند که اگر تجار نسبت به نرخ تبدیل دارایی‌شان مطمئن نباشند حجم تجارت کاهش خواهد یافت. کلارک (۱۹۷۳)[4] این فرض را مطرح کرد که افزایش ریسک‌گریزی در بین تجار می‌تواند سبب کاهش حجم تجارت شود. با این حال تئوری‌هایی هستند که نشان می‌دهند افزایش نوسانات نرخ ارز ممکن است اثری مثبت بر تجارت داشته باشد و

1. M. Bahmani-Oskooee and Hegerty
2. Bretton Woods System
3. Ethier
4. Clark

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

سبب افزایش حجم تجارت شود. فیانا و دفریس (۱۹۹۲) [1] به این نکته اشاره کردند که از آنجایی که شرایط ریسک برای صادرکننده و واردکننده کاملاً با یکدیگر متضاد است در صورت ایجاد نوسانات ارزی، تنها یک طرف معامله ضرر خواهد کرد. فرانک و فایننس (۱۹۹۱)[2] نشان می‌دهند که در یک شرایط عمومی (حالتی که تمامی ارزها در مقابل یک ارز دچار افزایش ارزش شوند) یک بنگاه می‌تواند سودآوری داشته باشد و صادرات خود را دائماً افزایش دهد. سرکو و همکاران (۱۹۹۲)[3] این تئوری را مطرح کردند که افزایش در نوسانات سبب افزایش در ارزش صادرات می‌شود و مشوق صادرات است.

در رابطه با نحوه اثرگذاری نوسانات ارزی بر روی قیمت‌های داخلی گلدبرگ و ندر (۱۹۹۶)[4] در مقاله‌ای با نام «درصد تغییر قیمت واردات، در نتیجه یک درصد تغییر در نرخ ارز بین کشور صادرکننده و واردکننده» به این موضوع پرداختند. آن‌ها بیان کردند که اگر میزان تغییر نرخ ارز به طور یک به یک به قیمت واردات منتقل شود، اثر انتقال کامل و اگر کمتر از یک باشد، اثر انتقال ناقص است. البته مطالعات انجام شده حاکی از این است که انتقال تغییرات نرخ ارز به سطح قیمت‌ها هیچ‌گاه به طور کامل انجام نمی‌پذیرد (میهایک و کلو، ۲۰۰۱)[5]. در همین رابطه، خوشبخت و همکاران، (۲۰۰۷) نشان دادند که انتقال تغییرات نرخ ارز به سطح قیمت‌ها در ایران هم به طور کامل انجام نمی‌پذیرد.

تأثیرات نوسانات نرخ ارز بر قیمت‌ها به صورت مستقیم و غیرمستقیم است. در حالت مستقیم، با کاهش ارزش پول ملی قیمت کالاهای وارداتی اعم از کالاهای نهایی و واسطه افزایش خواهد یافت؛ اما در اثر غیرمستقیم، اثر نوسانات ارزی به مزیت‌دار شدن کالاهای داخلی در بازارهای بین‌المللی ارتباط دارد. تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای

1. Viaene and De Vries
2. Franke and Finance
3. Sercu, Vanhulle, and Finance
4. Goldberg and Knetter
5. Mihaljek and Klau

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

مصرف‌کنندگان خارجی می‌شود، همین امر سبب افزایش تقاضا و ایجاد مازاد تقاضا در بازار می‌شود. از آنجایی که در کوتاه‌مدت سطح دستمزدهای اسمی تغییر نمی‌کند، درنتیجه هزینه‌ها در کوتاه‌مدت کاهش یافته و سطح تولید افزایش می‌یابد. اما در بلندمدت با تعدیل دستمزدها به سطح اولیه، هزینه‌های تولید افزایش یافته و درنتیجه تولید کاهش می‌یابد؛ بنابراین کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت سبب افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها و در کوتاه‌مدت سبب افزایش تولید می‌شود (هافنر و شرودر، ۲۰۰۲)[1].

۳. پیشینه تحقیق

از جمله اولین کسانی که بر روی موضوع تأثیر نوسانات نرخ ارز روی تجارت کار کردند، اختر و هیلتون (۱۹۸۴)[2] بودند که از یک مدل تأخیری استفاده کردند. استفاده از تأخیر در متغیرهای توضیحی اجازه نمایش تأثیرات تأخیری را به مدل می‌دهد. آن‌ها در این پژوهش از داده‌های فصلی بین سال‌های (۱۹۷۴) تا (۱۹۸۱) بین کشورهای آلمان و آمریکا استفاده کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که نوسانات ارزی اثری منفی بر روی صادرات و واردات آلمان و واردات آمریکا داشته است. گوتور (۱۹۸۵)[3] بلافاصله این نتایج را به چالش کشید. او در سال (۱۹۸۵) به بررسی پنج کشور آلمان، آمریکا، ژاپن، فرانسه و انگلستان پرداخت، اما به نتایجی متفاوت نسبت به اختر و هیلتون (۱۹۸۴) رسید. نتایج گوتور (۱۹۸۵) حاکی از این بود که افزایش نوسانات ارزی روی صادرات و واردات آلمان تأثیر منفی داشته و روی صادرات ژاپن تأثیری مثبت گذاشته است؛ اما بر روی جریان تجارت سایر کشورها تأثیر قابل توجهی نداشته است. درباره اینکه این تفاوت‌ها از کجا ناشی می‌شوند، گوتور (۱۹۸۵) اذعان داشت که اختر و هیلتون از روش کوکران- اورکات برای رفع خودهمبستگی استفاده کرده‌اند؛ در حالی که در بسیاری از این موارد نیازی به استفاده از

1. Hüfner and Schröder
2. Akhtar and Hilton
3. Gotur

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

این روش نبوده است. گوتور تنها در جاهایی از این روش استفاده کرد که آماره دوربین واتسون[1] نیاز به استفاده از آن را تأیید می‌کرد. همچنین گوتور تعریف دیگری از نرخ ارز مؤثر برای تعریف نوسانات ارز استفاده کرد و درنتیجه بسیاری از نتایج کارهای گوتور بی‌معنی شدند.

بهمنی و پایسته (۱۹۹۳)[2] با نگاه به کشورهای کمتر توسعه‌یافته به بررسی کشورهای کره، پاکستان، فیلیپین، سنگاپور و آفریقای جنوبی طی دوره (۱۹۷۳-۱۹۹۰) پرداختند. در این مقاله جریان تجارت تابعی از درآمد، قیمت‌های نسبی و نیز نوسانات ارزی (حاصل انحراف معیار درصد تغییرات در (REER[3])) در نظر گرفته شد. آن‌ها دریافتند که هیچ رابطه بلندمدتی میان جریان تجاری و نوسانات ارزی وجود ندارد. از آنجایی که بهمنی قانع نشده بود، در سال (۱۹۹۶) همان کشورهایی که در سال (۱۹۹۳) مورد بررسی قرار داده بود را بار دیگر بررسی کرد؛ اما به جای بررسی داده‌ها در سطح، داده‌ها را به صورت لگاریتمی ارزیابی کرد و همچنین از روش هم‌جمعی ژوهانسون استفاده کرد. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از تأثیر منفی بلندمدت نوسانات ارزی بر روی صادرات و واردات بود (بهمنی اسکویی، ۱۹۹۶). بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) با استفاده از روش ژوهانسون تأثیر نوسانات نرخ ارز را بر روی صادرات و واردات ایران با استفاده از داده‌های بازار سیاه ارز مورد بررسی قرار داد که نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی نوسانات نرخ ارز روی جریان تجاری ایران بود.

بردین و همکاران (۲۰۰۳)[4] صادرات ایرلند به اتحادیه اروپا را با روش هم‌جمعی انگل گرنجر طی دوره (۳: ۱۹۷۸–۴: ۱۹۹۸) مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در این مقاله از انحراف معیار میانگین متحرک به عنوان نماینده نوسانات ارزی استفاده کردند. این پژوهشگران کالاهای تجاری را بر اساس اولین دیجیت سیستم طبقه‌بندی SITC به سه بخش کالایی ۰-۴، ۵-۸، ۰-۸ تقسیم کردند. نویسنده به این نکته توجه داشت که بخش گروه‌های کالایی ۵-۸ بیشتر تحت تأثیر

1. Durbin Watson
2. M. Bahmani-Oskooee and Payesteh
3. Real Effective Exchange Rate
4. Bredin, Fountas, and Murphy

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

شرکت‌های چندملیتی (MNCs) [1] هستند. نتایج حاصل‌شده حاکی از مثبت بودن تأثیرات نوسانات ارزی بر صادرات ایرلند است. نویسنده این فرض را مطرح کرد که دلیل این مسئله سود انتظاری کارخانه‌ها است.

در کاری که رجبیان و سلیمی‌فر (۲۰۱۶) با استفاده از الگوی ARDL در رابطه با تأثیرات نرخ ارز روی تجارت ایران و ترکیه طی دوره (۱۳۵۹- ۱۳۹۱) انجام دادند، مشخص شد که در کوتاه‌مدت سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند به عنوان یک سیاست تأثیرگذار در بهبود بخشیدن به روند تراز تجارت غیرنفتی ایران و ترکیه مورد استفاده سیاست‌گذاران واقع شود؛ اما در بلندمدت ارتباط معناداری بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری مشاهده نشد.

در کاری که کوچک‌زاده و اسفندآبادی (۲۰۱۳) با عنوان تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران انجام دادند، مشخص کردند که گسترش عدم‌اطمینان نرخ ارز موجب خروج صادرکنندگان از بخش‌های صادراتی و کاهش صادرات غیرنفتی می‌شود.

یکی از جامع‌ترین مطالعات در این زمینه توسط بهمنی اسکویی (۲۰۱۴) انجام شده است که در آن به بررسی رابطه تجاری دوجانبه میان آمریکا و اسپانیا پرداخته است. در این بررسی داده‌های تجاری صادرات و واردات به ۱۳۱ بخش تجزیه شده‌اند و از مدل ARDL برای تحلیل آن استفاده شده است. در این مقاله مقدار تجارت هر بخش کالایی تابعی از نرخ ارز حقیقی دوطرفه، تولید ناخالص ملی و نوسان نرخ ارز (انحراف معیار نرخ رشد ماهانه) در نظر گرفته شده است. از آنجایی که در این پژوهش از روش ARDL استفاده شده است، نویسنده نیازی به گرفتن آزمون‌های پایایی ندیده و دلیل آن را اینگونه بیان می‌کند که اگر در آزمون هم‌جمعی ARDL، خروجی بالای باند I(1) قرار گیرد، نشان‌دهنده وجود یک بردار هم‌جمعی در بلندمدت بوده و دیگر نیازی به بررسی پایایی داده‌ها نیست. بر طبق نتایج این پژوهش نوسانات می‌توانند هم سبب افزایش و هم سبب کاهش تجارت شوند و این بستگی به کالا دارد. از دیگر نتایج مطالعه این بود که نوسانات ارزی

1. Multinational Corporation

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

تنها بر روی بخشی از کالاها تأثیر گذاشته است و این تأثیر بیشتر روی بخش صادراتی بوده تا وارداتی. در عین حال مشخص شد که نوسانات ارزی تأثیر مشخصی بر روی کالاهای بادوام یا بی‌دوام نداشته‌اند، اما صنایع کوچک و یا کالاهای خاص بیشتر از سایر کالاها به نوسانات ارزی واکنش نشان داده‌اند.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی وجود منحنی J در رابطه تجاری میان ایران و چین طی دوره ۱۹۹۲ الی ۲۰۱۶ پرداختند که نتایج به دست آمده حاکی از عدم وجود منحنی J در رابطه تجاری ایران و چین بود. بدین معنی که با کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت تراز تجاری میان دو کشور کاهشی را نشان نمی‌دهد؛ البته بایستی خاطر نشان کرد که این نتایج با استفاده از بررسی تراز کلی تجاری به دست آمده است و نمی‌تواند ادعا کرد که کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت روی هیچ یک از گروه‌های کالایی تأثیری نمی‌گذارد.

بهمنی اسکویی و کانی‌پانگ (۲۰۱۹) به بررسی اثرات نامتقارن (منحنی J) نرخ ارز بر روی تجارت دو کشور چین و تایلند در ۴۵ صنعت پرداختند. شواهد به‌دست‌آمده حاکی از تأیید اثرات نامتقارن نرخ ارز بر روی ۲۷ صنعت در کوتاه‌مدت و ۱۵ صنعت در بلندمدت است. همچنین آن‌ها دریافتند که به واسطه کاهش ارزش پول ملی تایلند (بات)[1] در مقابل یوآن چین چهار صنعت وضعیت بهتری پیدا می‌کنند و به واسطه افزایش ارزش پول ملی شش صنعت صدمه می‌بینند.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

مطالعه حاضر به بررسی تأثیر نوسانات ارزی بر روی تجارت دوجانبه ایران و چین در بخش‌های مختلف کالایی می‌پردازد[2]. در این پژوهش کالاها بر اساس دو رقم اول کدهای HS به ۱۵ بخش، به ترتیبی که در جدول (۱) ذکر شد، تقسیم بندی شده‌اند. درباره کدهای HS بایستی گفت که ساختار آن‌ها معمولاً با شش رقم مشخص می‌شود که دو رقم اول مشخص‌کننده فصل و شاخه

1. Baht

۲. دوره زمانی مورد بررسی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۶ و منبع داده‌های تجاری گمرک جمهوری اسلامی ایران است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

کلی محصول؛ دو رقم دوم نشان‌دهنده عناوین و بخش‌های هر فصل؛ و دو رقم سوم نشان‌دهنده زیرعنوان‌ها[1] است.

جدول ۱. دسته‌بندی کالاها بر اساس دو کد اولیه سیستم HS

کد	گروه کالایی
۰۱ الی ۰۵	حیوانات و تولیدات حیوانی
۰۶ الی ۱۵	تولیدات گیاهی
۱۶ الی ۲۴	مواد غذایی
۲۵ الی ۲۷	تولیدات معدنی
۲۸ الی ۳۸	صنایع شیمیایی و وابسته
۳۹ الی ۴۰	پلاستیک / کائوچو
۴۱ الی ۴۳	پوست دباغی نشده، پوست، چرم و خز
۴۴ الی ۴۹	چوب و محصولات چوبی
۵۰ الی ۶۳	الیاف
۶۴ الی ۶۷	پاپوش / کلاه و سرپوش
۶۸ الی ۷۱	سنگ / شیشه
۷۲ الی ۸۳	مواد فلزی
۸۴ الی ۸۵	ماشینی / الکتریکی
۸۶ الی ۸۹	حمل و نقل
۹۰ الی ۹۷	متفرقه

در این مقاله سعی شده تأثیر نوسانات ارزی بر روی تمامی گروه‌های ذکر شده بررسی شود. با توجه به بررسی سابقه مطالعات و سیر تحولات، پیشنهاد می‌شود در این قسمت از مدل بهمنی اسکویی استفاده شود؛ زیرا توانایی توضیح‌دهندگی بالایی دارد و همچنین اثرات نرخ ارز حقیقی و نوسانات ارزی را به صورت هم‌زمان مورد بررسی قرار می‌دهد. در این مدل، صادرات و واردات تابعی از نوسانات نرخ ارز حقیقی (VOL)، نرخ ارز حقیقی دوطرفه (REX) و تولید ناخالص ملی (Y) هستند.

1. Subheading

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

معادله (۱):

$$F = \alpha + (\beta_1)Y_t + (\beta_2)REX_t + (\beta_3)VOL_t + \varepsilon$$

تولید ناخالص ملی (Y):

اطلاعات مورد نیاز ما در این قسمت میزان GDP ایران و چین بود که از داده‌های بانک جهانی استفاده شد (مقادیر بر اساس ثابت ۲۰۱۰ هستند).

نرخ ارز حقیقی دوطرفه (REX):

در رابطه با به دست آوردن نرخ ارز حقیقی دوطرفه، روش رایجی که تقریباً در تمامی مقالات ارائه شده به صورت زیر است. این روش در مقاله بهمنی اسکویی و هالیک اوغلو (۲۰۱۷)[1] و بسیاری دیگر از مقالات در زمینه تجارت دوجانبه به کار رفته است.

معادله (۲):

$$REX = \left(\frac{\frac{\text{ریال}}{\text{دلار}}}{\frac{\text{یوآن}}{\text{دلار}}}\right) \times \frac{CPI(china)}{CPI(iran)}$$

در این جا CPI نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت‌ها در هر کشور است. برای مثال افزایش ریال در مقابل یوآن سبب افزایش در بخش اول معادله می‌شود، اما تغییرات در بخش دوم سبب تعدیل و کاهش آن خواهند شد.

نوسان نرخ ارز حقیقی دوطرفه (VOL):

برای نوسانات ارز پراکسی‌های متفاوتی از جمله روش GARCH را می‌توان در نظر گرفت، اما با توجه به بررسی جامعی که توسط بهمنی اسکویی و هگرتی (۲۰۰۷) انجام پذیرفت مشخص شد که نمی‌توان مزیتی برای هیچ‌یک از پراکسی‌های نوسانات ارز نسبت به سایرین قائل شد. با توجه به سایر مقالات و ادبیات موضوع در اینجا ما از انحراف معیار رشد نرخ ارز حقیقی دوطرفه ایران و چین طی ۱۲ ماه به عنوان پراکسی نوسانات نرخ ارز در هر سال استفاده کرده‌ایم.

[1] M. Bahmani-Oskooee and F. Halicioglu

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

معادله (۳):

$$\text{REX (بر اساس داده های ماهانه)} = \left(\frac{\frac{\text{ریال}}{\text{دلار}}}{\frac{\text{یوآن}}{\text{دلار}}}\right) \times \frac{CPI(china)}{CPI(iran)}$$

از آنجایی که هدف ما بررسی هم‌زمان تأثیرات نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت است، الگوی ARDL با توجه به مقاله پسران و همکاران (۲۰۰۱)[1] می‌تواند بسیار مفید باشد. معادلات ما در بخش صادرات و واردات به ترتیب زیر است:

معادله (۴):

$$\Delta \log X_{I,t} = a_i + \sum_{j=1}^{n1} b_j \Delta \log X_{I,t-j} + \sum_{j=0}^{n2} c_j \Delta \log \dot{Y}_{t-j}^{china} + \sum_{j=0}^{n3} d_j \Delta \log REX_{t-j} + \sum_{j=0}^{n4} e_j \Delta \log VOL_{t-j} + \lambda_1 \log x_{i,t-1} + \lambda_2 \log \dot{Y}_{t-1}^{china} + \lambda_3 \log REX_{t-1} + \lambda_4 \log VOL_{t-1} + v_{i,t}$$

معادله (۵):

$$\Delta \log M_{i,t} = a_i + \sum_{j=1}^{n1} b_j \Delta \log M_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n2} c_j \Delta \log Y_{t-j}^{iran} + \sum_{j=0}^{n3} d_j \Delta \log REX_{t-j} + \sum_{j=0}^{n4} e_j \Delta \log VOL_{t-j} + \lambda_1 \log x_{i,t-1} + \lambda_2 \log Y_{t-1}^{iran} + \lambda_3 \log REX_{t-1} + \lambda_4 \log VOL_{t-1} + v_{i,t}$$

معادلات (۴) و (۵) مدل‌های تصحیح خطایی هستند که شامل دینامیک کوتاه‌مدت برای تخمین اثرات طولانی مدت هستند. ماکزیمم تأخیر n در مدل بالا بر اساس معیار اطلاعات شوارتز بیان شده است.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۵-۱. پایایی

با توجه به مقاله پسران و همکاران (۲۰۰۱) بایستی تمامی متغیرهای موجود دارای پایایی از درجه I(0) و I(1) باشند. هرچند در مقالاتی همچون بهمنی و همکاران (۲۰۱۸) ، بهمنی و هالیک اوغلو

[1] Pesaran, Shin, and Smith

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

(۲۰۱۷) ، بیک (۲۰۱۳)[1] به این نکته اشاره شده است که هنگام استفاده از آزمون باندی ARDL نیازی به آزمون پایایی نیست. در رابطه با پایایی داده‌ها تنها متغیری که در مرتبه I(0) و I(1) پایا نشد، تولید ناخالص داخلی چین بود که به ناچار از نرخ رشد این متغیر استفاده شد (جدول ۱ پیوست).

۵-۲. آزمون خودهمبستگی و ثبات ضرایب

در این قسمت لازم است تا متغیرها را از لحاظ خودهمبستگی و ثبات ضرایب مورد بررسی قرار دهیم. خودهمبستگی به وسیله آزمون LM و آزمون ثبات ضرایب به وسیله آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نهایت تنها تغییری که وارد شد به خاطر وجود خودهمبستگی لگاریتم واردات فلزات بود که با تغییر حداکثر تأخیرها از ۴ مرتبه به ۳ مرتبه رفع شد (جدول ۲ و ۳ پیوست).

۵-۳. نتایج آزمون هم‌جمعی

در این بخش به بررسی وجود هم‌جمعی در تمامی گروه‌های کالایی پرداخته می‌شود. برای این کار سه فیلتر وجود دارد، در فیلتر اول با استفاده از آماره F مشخص می‌شود که آیا هم‌جمعی وجود دارد یا خیر[2]؛ در این جا اگر خروجی بیشتر از مقدار باند بالایی قرار گیرد، نشان‌دهنده وجود هم‌جمعی و در صورتی که زیر باند پایینی قرار گیرد، نشان‌دهنده عدم وجود هم‌جمعی است. فیلتر بعدی آزمون (t) باند است، این آزمون مشخص می‌کند که آیا می‌توان به ضرایب بلندمدت اطمینان کرد یا خیر[3]. فرض H_0 در آزمون (t) و (F) عدم وجود هم‌جمعی است.

1 Baek

۲. باند ما در این جا براساس احتمال ۱۰٪ است و از همین رو باند بالایی برابر با ۳.۷۷ و باند پایینی برابر با ۲.۷۲ است. (sample:22 , k =3)

۳. قدر مطلق خروجی آزمون t باند نیز بایستی بالاتر از قدر مطلق باند بالایی قرار گیرد تا اعتبار همجمعی ثابت گردد. بر اساس احتمال ۱۰٪ باند های این آزمون مقادیر ۳.۴۶- و ۲.۵۷- هستند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

در مواردی که آماره t و F و یا یکی از این دو آماره بین دو باند قرار گیرد، وجود رابطه هم‌جمعی در آن گروه کالایی مبهم است. در این حالت جواب را به فیلتر سوم، یعنی آزمون ECM می‌سپاریم؛ بدین معنی که اگر خروجی ECM کمتر از (۰/۵-) بود وجود هم‌جمعی تأیید می‌شود. البته بایستی به این نکته اشاره کرد که (۰/۵-) عددی است که در این پژوهش به عنوان معیار انتخاب شده است و انتخاب این عدد می‌تواند برای سایر محققین بزرگ‌تر یا کوچک‌تر باشد (جدول ۴ پیوست).

٦. نتیجه‌گیری

٦-١. صادرات (بلندمدت) (جدول ۵ پیوست)

در بخش صادرات ایران به کشور چین بخش‌های کالایی: گیاه و تولیدات گیاهی، پلاستیک و کائوچو، چوب و محصولات چوبی، سنگ و شیشه، حمل و نقل و متفرقه جزو دسته کالاهایی بودند که دارای رابطه هم‌جمعی معناداری بودند و در بلندمدت قابل تحلیل هستند.

نتایج حاصل شده نشان می‌دهد متغیر نرخ ارز حقیقی دوطرفه (REX) در بلندمدت، غالباً مثبت و معنی‌دار و منطبق با تئوری است (به جز بخش سنگ و شیشه که در سطح ۱۰ درصد هم بی‌معنی شد). این نتیجه نشان می‌دهد، افزایش نرخ ارز حقیقی، تأثیر مثبتی بر صادرات بخش‌های کالایی مذکور داشته است؛ اما با توجه به شکل (۲) پیوست، بایستی به این نکته توجه کرد که این تأثیرگذاری به جز بخش مواد پلاستیکی، اکثراً در بخش کالاهایی است که در آن‌ها جریان تجاری چندانی با چین وجود ندارد و در کل درصد کوچکی از ارزش صادرات ایران به چین را در بر می‌گیرد.

نتایج نشان می‌دهد تأثیر نوسانات نرخ ارز بر حجم صادرات ایران به چین در گروه‌های کالایی (گیاهی، پلاستیک و کائوچو، چوب و محصولات چوبی، سنگ و شیشه، متفرقه) منفی است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

با توجه به شکل (۲) پیوست، طی سال‌های ۱۳۷۱ الی ۱۳۹۶ تقریباً ۷۰ درصد از صادرات ایران به کشور چین را تولیدات معدنی و شیمیایی تشکیل داده‌اند، با این حال هیچ یک از این دو گروه کالایی تحت تأثیر نرخ ارز حقیقی و نوسانات ارزی قرار نمی‌گیرند. با توجه به اینکه گروه‌های کالایی تولیدات معدنی و تولیدات شیمیایی عمدتاً خام و واسطه‌ای هستند و بزرگ‌ترین خریدار این نوع کالاها کشور چین است، می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری کرد که قراردادهایی که در این حوزه‌ها بسته می‌شود عمدتاً به صورت سلف و مستقل از نرخ ارز و نوسانات آن است.

جدول ۲. گروه‌های صادراتی که نوسانات ارزی در بلندمدت روی آن‌ها تأثیر داشته است
(اعداد بالایی ضرایب و اعداد پایین احتمال آماره t هستند).

صادرات	LOG (REX)	LOG(نوسانات ارزی)	LOG (grows GDP china)
متغیرهایی که در بلندمدت نوسانات ارزی تأثیر منفی بر آن‌ها داشته است			
گیاهان و تولیدات گیاهی	۳/۵۸ ۰/۰۰	-۲/۹۲ ۰/۰۰	-۳/۴۳ ۰/۰۴
مواد پلاستیکی وکائوچو	۷/۰۵ ۰/۰۰	-۰/۹ ۰/۰۶	-۱۱/۸۴ ۰/۰۰
چوب و محصولات چوبی	۱۳/۵۷ ۰/۰۰	-۳/۳۵ ۰/۰۰	-۷/۴۹ ۰/۰۱
سنگ و شیشه	۰/۲ ۰/۵	-۰/۹ ۰/۰۰	-۲/۰۵ ۰/۰۰
متفرقه	۶/۲۹ ۰/۰۰	-۴/۴۹ ۰/۰۰	-۶/۹ ۰/۰۰
متغیرهایی که در بلندمدت نوسانات ارزی تأثیری بر آن‌ها نداشته است			
حمل و نقل	۲۱/۷ ۰/۰۰	۰/۳۲ ۰/۸۴	-۵/۵۲ ۰/۱۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٦-۲. واردات بلندمدت (جدول ٤ پیوست)

در بخش واردات گروه‌های کالایی (حیوانات، گیاهان، موادغذایی، پلاستیک و کائوچو، کلاه و کفش، فلزات، الکتریکی و ماشینی و متفرقه) هم‌جمعی در آن‌ها معنی‌دار شد. شایان ذکر است تعداد گروه‌های کالایی که هم‌جمعی آن‌ها در بخش واردات اثبات شد، بیشتر از بخش صادرات

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

است و با توجه به متغیرهای توضیحی ارائه شده در مدل، این موضوع نشان‌دهنده وابستگی بیشتر واردات به نرخ ارز و نوسانات ارزی در بلندمدت است. با توجه به نتایج جدول (۳) می‌توان گفت که ضرایب به دست آمده در بخش تولید ناخالص ملی ایران، کاملاً با تئوری سازگار بوده و همواره در بلندمدت افزایش تولید ناخالص ملی تأثیر مثبتی بر واردات ایران از چین در بخش‌های مذکور گذاشته است.

در چهار بخش فلزات، الکتریکی و ماشینی، گیاه وتولیدات گیاهی و پلاستیک و کائوچو نرخ ارز حقیقی دوطرفه (REX) بی‌معنی شده است؛ اما در سایر بخش‌ها REX غیرهمسو با تئوری نتیجه داده است؛ بدین معنا که با کاهش ارزش حقیقی پول ملی ایران در مقابل یوآن چین، واردات از چین به ایران افزایش یافته است. از همین رو می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری کرد که با کاهش ارزش پول ملی ایران تقاضا در گروه‌های کالایی (مواد غذایی، کفش و کلاه، حیوانات و تولیدات حیوانی) از بین نرفته است، بلکه به دلیل ارزان بودن کالاهای چینی (کیفیت پایین و داشتن مزیت در تولید) این تقاضای وارداتی در بلندمدت از سایر کشورها به کشور چین منتقل شده است. از دیگر عوامل به دست آمدن این نتیجه را می‌توان کاهش هزینه‌های تجارت ایران با چین دانست، بنابر پژوهشی که رجبی و مقدسی (۲۰۱۷) با عنوان (بررسی اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران) انجام داده‌اند به این نتیجه رسیده‌اند که ایران طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۰ بیشترین کاهش هزینه تجارت را با کشور چین داشته است.

در بلندمدت نوسانات ارزی روی گروه‌های کالایی (الکتریکی و ماشینی، حیوانات و تولیدات حیوانی، مواد غذایی و محصولات پلاستیکی و کائوچو و متفرقه) تأثیر مثبت گذاشته است و در بخش گیاه و تولیدات گیاهی این تأثیر منفی بوده است. در مجموع می‌توان گفت در بلندمدت تأثیر نوسانات در اکثر بخش‌های واردات مثبت بوده است. با توجه به شکل (۲) پیوست می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات ارزی روی گروه‌های کالایی اصلی وارداتی ایران از چین (بخش الکتریکی و مکانیکی و کالاهای متفرقه) اثر مثبت گذاشته‌اند و سبب افزایش واردات این گروه‌های کالایی شده‌اند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

جدول ۳. گروه های وارداتی که نوسانات در بلندمدت روی آن‌ها تأثیر داشته است
(اعداد بالایی ضرایب و اعداد پایین احتمال آماره t هستند).

واردات	LOG VOL	LOG (REX)	Y IRAN
متغیرهایی که در بلندمدت نوسانات تأثیر مثبت بر آن‌ها داشته است			
حیوانات و تولیدات حیوانی	۳/۵۹ ۰/۰۷	۴/۰۲ ۰/۰۹	۲۱/۳۴ ۰/۰۰
مواد غذایی	۱/۴۶ ۰/۰۰	۱/۶۳ ۰/۰۴	۱۰/۳۱ ۰/۰۰
پلاستیکی	۱/۲۴ ۰/۰۰	۰/۳۴ ۰/۳۳	۹/۳۹ ۰/۰۰
الکتریکی و ماشینی	۳/۴۸ ۰/۰۳	۰/۷۱ ۰/۲۵	۶/۵۲ ۰/۰۰
متفرقه	۱/۱۴ ۰/۰۰	۰/۳ ۰/۴۸	۹/۵۶ ۰/۰۰
متغیرهایی که در بلندمدت نوسانات تأثیر منفی بر آن‌ها داشته است			
گیاهان و تولیدان گیاهی	-۴/۱۲ ۰/۰۳	۲/۶۷ ۰/۱۳	-۰/۴۸ ۰.۸۶
متغیرهایی که در بلندمدت نوسانات تأثیری بر آن‌ها نداشته است			
کلاه و کفش	۱/۷۳ ۰/۳۲	۶/۹۴ ۰/۰۶	۱۴/۰۶ ۰/۰۲
فلزات	-۰/۱۵ ۰/۱۵	۰/۰۷ ۰/۷۴	۶/۸۷ ۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶-۳. نتایج کوتاه‌مدت

نتایج کوتاه‌مدت نشان‌دهنده تأثیرات نوسانات سال t-1 بر واردات و یا صادرات یک گروه کالایی در سال t است. الگوی تقریبی که در بخش واردات حاکم است بدین صورت است که غالباً ضریب به دست آمده عددی مثبت را نشان می‌دهد. شاید یکی از دلایل بروز این واکنش مثبت را

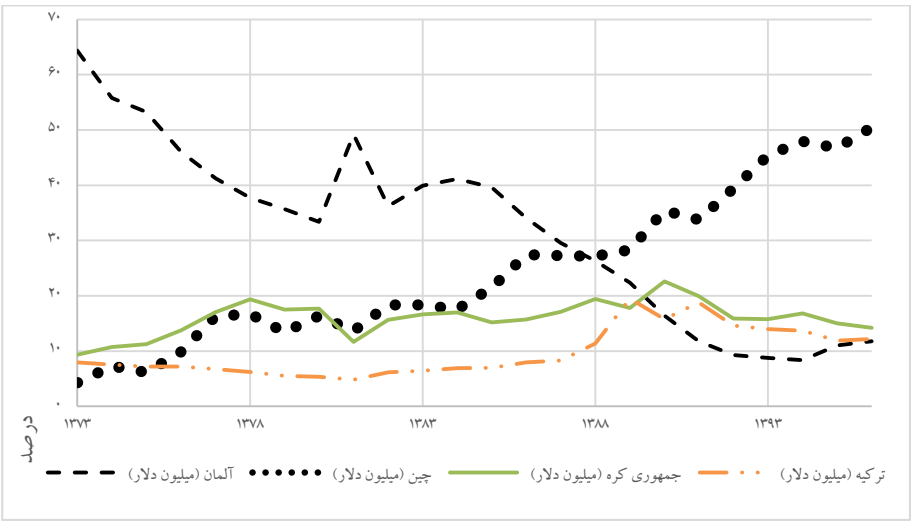
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

می‌توان رفتار مصرف‌کنندگان ایرانی دانست. همان‌طور که می‌دانید در نوسانات ارزی به وجود آمده در ایران مصرف‌کننده به دلیل اینکه این فرض ذهنی را دارد که افزایش نرخ ارز هیچ روند بازگشتی را نخواهد داشت؛ از همین رو سعی می‌کند تا با خرید بیشتر خود را از گزند افزایش قیمت‌ها مصون بدارد.

در رابطه با صادرات کوتاه‌مدت نیز به جز گروه کالایی پوست و متفرقه که تأثیر مثبتی از نوسانات ارزی پذیرفتند، سایر گروه‌های کالایی تأثیرات منفی پذیرفته‌اند که این شواهد نشان‌دهنده این موضوع است که در نوسانات ارزی، حتی در کوتاه‌مدت، کشور چین مقصد صادراتی خوبی برای اکثر گروه‌های کالایی نیست.

نهایتاً نتیجه‌گیری می‌شود، در بلندمدت نوسانات ارزی اثری مخرب بر صادرات ایران به چین داشته است. در حوزه واردات نیز نوسانات ارزی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت سبب افزایش واردات ایران در اکثر گروه‌های کالایی از چین شده است. این افزایش واردات را می‌توان نتیجه انتقال تقاضای وارداتی ایران از سایر کشورها به کشور چین دانست. مطابق شکل (۱) درصد سهم واردات از کشور چین دائماً افزایش داشته است.



مأخذ: بانک مرکزی

شکل ۱. درصد سهم تجاری ایران با ۴ کشور اصلی در بخش واردات (۱۳۷۳-۱۳۹۶)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

منابع

ابراهیمی، مریم؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ معمارنژاد، عباس و فرهاد غفاری (۱۳۹۷). «بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی». *اقتصاد مالی*. دوره ۱۲. شماره ۴۴. صص ۴۰-۲۱.

اعظم رجبیان و مصطفی سلیمی‌فر (۲۰۱۶). «تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی (مقایسه تجربه ایران و ترکیه)». *راهبرد اقتصادی*. دوره ۲۴. شماره ۷۷. صص ۲۹۴-۲۷۵.

خوشبخت، آمنه و محمد اخباری (۱۳۸۶). «بررسی فرآیند اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و واردات در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*. دوره ۷. شماره ۴. صص ۸۲-۵۱.

ژاله رجبی، میترا؛ مقدسی، رضا و محمدرضا اسلامی (۲۰۱۷). «بررسی اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران (مقایسه تجارت کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه)». *سیاست گذاری اقتصادی*. دوره ۹. شماره ۱۷. صص ۲۷-۱.

کوچک‌زاده، اسما و سید عبدالمجید جلایی اسفندآبادی (۲۰۱۳). «تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران». *فصلنامه علمی- پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. دوره ۵. شماره ۱۹. صص ۱۲۱-۱۳۵.

Akhtar, M. A., & Hilton, R. S. (1984). *Exchange rate uncertainty and international trade: Some conceptual issues and new estimates for Germany and the United States*: Federal Reserve Bank.

Baek, J. (2013). "Does the exchange rate matter to bilateral trade between Korea and Japan? Evidence from commodity trade data". *Economic Modelling*, Vol. 30, PP. 856-862.

Bahmani-Oskooee, M., Gelan, A. J. E. A., & Policy. (2018). "Exchange-rate volatility and international trade performance: Evidence from 12 African countries". Vol. 58, PP. 14-21.

Bahmani-Oskooee, M., & Halicioglu, F. (2017). Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances. *Economic Systems*, Vol. 41(2), PP. 279-296.

Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H., & Hegerty, S. (2014). "Exchange rate volatility and Spanish-American commodity trade flows". Vol. 38(2), PP. 243-260.

Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. (2007). "Exchange rate volatility and trade flows: a review article". Vol. 34(3), PP. 211-255.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

Bahmani-Oskooee, M., & Kanitpong, T. (2019). "Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on Thailand-China Commodity Trade: Evidence From 45 Industries". *The Chinese Economy*, Vol. 52(3), PP. 203-231.

Bahmani-Oskooee, M., & Payesteh, S. (1993). "Does exchange rate volatility deter trade volume of LDCs?",Vol. 18(2), PP. 189-205.

Bahmani-Oskooee, M. (2002). "Does black market exchange rate volatility deter the trade flows? Iranian experience". Vol. 34(18), PP. 2249-2255.

Bahmani-Oskooee, M. (1996). "Exchange rate uncertainty and trade flows of LDCs: evidence from Johansen's cointegration analysis". Vol. 21(1), PP. 23-35.

Bredin, D., Fountas, S., & Murphy, E. (2003). "An empirical analysis of short-run and long-run Irish export functions: Does exchange rate volatility matter?", Vol. 17(2), PP. 193-207.

Clark, P. (1973). "Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade". Vol. 11(3), PP. 302-313.

Ethier, W. (1973). "International trade and the forward exchange market". Vol. 63(3), PP. 494-503.

Franke, G., & Finance. (1991). "Exchange rate volatility and international trading strategy". Vol. 10(2), PP. 292-307.

Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?. *Journal of Economic Literature*, Vol. 35(3), PP. 1243-1272.

Gotur, P. (1985). "Effects of exchange rate volatility on trade: some further evidence". Vol. 32(3), PP. 475-512.

HUFNER, F. S. M. (2002). "Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices: A European Perspective". Centre for European Economic Research, PP. 02-20.

Mihaljek, D., & Klau, M. (2001). "A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies". BIS papers, Vol. 8, PP. 69-81.

Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". Vol. 16(3), PP. 289-326.

Sercu, P., & Vanhulle, C. (1992). "Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firms". *Journal of banking & finance*, Vol. 16(1), PP. 155-182.

Viaene, J. M., & De Vries, C. G. (1992). "International trade and exchange rate volatility". *European Economic Review*, Vol. 36(6), PP. 1311-1321.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

پیوست

جدول ۱ پیوست. پایایی داده‌ها

Prob	مرتبه پایایی	صادرات	prob	مرتبه پایایی	واردات
۰/۰۰	۱	حیوانات و تولیدات حیوانی	۰/۰۰	۱	حیوانات و تولیدات حیوانی
۰/۰۰	۱	گیاهان و تولیدات گیاهی	۰/۰۳	۰	گیاهان و تولیدات گیاهی
۰/۰۱	۰	مواد غذایی	۰/۰۲	۰	مواد غذایی
۰/۰۰	۱	تولیدات معدنی	۰/۰۳	۱	تولیدات معدنی
۰/۰۰	۰	مواد شیمیایی	۰/۰۰	۱	مواد شیمیایی
۰/۰۰	۰	مواد پلاستیکی و کائوچو	۰/۰۱	۰	مواد پلاستیکی و کائوچو
۰/۰۰	۱	پوست	۰/۰۰	۰	پوست
۰/۰۰	۱	چوب	۰/۰۰	۱	چوب
۰/۰۰	۱	الیاف	۰/۰۰	۱	الیاف
-	-	کلاه و کفش	۰/۰۰	۱	کلاه و کفش
۰/۰۰	۰	سنگ و شیشه	۰/۰۵	۱	سنگ و شیشه
۰/۰۰	۱	فلزات	۰/۰۰	۱	فلزات
۰/۰۰	۱	الکتریکی و ماشینی	۰/۰۳	۰	الکتریکی و ماشینی
۰/۰۰	۱	لگاریتم حمل و نقل	۰/۰۰	۱	لگاریتم حمل و نقل
۰/۰۰	۱	لگاریتم متفرقه	۰/۰۰	۱	متفرقه
۰/۰۰	۲	GDP CHINA لگاریتم	۰/۰۰	۱	GDP IRAN
۰/۰۰	۰	لگاریتم نوسانات ارزی	۰/۰۰	۰	لگاریتم REX
۰/۰۰	۱	رشد CHINA GDP			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

جدول ۲ پیوست. بررسی خودهمبستگی و ثبات ضرایب در بخش گروه‌های کالایی، بخش واردات

واردات	LM	Prob (LM)	CUSUM	CUSUMSQ
لگاریتم حیوانات و تولیدات حیوانی	۰/۹	۰/۵۱	نا پایدار	**پایدار**
لگاریتم گیاهان و تولیدات گیاهی	۲/۴۲	۰/۱۵	پ	**ن**
لگاریتم مواد غذایی	۱/۷۷	۰/۲۷	پ	**پ**
لگاریتم تولیدات معدنی	۰/۰۲	۰/۸۸	پ	**پ**
لگاریتم مواد شیمیایی	۰/۱	۰/۷۴	پ	**ن**
لگاریتم مواد پلاستیکی و کائوچو	۰/۴۴	۰/۵۳	ن	**ن**
لگاریتم پوست	۲/۲	۰/۱۵	پ	**پ**
لگاریتم چوب	۰/۰۴	۰/۸۴	پ	**ن**
لگاریتم الیاف	۵/۰۵	۰/۰۸	پ	**پ**
لگاریتم کلاه و کفش	۰/۰۷	۰/۸۳	ن	**پ**
لگاریتم سنگ و شیشه	۰/۰۰	۰/۹۷	پ	**پ**
لگاریتم فلزات	۰/۶	۰/۴۴	پ	**ن**
لگاریتم الکتریکی و ماشینی	۸/۵۸	۰/۱	پ	**ن**
لگاریتم حمل و نقل	۵/۰۵	۰/۸۳	ن	**پ**
لگاریتم متفرقه	۰/۲۶	۰/۶۳	پ	**ن**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

جدول ۳ پیوست. بررسی خودهمبستگی و ثبات ضرایب[1] در بخش گروه‌های کالایی، بخش صادرات

صادرات	LM ^{2}test	Prob (LM)	CUSUM	CUSUMSQ
لگاریتم حیوانات و تولیدات حیوانی	۰/۱۱	۰/۷۴	پ	**پ**
لگاریتم گیاهان و تولیدات گیاهی	۱/۰۲	۰/۳۳	پ	**ن**
لگاریتم مواد غذایی	۰/۳۲	.۰/۶	پ	**پ**
لگاریتم تولیدات معدنی	۴/۹۱	۰/۰۶	پ	**پ**
لگاریتم مواد شیمیایی	۱/۴۶	۰/۲۵	پ	**ن**
لگاریتم مواد پلاستیکی و کائوچو	۰/۴۷	۰/۶۱	ن	**پ**
لگاریتم پوست	۰/۴	۰/۵۸	پ	**پ**
لگاریتم چوب و محصولات چوبی	۰/۰۶	۰/۷۹	پ	**پ**
لگاریتم الیاف	۰/۲۲	۰/۷۱	ن	**ن**
لگاریتم سنگ و شیشه	۱/۲۲	۰/۳	پ	**پ**
لگاریتم فلزات*	۰/۳۳	۰/۵	ن	**ن**
لگاریتم الکتریکی و ماشینی	۰/۵۱	۰/۵۰	پ	**پ**
لگاریتم حمل و نقل	۱/۹	۰/۳	ن	**پ**
لگاریتم متفرقه	۰/۳۸	۰/۵۵	پ	**پ**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. در سطح ۱۰٪

۲.آماره F

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

جدول ۴ پیوست. نتایج آزمون هم‌جمعی، واردات

واردات	F باند	T باند	ECM	Prob	Coint?
لگاریتم حیوانات و تولیدات حیوانی	۳۰/۴۹	-۱۰/۵۳			بلی
لگاریتم گیاهان و تولیدات گیاهی	۸/۸۸	-۴/۵			بلی
لگاریتم مواد غذایی	۳/۸۹	-۳/۴۳	-۹.۸۴	۰.۰۰	بلی
لگاریتم تولیدات معدنی	۲/۰۳	-۲/۳۵			خیر
لگاریتم مواد شیمیایی	۳/۶۲	-۳/۲	-۰.۴۹	۰.۰۰	خیر
لگاریتم مواد پلاستیکی و کائوچو	۱۱/۱۹	-۵/۹			بلی
لگاریتم پوست	۶/۱۲	-۲/۴۶			خیر
لگاریتم چوب	۱۱/۶۹	-۰/۰۳			خیر
لگاریتم الیاف	۴/۸۶	-۰/۲۴			خیر
لگاریتم کلاه و کفش	۳۸/۱۹	-۵/۵۵			بلی
لگاریتم سنگ و شیشه	۶۰/۱۷	-۱/۹۶			خیر
لگاریتم فلزات	۸/۸	-۴/۹۲			بلی
لگاریتم الکتریکی و ماشینی	۱۱۲/۷۷	-۵/۱۱			بلی
لگاریتم حمل و نقل	۵۷/۴۳	-۰/۹۹			خیر
لگاریتم متفرقه	۷/۳۵	-۴/۴۳			بلی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

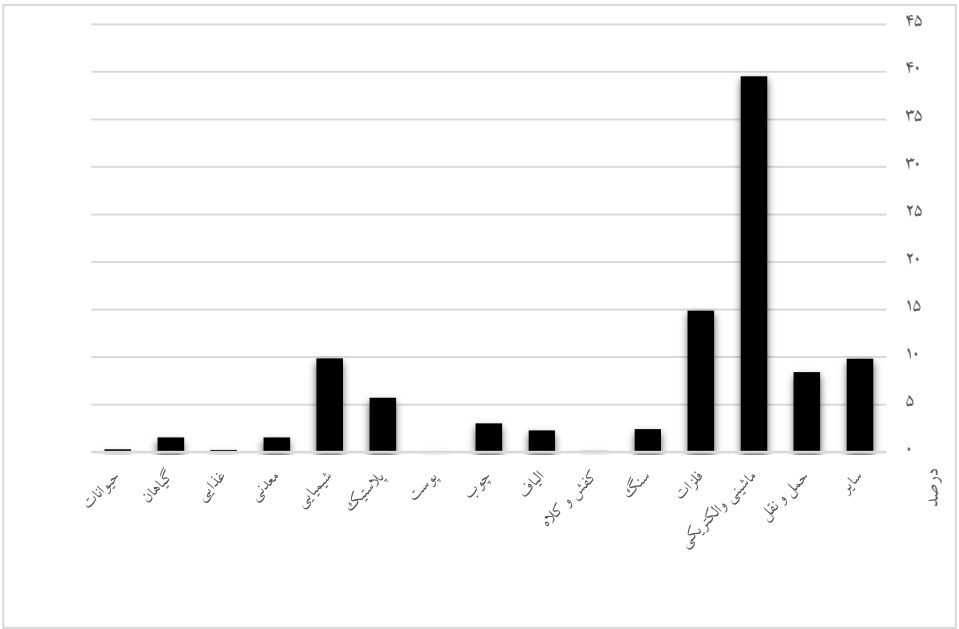
جدول ۵ پیوست. نتایج آزمون هم‌جمعی، صادرات

صادرات	F باند	T باند	ECM	Prob	Coint?
لگاریتم حیوانات و تولیدات حیوانی	۱۴/۶۱	۱/۸۳			خیر
لگاریتم گیاهان و تولیدات گیاهی	۶/۲۶	-۴/۵۸			بلی
لگاریتم مواد غذایی	۳/۶۵	-۱/۲۱			خیر
لگاریتم تولیدات معدنی	۸/۷۶	-۱/۸۶			خیر
لگاریتم مواد شیمیایی	۶/۲۹	۰/۲۷			خیر
لگاریتم مواد پلاستیکی و کائوچو	۳۸/۹۳	۱۰/۱۳			بله
لگاریتم پوست	۹/۴۸	۰/۸۴			خیر
لگاریتم چوب	۱۴/۰۴	-۶/۹۹			بله
لگاریتم الیاف	۱/۵۶	۰/۳۳			خیر
لگاریتم سنگ و شیشه	۲۰۰/۵۳	۲۰/۵۸			بله
لگاریتم فلزات	۱/۶۱	۰/۶۳			خیر
لگاریتم الکتریکی و ماشینی	۱۸/۱۵۴	۳/۳۷	+۰.۴۲	۰.۰۰	خیر
لگاریتم حمل و نقل	۳/۹۴	-۳/۳۴	-۱.۴۳	۰.۰۱	بله
لگاریتم متفرقه	۱۴/۰۳	-۷/۳۶			بله

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

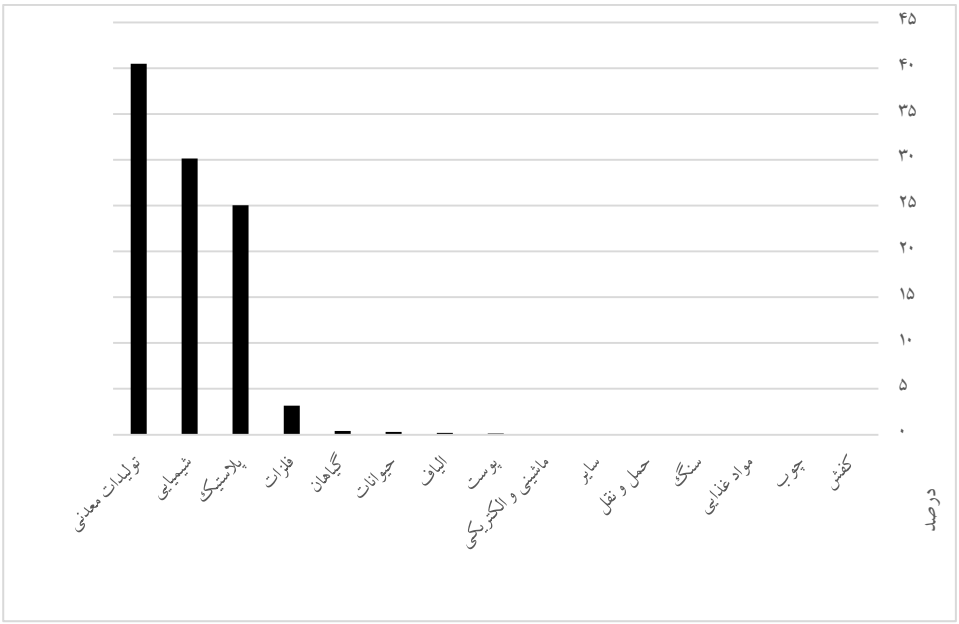


مأخذ: گمرک

شکل ۱ پیوست. سهم واردات گروه کالاهای مختلف ازمبدأ چین به ایران از سال ۱۳۷۱ الی ۱۳۹۶

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]



مأخذ: گمرک

شکل ۲ پیوست. سهم کالاهای مختلف در صادرات ایران به چین طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۶

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.29.85]