Journal of Econometric Modelling 2025, 10(2): 149-194
DOI: 10.22075/jem.2025.38284.2019
This is an Open Access paper licensed under the Creative Commons License CC BY 4.0 license.

Semnan University

Journal of Econometric Modelling
Journal homepage: https://jem.semnan.ac.ir/?lang=en

Research Article

Asymmetric Effects of the Real Exchange Rate on Iran's Bilateral Trade Balance with Its Trading Partners (*J*-Curve): An Application of the Panel CS-ARDL Approach

Elahe Ariya Movahed
M.A. Student in Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
elahe.ariya@ut.ac.ir

Amin Haghnejad (Corresponding Author**)**
Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
amin.haghnejad@ut.ac.ir

PAPER INFO

Paper history:
Received: 10. 07. 2025
Revised: 30. 07. 2025
Accepted: 26. 08. 2025

JEL Classification:
F14, F31, C33, O53

Keywords:
Real Exchange Rate,
Bilateral Trade Balance
J-Curve,
Iran,
Panel CS-ARDL

ABSTRACT

This study investigates the impact of the real exchange rate on Iran's bilatera trade balance with 26 trading partners over the period 1981–2023. Given th significant presence of cross-sectional dependence among the variables— supported by strong statistical evidence—second-generation panel unit roo and cointegration tests, as well as the Cross-Sectionally Augmented ARDI (CS-ARDL) approach, are employed to account for this feature. Furthermore the potential asymmetry in the trade balance's response to positive an negative changes in the real exchange rate is examined. Results fron Westerlund cointegration tests confirm the existence of a long-run relationshi between the trade balance, the real exchange rate, Iran's real income, and th real income of its trading partners. Accordingly, an error correction mode based on the CS-ARDL framework is estimated using the Dynamic Commo Correlated Effects Pooled Mean Group (DCCEPMG) estimator to captur both the long-run relationship and short-run dynamics. The estimates revea that real exchange rate changes have positive and symmetric effects on th trade balance in both the long and short run. Specifically, a depreciation of th domestic currency improves the trade balance, while an appreciation worsen it. Hence, while the long-run results are consistent with the symmetric *J*-curv hypothesis, the short-run adjustments do not support the *J*-curve effect Nevertheless, the Marshall–Lerner condition holds not only in the long run bu also in the short run. Furthermore, the findings show that, in the long run Iran's real income has a significant negative effect, whereas the real incom of its trading partners has a significant positive effect on Iran's trade balance The findings of this study provide useful insights for economic policymaker in formulating effective exchange rate and trade policies aimed at improvin Iran's trade balance.
© 2025 Published by Semnan University Press. All rights reserved.

بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری دوجانبه ایران با شرکای تجاری (منحنی J): کاربرد رویکرد CS-ARDL پانلی[۱]

الهه آریا موحد
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
elahe.ariya@ut.ac.ir

امین حق‌نژاد (نوسینده مسئول)
استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
amin.haghnejad@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۰۴

چکیده:

این مطالعه به بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری دوجانبه ایران با ۲۶ شریک تجاری طی دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۲۳ می‌پردازد. با توجه به اینکه وابستگی مقطعی یک مسئله مهم در این متغیرها محسوب می‌شود و شواهد آماری قوی نیز آن را تأیید می‌کنند، از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی نسل دوم و همچنین رویکرد ARDL تعمیم‌یافته مقطعی (CS-ARDL) که این وابستگی را لحاظ می‌کنند، استفاده شده است. علاوه بر این، عدم تقارن در واکنش تراز تجاری به تغییرات مثبت و منفی (با مقدار یکسان) نرخ ارز بررسی شده است. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی وسترلاند نشان می‌دهند که یک رابطه بلندمدت میان تراز تجاری و نرخ ارز حقیقی، درآمد حقیقی شرکای تجاری و درآمد حقیقی ایران وجود دارد. بنابراین، مدل تصحیح خطای مبتنی بر رویکرد CS-ARDL برای برآورد این رابطه بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت با استفاده از برآوردگر میانگین گروهی ترکیبی با اثرات مشترک همبسته پویا (DCCEPMG) برآورد شده است. برآوردها نشان می‌دهند که تغییرات نرخ ارز حقیقی در هر دو افق بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای اثرات مثبت و متقارنی بر تراز تجاری هستند؛ به‌گونه‌ای که تضعیف (کاهش ارزش) پول ملی موجب بهبود و تقویت (افزایش ارزش) آن موجب بدتر شدن تراز تجاری ایران می‌شود. بنابراین، اگرچه اثرات بلندمدت با فرضیه منحنی J متقارن سازگاری دارند، اما تعدیلات کوتاه‌مدت این فرضیه را تأیید نمی‌کنند. با این وجود، شرط مارشال-لرنر نه تنها در بلندمدت، بلکه در کوتاه‌مدت نیز برقرار است. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهند که در بلندمدت، درآمد حقیقی ایران اثر منفی و درآمد حقیقی شرکای تجاری اثر مثبت و معناداری بر تراز تجاری ایران دارند. یافته‌های این پژوهش بینش‌های مفیدی برای سیاست‌گذاران اقتصادی در راستای تدوین سیاست‌های مؤثر ارزی و تجاری با هدف بهبود تراز تجاری ایران ارائه می‌دهند.

طبقه‌بندی JEL: F14, F31, C33, O53

کلید واژه‌ها: نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری دوجانبه، منحنی J، ایران، Panel CS-ARDL

---

[۱]. این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد الهه آریا موحد در دانشگاه تهران است.

۱. مقدمه

تراز تجاری به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی عملکرد اقتصاد کلان، بازتاب‌دهنده درجه رقابت‌پذیری بین‌المللی، توان تولیدی و سلامت بخش خارجی اقتصاد هر کشور است. این شاخص به‌صورت تفاوت ارزش صادرات و واردات کالاها و خدمات تعریف می‌شود، اما اهمیت آن بسیار فراتر از یک تراز حسابداری ساده است. تراز تجاری نقشی محوری در تعیین مسیر رشد اقتصادی، ثبات نرخ ارز، پایداری حساب جاری و مدیریت ذخایر ارزی ایفا می‌کند. بهبود تراز تجاری می‌تواند با افزایش تولید داخلی، ایجاد اشتغال پایدار و کاهش وابستگی به منابع مالی خارجی، آسیب‌پذیری اقتصاد را در برابر شوک‌های خارجی کاهش دهد. در مقابل، کسری مزمن تجاری ممکن است بیانگر ضعف ساختار تولید، وابستگی شدید به واردات و شکنندگی مالی باشد که می‌تواند پایداری توسعه اقتصادی را تهدید کند. تراز تجاری بخش اصلی حساب جاری است که عدم تعادل بیش از حد آن ممکن است در بلندمدت آثار نامطلوبی بر رفاه ملی داشته باشد. عدم تعادل‌های بزرگ خارجی همچنین می‌توانند فشارهای سیاسی برای وضع محدودیت‌های تجاری از سوی دولت‌ها ایجاد کنند. علاوه بر این، این عدم تعادل‌ها موجب بازتوزیع ثروت میان کشورها می‌شوند و یکی از اصلی‌ترین کانال‌هایی است که از طریق آن سیاست‌های کلان اقتصادی یک کشور بر شرکای تجاری‌اش اثر می‌گذارد. بنابراین، جای تعجب ندارد که عدم تعادل‌های تجاری، به‌ویژه زمانی که بزرگ و پایدار باشند، به سرعت می‌توانند به منبعی برای تنش‌های بین‌المللی تبدیل شوند (کراگمِن[1] و همکاران، ۲۰۲۲). از این‌رو، تحلیل دقیق پویایی‌های تراز تجاری و شناسایی عوامل تعیین‌کننده آن از اهمیت ویژه‌ای در فرآیند سیاست‌گذاری اقتصادی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که درک ارتباط میان شرایط تجارت و تراز تجاری، یکی از ارکان اساسی در تدوین سیاست تجاری موفق به شمار می‌رود (بهمنی-اسکوئی و راتا[2]، ۲۰۰۴). در این میان، نرخ ارز حقیقی به‌عنوان یکی از متغیرهای کلیدی، نقش تعیین‌کننده‌ای در تبیین رفتار تراز تجاری ایفا می‌کند. تغییرات نرخ ارز حقیقی می‌تواند از طریق تأثیرگذاری بر قیمت نسبی کالاهای صادراتی و وارداتی، تراز تجاری یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. رویکرد کلاسیک برای بررسی تأثیر نرخ ارز روی تراز

[1]. Krugman
[2]. Bahmani-Oskooee & Ratha

تجاری یک کشور مبتنی بر شرط مارشال-لرنر[1] یا شرط کشش‌ها است که توسط مارشال (۱۹۲۳) و لرنر (۱۹۴۴) مطرح شده است. با توجه به این شرط، تا مادامی‌که مجموع قدرمطلق کشش‌های تقاضا برای واردات و صادرات بزرگتر از یک باشد، افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش واقعی پول ملی) موجب بهبود تراز تجاری یک کشور خواهد شد (بهمنی-اسکوئی، ۱۹۹۱). با این حال، شواهد تجربی نشان می‌دهند که این رابطه مثبت میان نرخ ارز و تراز تجاری همواره برقرار نیست. به‌عنوان مثال، تراز تجاری ایالات متحده از مازاد ۲.۲ میلیارد دلار در سال ۱۹۷۰ به کسری ۲.۷ میلیارد دلار در سال ۱۹۷۱ کاهش یافت. مقامات برای اصلاح این وضعیت در همان سال اقدام به کاهش ارزش دلار کردند. با این حال، این اقدام مؤثر واقع نشد و تراز تجاری در سال ۱۹۷۲ حتی بیش از پیش وخیم شد و به کسری ۶.۸ میلیارد دلار رسید (بهمنی-اسکوئی و راتا، ۲۰۰۴). چنین شواهدی موجب شد پژوهشگران اثرات کوتاه‌مدت افزایش نرخ ارز حقیقی را از اثرات بلندمدت آن متمایز کنند. در این چارچوب، افزایش نرخ ارز حقیقی ابتدا تراز تجاری را بدتر می‌کند، اما پس از گذشت یک دوره زمانی آن را بهبود می‌بخشد. این الگو به دلیل شباهت شکلی به حرف انگلیسی *J*، «اثر منحنی *J*»[2] نامیده می‌شود (بهمنی-اسکوئی و کِنتیپانگ[3]، ۲۰۰۱). مِگی[4] (۱۹۷۳) برای نخستین بار به «وقفه‌های تعدیل» در واکنش تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز اشاره کرد. بر این اساس، شرط مارشال-لرنر در رابطه با تأثیر مثبت افزایش نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری، به‌عنوان یک شرط بلندمدت معتبر باقی می‌ماند.

بررسی تجربی منحنی *J* از این جهت حائز اهمیت است که سیاست‌گذاران را قادر می‌سازد اثرات تغییر نرخ ارز بر تراز پرداخت‌ها را پیش‌بینی کنند. این موضوع به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه که تمایل دارند از طریق تضعیف ارزش پول ملی، کسری حساب جاری خود را جبران کنند، اهمیت دارد. در مقابل، پیش‌بینی اثرات منفی افزایش یا تقویت ارزش پول ملی بر تراز تجاری یک کشور نیز از منظر سیاست‌گذاری‌های تجاری حائز اهمیت است. منحنی *J* همچنین دارای پیامدهای مهمی برای ثبات بازار ارز خارجی است. بازار ارز زمانی باثبات تلقی می‌شود که هر اختلالی در تعادل عرضه و تقاضای ارز خارجی به‌طور خودکار و از طریق تعدیل نرخ ارز اصلاح

---

1. Marshall-Lerner Condition
2. *J*-curve effect
3. Bahmani-Oskooee & Kantipong
4. Magee

شود؛ اما اگر تغییرات نرخ ارز منجر به دورتر شدن از تعادل عرضه و تقاضا شوند، آنگاه بازار ارز بی‌ثبات خواهد بود (راینت[1] و دیگران، ۲۰۰۹).

در سه دهه گذشته، طیف گسترده‌ای از مطالعات تجربی، شرط مارشال-لرنر و اثر منحنی J را برای کشورهای مختلف آزمون کرده‌اند. در این راستا، رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه توزیعی[2] (ARDL) که توسط پسران و شین[3] (۱۹۹۵) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) معرفی شده است، بیشترین کاربرد در برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری دوجانبه کشورهای مختلف با شرکای تجاری داشته است. اکثر مطالعات تجربی، رویکرد ARDL را برای داده‌های سری زمانی مربوط به رابطه تجاری یک کشور با هر یک از شرکای عمده تجاری به‌صورت جداگانه یا تجمیعی به‌کار گرفته‌اند. برخی مطالعات نیز با به‌کارگیری برآوردگرهای اثرات ثابت پویا[4]، میانگین گروهیِ[5] پسران و اسمیت[6] (۱۹۹۵) و میانگین گروهی ترکیبی[7] پسران و همکاران (۱۹۹۹)، این رویکرد را برای داده‌های پانلی مربوط به رابطه تجاری یک کشور با مجموعه‌ای از شرکای تجاری تعمیم داده‌اند. اگرچه رویکرد ARDL پانلی استاندارد مزایای قابل توجهی نسبت به نسخه سری زمانی دارد، اما برآورد آن با یک چالش اقتصادسنجی مهم تحت عنوان وابستگی مقطعی خطاها[8] مواجه است. این وابستگی به دلایلی از جمله وجود عوامل یا اثرات مشترک حذف‌شده ایجاد می‌شود و می‌تواند نتایج برآورد مدل را غیرقابل اعتماد و گمراه‌کننده سازد. وابستگی مقطعی در مدل‌های تراز تجاری پدیده‌ای رایج و شناخته‌شده است، چراکه در این مدل‌ها رابطه تجاری یک کشور مشترک با مجموعه‌ای از شرکای تجاری مدل‌سازی می‌شود و بنابراین عوامل مشترک حذف‌شده متعددی وجود دارند که وابستگی مقطعی خطاها را به‌وجود می‌آورند. به‌عنوان مثال، وقوع یک شوک اقتصادی یا سیاسی در سطح کلان (مانند تغییرات در سیاست‌های ارزی یا تحریم‌های بین‌المللی) می‌تواند به‌طور هم‌زمان بر روابط تجاری ایران با مجموعه‌ای از شرکای تجاری تأثیر بگذارد. این مصداق بارز اثرات مشترک غیر قابل

1. Reinert
2. Autoregressive distributed lag
3. Pesaran & Shin
4. Dynamic fixed effects
5. Mean group
6. Pesaran & Smith
7. Pooled mean group
8. Error cross-sectional dependence

مشاهده است که موجب وابستگی مقطعی خطاها می‌شود. علاوه بر این، تأثیر روندهایی مانند تکنولوژی و شوک‌ها یا سیاست‌های جهانی و منطقه‌ای مشترک می‌تواند این مسئله را تشدید کند. بنابراین، لازم است مسئله وابستگی مقطی در برآورد مدل ARDL پانلی در نظر گرفته شود. برای این منظور، چودیک و پسران[1] (۲۰۱۵)، یک رویکرد ARDL تعمیم‌یافته‌ی مقطعی[2] (CS-ARDL) معرفی کرده‌اند که در دهه گذشته با استقبال قابل توجهی مواجه شده است. این رویکرد با وارد کردن میانگین مقطعی متغیرها در مدل، امکان کنترل اثرات مشترک حذف‌شده و وابستگی مقطعی را فراهم می‌کند و در نتیجه برآوردهای قابل اعتمادتر و آزمون‌های آماری معتبرتری را ارائه می‌دهد.

مطالعه حاضر اثر منحنی J در روابط تجاری ایران با شرکای تجاری را با استفاده از رویکرد CS-ARDL پانلی بررسی می‌کند. اگرچه تاکنون مطالعات متعددی این موضوع را برای ایران بررسی کرده‌اند، این پژوهش از چند جنبه متمایز از آنها است: نخست، برخلاف مطالعات پیشین که با استفاده از روش‌های سری‌زمانی، اثر منحنی J در رابطه تجاری ایران با یک یا چند کشور به‌صورت جداگانه یا تجمیعی (تجارت کل) بررسی کرده‌اند، مطالعه حاضر از روش‌های اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های پانلی استفاده می‌کند که از مزایای تحلیلی و استنباطی بیشتری برخوردارند. دوم، بهره‌گیری از رویکرد CS-ARDL سه چالش اساسی در اقتصادسنجی داده‌های پانلی مدرن شامل پویایی، ناهمگنی ضرایب و وابستگی مقطعی خطاها را به‌طور هم‌زمان در فرآیند برآورد مدل تجربی حل می‌نماید. سوم، این مطالعه با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی نسل دوم، اثرات وابستگی مقطعی بر نتایج این آزمون‌ها را نیز کنترل می‌کند. چهارم، با پیروی از رهیافت بهمنی-اسکوئی و فریدی‌توانا[3] (۲۰۱۵، ۲۰۱۶)، امکان وجود رابطه غیرخطی یا نامتقارن میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری نیز مورد توجه قرار گرفته است. این نویسندگان استدلال می‌کنند که واکنش تراز تجاری به تغییرات مثبت و منفی یکسان در نرخ ارز حقیقی می‌تواند نامتقارن باشد، چراکه انتظارات تجار از آثار افزایش نرخ ارز در مقایسه با کاهش آن ممکن است متفاوت باشد. علاوه بر این، عواملی از قبیل بی‌ثباتی‌های کلان اقتصادی و شکست‌های ساختاری

1. Chudik & Pesaran
2. Cross-sectionally augmented ARDL
3. Bahmani-Oskooee & Fariditavana

می‌توانند موجب ایجاد رابطه غیرخطی میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری شوند (فلیپه[1] و همکاران، ۲۰۲۵).

ساختار مقاله به این صورت سازماندهی شده است: در بخش دوم، ادبیات موضوع بررسی می‌شود؛ به‌طوری‌که ابتدا مبانی نظری رابطه میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری تبیین و سپس پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی مرور می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی اقتصادسنجی اختصاص دارد. در بخش چهارم، مدل تجربی تصریح، متغیرها تعریف و داده‌ها توصیف می‌شوند. بخش پنجم به ارائه نتایج تجربی اختصاص یافته است. در نهایت، بخش ششم به جمع‌بندی یافته‌ها و ارائه پیشنهادهای سیاستی می‌پردازد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری رابطه میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری (اثر منحنی J)

چنانچه کالاهای داخلی و خارجی بر حسب واحد پولی یکسانی قیمت‌گذاری شوند، افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش واقعی ارزش پول داخلی) موجب گران‌تر شدن کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی می‌شود. بنابراین، افزایش نرخ ارز حقیقی معمولاً با افزایش حجم صادرات و کاهش حجم واردات همراه است. با این وجود، تأثیر افزایش نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری یک کشور (به‌عنوان اختلاف میان ارزش صادرات و واردات کالاها) مبهم است. در این خصوص، مارشال (۱۹۲۳) و لرنر (۱۹۴۴) شرطی را مطرح کرده‌اند که بر اساس آن، افزایش نرخ ارز حقیقی می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود. در صورتی‌که تراز تجاری در وضعیت تعادل اولیه قرار داشته باشد، شرط مارشال-لرنر ایجاب می‌کند که مجموع قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای واردات و کشش قیمتی تقاضای صادرات بزرگتر از یک باشد.

می‌توان شرط مارشال-لرنر را در چارچوب یک مدل استاندارد دو کشوری (داخلی و خارجی) و دو کالایی (صارداتی و وارداتی) به‌دست آورد. فرض کنید هر کشور تنها یک نوع کالا تولید می‌کند که بخشی از آن صرف تقاضای داخلی و بخش دیگر آن صادر می‌شود. سپس، می‌توان تراز تجاری یک کشور بر حسب واحد پول داخلی را به‌صورت زیر نوشت:

$$TB^d = PQ_X(q, Y^*) - EP^*Q_M(q, Y), \qquad (۱)$$

[1]. Felipe

که P بیانگر قیمت کالای صادراتی بر حسب واحد پول داخلی است، P^* بیانگر قیمت کالای وارداتی بر حسب واحد پول خارجی است، E بیانگر نرخ ارز اسمی (یعنی قیمت هر واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی) است، $q = \frac{EP^*}{P}$ بیانگر نرخ ارز حقیقی (یعنی نسبت قیمت کالای خارجی به قیمت کالای داخلی بر حسب واحد پولی یکسان) است، $Q_X(q, Y^*)$ بیانگر تقاضای خارجی‌ها برای کالای صادراتی (حجم صادرات) است که رابطه مستقیمی با نرخ ارز حقیقی (q) و سطح درآمد خارجی‌ها (Y^*) دارد و $Q_M(q, Y)$ بیانگر تقاضای کشور برای کالای وارداتی (حجم واردات) است که رابطه معکوس با نرخ ارز حقیقی (q) و رابطه مستقیم با سطح درآمد داخلی (Y) دارد. در این‌صورت، $PQ_X(q, Y^*)$ و $EP^*Q_M(q, Y)$ به‌ترتیب نشان‌دهنده ارزش صادرات و واردات بر حسب واحد پول داخلی هستند. اکنون با تقسیم طرفین معادله (۱) بر قیمت کالای داخلی، می‌توان تراز تجاری حقیقی را به‌صورت زیر نوشت:

$$TB = TB(q, Y, Y^*) = Q_X(q, Y^*) - qQ_M(q, Y), \qquad (۲)$$

که $Q_X(q, Y^*)$ بیانگر ارزش حقیقی صادرات (حجم صادرات) و $qQ_M(q, Y)$ بیانگر ارزش حقیقی واردات بر حسب کالای داخلی است. سپس، می‌توان از تراز تجاری حقیقی (TB) نسبت به نرخ ارز حقیقی (q) مشتق گرفت:

$$\frac{dTB}{dq} = \frac{dQ_X}{dq} - \left[Q_M + q\frac{dQ_M}{dq}\right]. \qquad (۳)$$

اکنون می‌توان کشش‌های صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز حقیقی (قیمت نسبی کالای وارداتی به کالای صادراتی) را به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$\varepsilon_X = \frac{dQ_X}{dq} \cdot \frac{q}{Q_X} > 0\,, \qquad \varepsilon_M = \frac{dQ_M}{dq} \cdot \frac{q}{Q_M} < 0$$

در این‌صورت، رابطه (۳) را می‌توان بر حسب این کشش‌ها به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\frac{dTB}{dq} = \frac{Q_X}{q}\varepsilon_X - [Q_M + qQ_M\varepsilon_M]. \qquad (۴)$$

سپس، با توجه به منفی بودن کشش قیمتی واردات (ε_M)، می‌توان $-|\varepsilon_M|$ را جایگزین آن کرد. علاوه بر این، با فرض اینکه تراز تجاری در شرایط تعادلی اولیه قرار دارد $(TB = 0 \Rightarrow Q_X = qQ_M)$، می‌توان qQ_M را جایگزین Q_X کرد. با لحاظ کردن این دو تغییر، رابطه (۴) به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\frac{dTB}{dq} = Q_M(\varepsilon_X - 1 + |\varepsilon_M|). \qquad (۵)$$

اکنون برای اینکه افزایش نرخ ارز حقیقی موجب بهبود تراز تجاری شود، باید داشته باشیم:

$$\frac{dTB}{dq} = Q_M(\varepsilon_X - 1 + |\varepsilon_M|) > 0 \implies \varepsilon_X - 1 + |\varepsilon_M| > 0 \implies \varepsilon_X + |\varepsilon_M| > 1. \quad (۶)$$

یعنی برای اینکه افزایش نرخ ارز حقیقی موجب بهبود تراز تجاری یک کشور شود باید مجموع قدرمطلق کشش قیمتی واردات و کشش قیمتی صادرات بزرگتر از واحد باشد. این همان شرط مارشال-لرنر است که با فرض تعادل اولیه تراز تجاری، شرط لازم و کافی برای بهبود تراز تجاری در پاسخ به افزایش نرخ ارز حقیقی محسوب می‌شود.

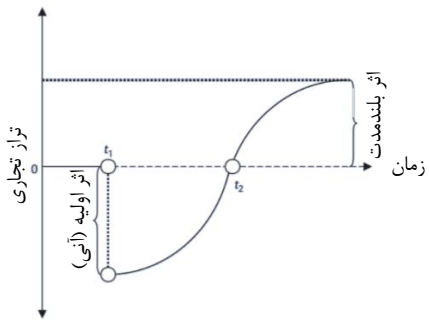
با آن‌که شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد شرط مارشال-لرنر به‌ویژه در کشورهای صنعتی برقرار است، اما در برخی شرایط، کاهش ارزش پول ملی نمی‌تواند به بهبود تراز تجاری منجر شود. برای مثال، ممکن است این پرسش مطرح شود که چرا تراز تجاری ایالات متحده در سال ۱۹۷۲ به‌شدت وخیم شد، در حالی‌که یک سال پیش از آن، در ۱۹۷۱، ارزش دلار کاهش یافته بود. در پاسخ باید گفت که شرط مارشال-لرنر چیزی در خصوص مدت زمان مورد نیاز برای بهبود تراز تجاری در نتیجه افزایش نرخ ارز حقیقی نمی‌گوید. در این خصوص، باید دو نوع اثر را از هم تفکیک کرد: اثر ارزشی[1] افزایش نرخ ارز حقیقی که بلافاصله اتفاق می‌افتد و اثرات حجمی[2] افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی به کالاهای داخلی بر مقادیر صادرات و واردات که زمان‌بر است. نخست به اثر ارزشی پرداخته می‌شود. فرض کنید در شرایط اولیه، تراز تجاری در تعادل است ($\bar{Q}_X - \bar{q}\bar{Q}_M = 0$). حال اگر در زمان t_1 نرخ ارز حقیقی از $\bar{q}$ به $\hat{q}$ افزایش یابد و هیچ‌گونه تعدیل آنی در حجم صادرات ($\bar{Q}_X$) و حجم واردات ($\bar{Q}_M$) صورت نگیرد، ارزش حقیقی واردات بر حسب کالای داخلی افزایش می‌یابد ($\hat{q}\bar{Q}_M > \bar{q}\bar{Q}_M$). در این‌صورت، تراز تجاری دچار کسری خواهد شد؛ چراکه $\bar{Q}_X - \hat{q}\bar{Q}_M < \bar{Q}_X - \bar{q}\bar{Q}_M = 0$. این همان اثر اولیه (آنی)[3] افزایش نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری است که در شکل (۱) نمایش داده شده است. اکنون اثرات حجمی ناشی از تغییرات نرخ ارز حقیقی مورد بررسی قرار می‌گیرد. همان‌طور که بحث شد، با افزایش نرخ ارز حقیقی، حجم صادرات (Q_X) افزایش و حجم واردات (Q_M) کاهش می‌یابد که هر دو تغییر در جهت بهبود تراز تجاری صورت می‌گیرند. با این وجود، این تغییرات (تعدیل تقاضا برای

---

1. Value Effect
2. Volume Effect
3. Impact Effect

صادرات و واردات) زمان‌بر هستند. از این‌رو، انتظار می‌رود که کشش قیمتی تقاضا برای صادرات و واردات به‌تدریج افزایش یابد و در نتیجه، بهبود تراز تجاری نیز به‌صورت تدریجی حاصل شود. همان‌گونه که در شکل (۱) نشان داده شده است، تراز تجاری در زمان t_2 به سطح اولیه خود بر می‌گردد و سپس بهبود بلندمدت در صورت تأمین شرط مارشال-لرنر آغاز می‌شود (تا قبل از زمان t_2، اثرات حجمی هنوز بر اثر ارزشی اولیه غلبه نکرده و اثر کلی نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری همچنان منفی باقی می‌ماند). از آنجائی‌که مسیر تنزل اولیه و بهبود تدریجی تراز تجاری در طول زمان شبیه حرف انگلیسی "J" است، این پدیده به‌عنوان اثر منحنی J شناخته می‌شود (وِن مارِویجک[1]، ۲۰۱۲).

شکل (۱): اثر منحنی J



منبع: وِن مارِویجک (۲۰۱۲).

تاکنون دلایل متعددی برای تبیین پدیده اثر منحنی J ارائه شده است که به واکنش تدریجی و با تأخیر تقاضای صادرات و واردات نسبت به تغییرات نرخ ارز حقیقی اشاره دارند. مِگی (۱۹۷۳) استدلال می‌کند که با افزایش نرخ ارز، قیمت داخلی کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد. با این وجود، برای یک دوره زمانی کوتاه‌مدت که معاملات تجاری بر اساس قراردادهای ارزی قبل از افزایش نرخ ارز صورت می‌گیرند، تراز تجاری تغییر نمی‌کند. این دوره به‌عنوان دوره «قراردادهای ارزی» شناخته می‌شود. با گذشت زمان، قراردادهای ارزی جدید جایگزین قراردادهای قبل از تغییر نرخ ارز می‌شوند. با این وجود، واکنش مقداری (کاهش واردات یا افزایش صادرات) بلافاصله اتفاق نمی‌افتد، چراکه صادرکنندگان نمی‌توانند فوراً تولید یا صادرات خود را افزایش دهند و

[1]. Van Marrewijk

واردکنندگان نیز برای تغییر سفارش‌ها یا یافتن جایگزین نیاز به زمان دارند. در نتیجه، در این دوره‌ی گذار[1]، تراز تجاری به دلیل افزایش اولیه قیمت واردات و عدم تعدیل حجم تجارت (صادرات و واردات) بدتر می‌شود. پس از این دوره کوتاه‌مدت، دوره تعدیل مقداری[2] آغاز می‌شود؛ به‌طوری‌که در واکنش به افزایش قبلی نرخ ارز، رفته رفته مقدار صادرات افزایش و مقدار واردات کاهش می‌یابد. چنانچه شرط مارشال-لرنر برقرار باشد، در بلندمدت اثرات مقداری بر اثرات قیمتی غالب می‌شوند و تراز تجاری بهبود می‌یابد. به‌طور خلاصه، در ابتدا، قراردادهای ارزی که قبل از افزایش نرخ ارز منعقد شده‌اند، تعیین‌کننده هستند؛ اما با گذشت زمان، قراردادهای جدید (بعد از افزایش نرخ ارز) جایگزین آنها می‌شوند. به این ترتیب، ابتدا تراز تجاری بدتر می‌شود، اما پس از مدتی با تعدیل مقادیر و تغییر الگوی تجاری، بهبود می‌یابد. این فرایند، بازتابی از مسیر کلاسیک منحنی J است. بنابراین، با در نظر گرفتن قراردادهای ارزی، تنزل اولیه تراز تجاری همانند شکل (۱) به‌صورت آنی نخواهد بود، بلکه این اتفاق به‌صورت تدریجی رخ می‌دهد. جانز و رامبِرگ[3] (۱۹۷۳) استدلال می‌کنند که با افزایش نرخ ارز حقیقی، افزایش تقاضا برای صادرات و کاهش تقاضا برای واردات تنها پس از وقفه‌های قابل توجه رخ می‌دهد. این نویسندگان حداقل پنج وقفه را در واکنش تجارت خارجی به تغییر نرخ ارز شناسایی می‌کنند. این وقفه‌ها عبارت‌اند از (۱) وقفه تشخیص کاهش ارزش پول ملی، (۲) وقفه تصمیم‌گیری برای تغییر متغیرهای واقعی، (۳) وقفه تحویل کالاها، (۴) وقفه جایگزینی موجودی‌ها و مواد اولیه و (۵) وقفه تولید (تغییر ظرفیت‌ها و الگوهای عرضه). این وقفه‌ها باعث می‌شوند که آثار واقعی کاهش ارزش پول با فاصله زمانی قابل‌توجهی در تراز تجاری منعکس شوند. کروگِر (۱۹۸۳) استدلال می‌کند که اثر منحنی J از آن‌جا ناشی می‌شود که در زمان تغییر نرخ ارز، کالاهایی که پیش‌تر خریداری شده‌اند و در حال حمل و نقل یا تحت قرارداد هستند، همچنان مبادله می‌شوند و انجام این معاملات بر تغییرات کوتاه‌مدت تراز تجاری غلبه دارد. بنابراین، با افزایش نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری در ابتدا بدتر می‌شود، اما پس از گذشت زمان (که در طی آن کشش‌ها فرصت تغییر می‌یابند) روند بهبودی آن آغاز می‌شود. با توجه به وِن مارِویجک (۲۰۱۲)، فرآیند جایگزینی کالاهای خارجی با کالاهای داخلی نیازمند گذشت زمان است. مصرف‌کنندگان برای تعدیل الگوهای مصرفی خود و جایگزینی

[1]. Pass-Through
[2]. Quantity-Adjustment Period
[3]. Junz & Rhomberg

میان انواع کالاها به زمان نیاز دارند. همچنین، تولیدکنندگان نیز برای جذب سرمایه جدید، راه‌اندازی واحدهای تولیدی، استخدام نیروی کار و توسعه شبکه‌های توزیع، نیازمند زمان هستند.

۲-۲. پیشینه پژوهش

فرضیه اثر منحنی J به دفعات و در شرایط گوناگون با روش‌های اقتصادسنجی متفاوتی آزمون شده است. به‌طور کلی، نتایج این مطالعات متفاوت و ناهمگن بوده و بنابراین در ادبیات تجربی، اجماعی درباره اعتبار این فرضیه وجود ندارد. تا سال ۲۰۱۵، مطالعات تجربی از مدل‌های رگرسیون خطی یا متقارن بهره می‌بردند. با این حال، همان‌طور که اشاره شد، بهمنی-اسکوئی و فریدی‌توانا (۲۰۱۵، ۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که واکنش تراز تجاری به تغییرات مثبت و منفی یکسان در نرخ ارز حقیقی می‌تواند متفاوت (نامتقارن) باشد. به دنبال این مطالعات، در دهه گذشته پژوهش‌های متعددی فرضیه منحنی J را برای کشورهای مختلف با استفاده از مدل‌های نامتقارن یا غیرخطی (به‌ویژه، رویکرد ARDL غیرخطی) آزمون کرده‌اند. مطالعات پیشین عموماً از روش‌های سری زمانی برای تحلیل اثر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری کل یک کشور خاص یا تراز تجاری یک کشور با یک یا چند شریک تجاری به‌صورت منفرد بهره گرفته‌اند و در مواردی نیز از روش‌های پانلی برای بررسی هم‌زمان تراز تجاری یک کشور با مجموعه‌ای از شرکای تجاری استفاده شده است. همچنین، این مطالعات از نظر تمرکز بر تراز تجاری کل، تراز تجاری کالاها یا تراز تجاری مربوط به یک بخش خاص مانند خدمات، صنعت و کشاورزی با یکدیگر تفاوت دارند. به‌عنوان مثال، بهمنی-اسکوئی و بَک[1] (۲۰۲۵) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۰ صنعت خدماتی کره جنوبی، فرضیه منحنی J را بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری رویکرد ARDL خطی این فرضیه را برای تنها یک صنعت تأیید می‌کنند، اما نتایج مدل ARDL غیرخطی، آن را برای چهار صنعت تأیید می‌کنند. بهمنی-اسکوئی و همکاران (۲۰۲۵) به بررسی رابطه نرخ ارز و تراز تجاری روسیه با کشورهای گروه هفت (G7) پرداخته‌اند. در تحلیل خطی، نتایج نشان می‌دهند که کاهش ارزش روبل روسیه در کوتاه‌مدت عمدتاً اثر منفی بر تراز تجاری دارد، اما در بلندمدت بعضاً اثر مثبت مطابق با پدیده منحنی J مشاهده می‌شود. با این حال، تحلیل غیرخطی شواهد قوی‌تری از این پدیده ارائه می‌دهد. فلیپه و همکاران (۲۰۲۵) با استفاده از آزمون‌های علیت غیرخطی نشان می‌دهند که برای اکثر اقتصادهای منطقه یورو، تغییرات نرخ

[1]. Bahmani-Oskooee & Baek

ارز حقیقی مبتنی بر هزینه واحد نیروی کار علت پویایی‌های تراز تجاری نیست. این نتیجه دلالت بر رد فرضیه منحنی J دارد. گانای و خان[1] (۲۰۲۵) با استفاده از رویکرد ARDL غیرخطی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری دوجانبه هند با ایالات متحده آمریکا را مورد مطالعه قرار می‌دهند. نتایج این مطالعه فرضیه منحنی J را تأیید می‌کنند. بارکات[2] و همکاران (۲۰۲۴) با به‌کارگیری رویکرد ARDL پانلی و برآوردگر میانگین گروهی ترکیبی (PMG) به بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز مؤثر اسمی بر تراز تجاری کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس (GCC) پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش شواهدی از پدیده منحنی J ارائه می‌دهند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که واکنش تراز تجاری به افزایش نرخ ارز در مقایسه با کاهش آن شدیدتر است. بهمنی-اسکوئی و کراملیکلی[3] (۲۰۲۳) اثر منحنی J در تجارت خدماتی ایالات متحده با نه شریک تجاری را بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از مدل خطی شواهد محدودی از فرضیه منحنی J ارائه می‌دهند، اما مدل غیرخطی حمایت بیشتری از این فرضیه نشان می‌دهد. پاری[4] و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از رویکرد ARDL پانلی و برآوردگر میانگین گروهی ترکیبی (PMG) پدیده منحنی J را برای کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های خطی و غیرخطی هیچ شواهدی از این پدیده ارائه نمی‌دهند. بهمنی-اسکوئی و همکاران (۲۰۲۲) اثر منحنی J متقارن و نامتقارن را در تراز تجاری دوجانبه ایالات متحده با ۱۲ شریک عمده تجاری آن در آمریکای جنوبی بررسی کرده‌اند. نتایج مدل ARDL خطی از اثر منحنی J متقارن در تجارت آمریکا با آرژانتین، کلمبیا، گویان، پرو، اروگوئه و ونزوئلا حمایت می‌کند. مدل ARDL غیرخطی نیز فرضیه منحنی J نامتقارن را در تجارت آمریکا با آرژانتین، بولیوی، برزیل، شیلی، کلمبیا، گویان، پرو، سورینام و اروگوئه تأیید می‌کند. اقبال[5] و همکاران (۲۰۲۱) اثر منحنی J را در تجارت دوجانبه بین پاکستان و هشت شریک عمده تجاری آن بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مدل ARDL خطی شواهدی از وجود اثر منحنی J ارائه نمی‌دهد، اما مدل ARDL غیرخطی از وجود این اثر در تجارت پاکستان با مالزی، چین و ایالات متحده

1. Ganai & Khan
2. Barkat
3. Bahmani-Oskooee & Karamelikli
4. Parray
5. Iqbal

حمایت می‌کند. مویتو[1] و همکاران (۲۰۲۱) فرضیه منحنی J را در تراز تجاری کنیا با ۳۰ شریک تجاری بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از مدل‌های ARDL پانلی خطی و غیرخطی (برآوردگر PMG) نشان می‌دهند که در صورت فرض تقارن، اثر منحنی J در هفت رابطه تجاری دوجانبه مشاهده می‌شود، اما با در نظر گرفتن عدم تقارن، این اثر در ۱۳ مورد تأیید می‌شود. بهمنی-اسکوئی و آریز[2] (۲۰۲۰) اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری مربوط به ۱۳ کشور آفریقایی بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از رویکرد ARDL غیرخطی نشان می‌دهند که در بسیاری از کشورها اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت وجود دارد. افزون بر این، فرضیه منحنی J برای کشورهای الجزایر، کامرون، اتیوپی، مراکش، تانزانیا و زامبیا تأیید می‌شود. بهمنی-اسکوئی و نصیر[3] (۲۰۲۰) پدیده منحنی J را برای تراز تجاری ۶۸ صنعت دورقمی بین ایالات متحده و بریتانیا با استفاده از رویکرد ARDL غیرخطی بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که تقریباً در همه صنایع اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت نرخ ارز حقیقی (دلار-پوند) وجود دارد، اما این اثرات در ۲۵ صنعت به اثرات نامتقارن بلندمدت معنادار تبدیل می‌شوند. از این موارد، فرضیه منحنی J نامتقارن برای ۱۸ صنعت تأیید می‌شود. آری[4] و همکاران (۲۰۱۹) پدیده منحنی J را در تجارت دوجانبه ترکیه با ۱۸ کشور عضو اتحادیه اروپا با استفاده از رویکردهای ARDL خطی و غیرخطی بررسی کرده‌اند. آنها نشان می‌دهند که نتایج مدل غیرخطی حمایت بیشتری از وجود اثر منحنی J می‌کنند. یازگان و اوزترک[5] (۲۰۱۹) رابطه بین جریان‌های تجاری، نرخ ارز حقیقی مؤثر و درآمدها را با استفاده از داده‌های تجارت دوجانبه ۳۳ کشور که بیش از دوسوم تجارت جهانی را پوشش می‌دهند، بازنگری کرده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری رویکرد CS-ARDL پانلی خطی در این مطالعه نشان می‌دهند که هیچ‌گونه شواهدی از اثر منحنی J وجود ندارد. بهمنی-اسکوئی و همکاران (۲۰۱۸) رابطه بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری چین با ۲۱ شریک تجاری آن را با استفاده از رویکرد ARDL غیرخطی بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که فرضیه منحنی J برای رابطه تجاری چین با پنج شریک تجاری از جمله ایالات متحده

1. Mwito
2. Bahmani-Oskooee & Arize
3. Bahmani-Oskooee & Nasir
4. Ari
5. Yazgan & Ozturk

تأیید می‌شود. نوسَیر[1] (۲۰۱۷) پدیده منحنی J را برای ۱۶ اقتصاد در حال گذار اروپایی با استفاده از رویکردهای ARDL خطی و غیرخطی بررسی کرده است. نتایج حاصل از مدل خطی هیچ شواهدی از وجود اثر منحنی J ارائه نمی‌دهند، اما مدلARDL غیرخطی این پدیده را برای ۱۲ کشور تأیید می‌کند.

افزون بر این، در دو دهه گذشته، مطالعات متعددی فرضیه منحنی J را برای روابط تجاری ایران با یک یا چند شریک تجاری بررسی کرده‌اند. این مطالعات در جدول (۱) گزارش شده‌اند.

جدول (۱): پیشینه مطالعات تجربی برای اقتصاد ایران

نویسنده	دوره زمانی	روش	کشورها	نتیجه
اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵)	۱۹۹۵-۲۰۰۴	رویکرد ARDL و مدل VECM	ایران و آلمان	رد فرضیه منحنی J
مهرآرا و عبدی (۱۳۸۶)	۱۳۳۸-۱۳۸۳	روش‌های هم‌انباشتگی یوهانسن-جوسلیوس، انگل-گرنجر، فیلیپس-هانسن و ARDL	ایران-تراز تجاری کل	رد فرضیه منحنی J
طیبی و همکاران (۱۳۸۹)	۱۳۶۳-۱۳۸۷	رویکرد ARDL	ایران و ۱۰ شریک عمده تجاری	تأیید فرضیه منحنی J برای تمام شرکای تجاری به استثناء کشورهای چین و ایتالیا
کازرونی و مجیری (۱۳۸۹)	۱۹۷۹-۲۰۰۵	رویکرد ARDL	ایران و ۶ شریک عمده تجاری	تأیید فرضیه منحنی J برای امارات و رد آن برای سایر شرکای تجاری
معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹)	۱۹۹۲-۲۰۰۴	مدل VECM	ایران و شرکای عمده تجاری	تأیید فرضیه منحنی J
پدارم و همکاران (۱۳۹۰)	۱۳۵۸-۱۳۸۵	مدل VAR	ایران و ۱۱ شریک عمده تجاری	تأیید فرضیه منحنی J برای تمام شرکای تجاری به استثناء کشور ترکیه
کازرونی و همکاران (۱۳۹۰)	۱۳۵۵-۱۳۸۶	مدل VAR و هم‌انباشتگی یوهانسن-جوسلیوس	ایران و شرکای عمده تجاری	رد فرضیه منحنی J
احمدی شادمهری و احمدیان یزدی (۱۳۹۱)	۱۹۷۰-۲۰۰۷	رویکرد ARDL	ایران و آلمان	تأیید فرضیه منحنی J
حیدری و زارعی (۱۳۹۱)	۱۳۷۰-۱۳۸۶	رویکرد ARDL	ایران و شرکای عمده تجاری آسیایی	تأیید فرضیه منحنی J برای کشورهای چین و ژاپن و رد آن برای سایر شرکای تجاری آسیایی
محمدی و آریابد (۱۳۹۱)	۱۹۹۶-۲۰۰۸	مدل VECM	ایران و کره جنوبی	رد فرضیه منحنی J

[1]. Nusair

راسخی و رستمی (۱۳۹۲)	۱۳۵۸-۱۳۸۵	رویکرد ARDL	ایران و شرکای عمده آسیایی و اروپایی	تأیید فرضیه منحنی J برای کشور امارات متحده عربی و رد آن در سایر شرکای تجاری
یزدانی و جنگی (۱۳۹۵)	۱۳۶۴-۱۳۹۳	رویکرد ARDL	ایران و ۱۶شریک عمده تجاری	تأیید فرضیه منحنی J برای اکثر شرکای تجاری
ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷)	۱۹۹۲-۲۰۱۶	رویکرد ARDL غیرخطی	ایران و چین	رد فرضیه منحنی J
تاری و همکاران (۱۳۹۷)	۱۹۷۹-۲۰۱۵	رویکرد ARDL	ایران-تراز تجاری کل	رد فرضیه منحنی J
ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۸)	۱۹۹۹-۲۰۱۶	رویکرد ARDL غیرخطی	ایران و کشورهای ترکیه و آلمان	تأیید فرضیه منحنی J برای کشور ترکیه و رد آن برای کشور آلمان
کریمی و همکاران (۱۳۹۸)	۱۳۷۱-۱۳۹۵	رویکرد ARDL غیرخطی	ایران و چین	عدم تأیید فرضیه منحنی J
اسمعیلی و همکاران (۱۳۹۹)	۱۹۹۸-۲۰۱۷	رویکرد ARDL و ARDL غیرخطی	ایران و ۸ شریک عمده تجاری	تأیید فرضیه منحنی J برای کشورهای چین و هند و رد آن برای سایر شرکای تجاری
انصاری نسب و همکاران (۱۴۰۰)	۱۹۷۸-۲۰۱۸	رویکرد ARDL و ARDL غیرخطی	ایران-تراز تجاری کل	تأیید فرضیه منحنی J
محسنی و مهین رنجبر (۱۴۰۰)	۱۹۸۱-۲۰۱۴	مدل SVAR	ایران-تراز تجاری غیرنفتی	تأیید فرضیه منحنی J

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، اغلب مطالعات داخلی و خارجی از رویکرد ARDL برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری استفاده کرده‌اند. افزون بر این، یافته‌های این مطالعات در خصوص تأیید یا رد فرضیه اثر منحنی J یکسان نبوده و تفاوت‌های معناداری میان آنها مشاهده می‌شود. حتی در چارچوب یک مطالعه واحد نیز نتایج به‌دست‌آمده برای شرکای تجاری مختلف بعضاً متضاد هستند. این ناهمگنی را می‌توان به عواملی نظیر دوره زمانی مطالعه، روش اقتصادسنجی مورد استفاده، ویژگی‌های ساختاری کشور، ترکیب شرکای تجاری و نوع تراز تجاری نسبت داد.

۳. روش‌شناسی: رویکرد CS-ARDL پانلی

مدل ARDL یکی از پرکاربردترین مدل‌های پویا است که برای استخراج روابط بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی و مکانیسم تعدیل انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت (در فرم تصحیح خطا)

به‌کار گرفته می‌شود. در کاربردهای پانلی، روش‌های سنتی مانند برآوردگرهای اثرات ثابت و تصادفی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) ممکن است برآوردهای ناسازگار و گمراه‌کننده‌ای از مقادیر متوسط پارامترها در این قبیل مدل‌ها به‌دست دهند (پسران و اسمیت، ۱۹۹۵؛ پسران، ۲۰۱۵a). بنابراین، پسران و اسمیت (۱۹۹۵) یکی از رویکردهای رایج برای برآورد اثرات متوسط در مدل‌های ناهمگن پویا پیشنهاد می‌کنند. در این رویکرد، نخست رگرسیون‌های مربوط به هر یک از واحدهای مقطعی به‌صورت جداگانه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شوند و سپس میانگین ساده‌ی ضرایب برآورد شده برای همه گروه‌ها محاسبه می‌شود. این برآوردگر، برآوردگر میانگین گروهی (MG) نامیده می‌شود. در مورد مدل ARDL پانلی، برآوردگر MG در دو مرحله به‌کار گرفته می‌شود: در مرحله اول، مدل ARDL برای هر یک از مقاطع به‌طور مجزا با استفاده از روش OLS برآورد می‌شود. در مرحله دوم، برآوردهای MG برای متوسط ضرایب بلندمدت، ضریب تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت به‌دست می‌آیند. با وجود ناهمگنی شیب، واحدهای مقطعی ممکن است برخی ویژگی‌های مشترک داشته باشند. به‌عنوان مثال، این امکان وجود دارد که کشورها یا مناطق جغرافیایی مختلف، به دلیل تفاوت‌های تاریخی و فرهنگی، پویایی‌های مختلفی در جهت تعدیل انحرافات تعادلی داشته باشند، اما همه آنها در بلندمدت می‌توانند به دلیل شریط و نیروهای آربیتراژ (درون-بازاری و بین-بازاری)، ارتباطات متقابل ناشی از تجارت بین‌الملل و مراودات فرهنگی به یک تعادل اقتصادی یکسان همگرا شوند. بر این اساس، پسران و همکاران (۱۹۹۹) برآوردگر میانگین گروهی ترکیبی (PMG) جهت برآورد مدل‌های ARDL پانلی پیشنهاد می‌کنند. این برآوردگر قیدهای همگنی بر ضرایب بلندمدت تحمیل می‌کند، اما اجازه می‌دهد عرض از مبدأ، ضریب تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت همانند واریانس‌های خطا بتوانند برای واحدهای مقطعی متفاوت باشند. پسران و همکاران (۱۹۹۹) یک رویکرد دو مرحله‌ای را برای برآورد پارامترهای این مدل معرفی می‌کنند. در مرحله اول، برآوردگر حداکثر درستنمایی (ML) جهت برآورد ضرایب بلندمدت به‌کار گرفته می‌شود. سپس، برآوردهای حداکثر درستنمایی به‌دست آمده برای ضرایب بلندمدت در مدل جایگزین می‌شوند. در مرحله دوم، روش OLS جهت برآورد این مدل برای هر یک از مقاطع به‌صورت مجزا به‌کار گرفته می‌شود. در این مرحله، برآوردهایی برای ضریب تصحیح خطا، ضرایب کوتاه‌مدت و

عرض از مبدأ نیز به‌دست می‌آید. نهایتاً، می‌توان با استفاده از روش MG برآوردهای سازگاری برای میانگین این پارامترها به‌دست آورد.

برآوردگرهای فوق در صورتی مناسب هستند که اجزاء خطا در مدل ARDL پانلی دارای استقلال مقطعی[1] باشند. این در حالیست که وجود نوعی از وابستگی مقطعی خطاها در کاربردهای اقتصادی داده‌های پانلی به احتمال زیاد قاعده است نه استثنا و نادیده گرفتن چنین مسئله‌ای می‌تواند عواقب جدی به‌دنبال داشته باشد. همبستگی مقطعی خطاها ممکن است به دلیل اثرات مشترک حذف شده، اثرات فضایی و یا تعاملات درون شبکه‌های اقتصادی-اجتماعی ایجاد شود (پسران، ۲۰۱۵b). در این شرایط، برآوردگرهای پانلی متعارف مانند اثرات ثابت یا تصادفی می‌توانند بسته به اندازه‌ی وابستگی مقطعی و اینکه آیا منبع وابستگی (مانند یک شوک مشترک غیر قابل مشاهده) ارتباطی با متغیرهای توضیحی دارد یا خیر، منجر به استنباط آماری نادرست و حتی ناسازگاری برآوردها شوند (فیلیپس و سول[2]، ۲۰۰۳؛ اندروز[3]، ۲۰۰۵؛ سارافیدیس و وانسبیک[4]، ۲۰۱۲). بنابراین، تشخیص اندازه و ماهیت وابستگی مقطعی خطاها و مدل‌سازی آن مسائل مهمی در تجزیه و تحلیل پانل‌های بزرگ محسوب می‌شوند.

تاکنون رویکردهای مختلفی برای تجزیه و تحلیل وابستگی مقطعی به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شده است. یک رویکرد مهم برای مدل‌سازی وابستگی مقطعی، روش چند عاملی پسماندی[5] است که یک ساختار خطای چند عاملی[6] را فرض می‌کند که واحدهای مقطعی به‌طور همزمان تحت تأثیر تعداد محدودی از عوامل مشترک مشاهده نشده قرار می‌گیرند و می‌توانند با اندازه‌های مختلفی به آنها پاسخ دهند. این عوامل مشترک ممکن است انعکاس دهنده‌ی نوسانات سیکل‌های تجاری، پیشرفت تکنولوژی یا دیگر روندها و شوک‌های جهانی باشند که بر تمام واحدهای مقطعی تأثیر می‌گذارد و به دلیل اختلاف در نهادها، ظرفیت جذب، انعطاف‌ناپذیری تکنولوژیکی، توانایی

1. Cross-sectional independence
2. Phillips & Sul
3. Andrews
4. Sarafidis & Wansbeek
5. Residual multifactor approach
6. Multifactor error structure

ذاتی، رجحان‌ها، ریسک‌گریزی، زمینه‌های اجتماعی و غیره، اثرات بالقوه متفاوتی بر واحدهای مقطعی مختلف دارند (واس و اورارت[۱]، ۲۰۲۱).

پسران (۲۰۰۶) یک تکنیک برآورد شناخته شده تحت عنوان برآوردگر اثرات همبسته مشترک[۲] (CCE) را برای برآورد مدل‌های پانل دیتا با یک ساختار خطای چند عاملی معرفی کرده است. در این رویکرد، متوسط‌های مقطعی (گروهی)[۳] متغیرهای وابسته و توضیحی مشاهده شده ($\bar{y}_{wt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} y_{it}$ و $\bar{\mathbf{x}}_{wt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathbf{x}_{it}$) برای تقریب زدن عوامل مشترک مشاهده نشده به سمت راست مدل رگرسیون اصلی افزوده می‌شوند؛ به‌طوری‌که در شرایط حدی ($N \to \infty$)، اثر این عوامل مشترک حذف می‌شود. بسته به اینکه ضرایب شیب در مدل اصلی همگن یا ناهمگن در نظر گرفته می‌شوند، دو نسخه‌ی ترکیبی و میانگین گروهی از برآوردگر CCE پیشنهاد شده است که به‌ترتیب برآوردگر ترکیبی با اثرات مشترک همبسته[۴] (CCEP) و برآوردگر میانگین گروهی با اثرات مشترک[۵] (CCEMG) نامیده می‌شوند. روش CCE نسبت به انواع مختلف وابستگی مقطعی خطاها، ریشه‌های واحد احتمالی در عوامل مشترک و ناهمگنی ضرایب شیب مقاوم[۶] است.

برآوردگرهای CCE در اصل برای مدل‌های ایستا ارائه شده‌اند. چودیک و پسران (۲۰۱۵) رویکرد CCE را برای مدل‌های پانلی ناهمگن با وقفه‌های متغیر وابسته و/یا دیگر رگرسورهای برون‌زای ضعیف توسعه داده و آن را رویکرد اثرات همبسته مشترک پویا[۷] (DCCE) نام‌گذاری می‌نمایند. این نویسندگان نشان می‌دهند که ترکیب پویایی و ناهمگنی ضرایب در مدل پانل دیتا ایجاب می‌کند که علاوه بر متوسط‌های مقطعی متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مشاهده شده، تعداد نامحدودی از وقفه‌هایشان برای حذف عوامل مشترک مشاهده نشده به مدل مورد نظر افزوده شود. از آنجایی‌که چنین عملی در نمونه‌های محدود امکان‌پذیر نیست، آنان پیشنهاد می‌کنند که تعداد وقفه‌های انتخابی با T رشد نماید (تعداد وقفه‌های پیشنهادی معادل $\lfloor T^{1/3} \rfloor$ است).

---

1. Vos & Everaert
2. Common correlated effects
3. Cross-sectional averages
4. Common correlated effects pooled estimator
5. Common correlated effects mean group estimator
6. Robust
7. Dynamic common correlated effects

با توجه به چودیک و پسران (۲۰۱۵)، یک مدل ARDL تعمیم‌یافته‌ی مقطعی (CS-ARDL) به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\delta}'_{ij} \mathbf{x}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_T} \boldsymbol{\psi}'_{ij} \bar{\mathbf{z}}_{w,t-j} + u_{it}, \qquad (۷)$$

که $\mathbf{x}_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{kit})'$ و $\boldsymbol{\delta}_{ij} = (\delta_{1ij}, \delta_{2ij}, \dots, \delta_{kij})'$ بردارهای k-بعدی از متغیرهای توضیحی و ضرایب مربوطه برای واحد مقطعی (گروه) iام هستند؛ α_i بیانگر اثرات فردی است؛ λ_{ji} ضرایب وقفه‌های متغیرهای وابسته هستند؛ $\bar{\mathbf{z}}_{wt} = (\bar{y}_{wt}, \bar{\mathbf{x}}'_{wt})'$ متوسط‌های مقطعی متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مشاهده شده هستند که به‌صورت $\bar{y}_{wt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} y_{it}$ و $\bar{\mathbf{x}}_{wt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathbf{x}_{it}$ محاسبه می‌شوند و $p_T = \left[T^{1/3}\right]$ است.

می‌توان این مدل را در فرم تصحیح خطا نوشت:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \underbrace{\phi_i \left(y_{i,t-1} - \boldsymbol{\beta}'_i \mathbf{x}_{it}\right)}_{\phi_i y_{i,t-1} + \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{x}_{it}} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\delta}^{*\prime}_{ij} \Delta \mathbf{x}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_T} \boldsymbol{\psi}'_{ij} \bar{\mathbf{z}}_{w,t-j} + u_{it}, \qquad (۸)$$

که $\boldsymbol{\beta}_i$ یک بردار ستونی k-بعدی از ضرایب بلندمدت مربوط به واحد مقطعی iام است (عناصر این بردار بیانگر اثرات بلندمدت متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته هستند) و $\boldsymbol{\delta}^*_{ij}$ یک بردار ستونی k-بعدی از ضرایب کوتاه‌مدت مربوط به واحد مقطعی iام با j وقفه زمانی است (عناصر این بردار بیانگر اثرات کوتاه‌مدت متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته هستند).

پسران و چودیک (۲۰۱۵) برآوردگرهای MG و PMG را برای برآورد متوسط ضرایب فردی در مدل DCCE فوق معرفی می‌کنند که به‌ترتیب به‌عنوان برآوردگرهای میانگین گروهی با اثرات مشترک پویا[1] (DCCEMG) و میانگین گروهی ترکیبی با اثرات مشترک پویا[2] (DCCEPMG) شناخته می‌شوند. در رویکرد DCCEMG، نخست ضرایب مدل (۷) برای هر واحد مقطعی به‌صورت مجزا برآورد می‌شوند. سپس، برآوردهایی برای ضرایب مدل تصحیح خطای (۸) بر اساس

[1]. Dynamic common correlated effects mean group
[2]. Dynamic common correlated effects pooled mean group

آنها به‌دست می‌آید. در نهایت، برآوردهای MG برای متوسط ضرایب بلندمدت، ضریب تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت حاصل می‌شوند. در رویکرد DCCEPMG، قید همگنی بر ضرایب بلندمدت برای واحدهای مقطعی مختلف تحمیل شده، اما اجازه داده می‌شود ضریب تعدیل و ضرایب کوتاه‌مدت ناهمگن باشند. با لحاظ کردن قید برابری ضرایب بلندمدت ($\boldsymbol{\beta}_i = \boldsymbol{\beta},\ i = 1,2,\dots,N$)، مدل تصحیح خطای (۸) به شکل زیر ظاهر می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i\left(y_{i,t-1} - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_{it}\right) + \sum_{j=1}^{p-1}\lambda_{ij}^{*}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1}\boldsymbol{\delta}_{ij}^{*\prime}\Delta\mathbf{x}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_T}\boldsymbol{\psi}_{ij}'\bar{\mathbf{z}}_{w,t-j} + u_{it}, \quad (۹)$$

سپس، همانند مورد PMG، یک روش دو مرحله‌ای برای برآورد پارامترهای مدل فوق به‌کار گرفته می‌شود. در مرحله اول، ضرایب بلندمدت ($\boldsymbol{\beta}$) با استفاده از روش ML برآورد می‌شوند. سپس، برآوردهای ML به‌دست آمده برای ضرایب بلندمدت ($\widehat{\boldsymbol{\beta}}$) جایگزین $\boldsymbol{\beta}$ در مدل (۹) می‌شوند. در این‌صورت، مدل زیر حاصل می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i\hat{\xi}_i + \sum_{j=1}^{p-1}\lambda_{ij}^{*}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1}\boldsymbol{\delta}_{ij}^{*\prime}\Delta\mathbf{x}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_T}\boldsymbol{\psi}_{ij}'\bar{\mathbf{z}}_{w,t-j} + u_{it}, \quad (۱۰)$$

که $\hat{\xi}_i = \hat{\xi}_i(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = y_{i,t-1} - \widehat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{x}_{it}$ بیانگر عبارت تصحیح خطا است. سپس، در مرحله دوم، روش OLS جهت برآورد مدل (۱۰) برای هر یک از iها به‌صورت مجزا به‌کار گرفته می‌شود. در این مرحله، برآوردهایی برای ضرایب تصحیح خطا (ϕ_iها) و ضرایب کوتاه‌مدت (λ_{ij}^{*}ها و $\boldsymbol{\delta}_{ij}^{*}$ها) نیز به‌دست می‌آید. نهایتاً، می‌توان با استفاده از روش میانگین گروهی برآوردهای سازگاری برای میانگین این پارامترها به‌دست آورد.

رویکردی که تاکنون تشریح شد یک رویکرد ARDL خطی است. در این رویکرد، متغیرهای $\mathbf{x}$ در هر دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توانند فقط به‌صورت متقارن بر متغیر y اثر بگذارند. شین و همکاران (۲۰۱۴) بحث می‌کنند که روابط بسیاری از فرآیندها و متغیرهای کلان اقتصادی نامتقارن است و به‌کارگیری مدل‌های متقارن ممکن است نتایج گمراه‌کننده‌ای به دست دهد. بنابراین، آنها یک نسخه نامتقارن از این مدل تحت عنوان ARDL غیرخطی را ارائه دادند که اجازه می‌دهد مکانیسم اثرگذاری متغیرها نامتقارن باشد. به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن یک

متغیر توضیحی خاص، نخست مقدار آن برای هر دوره زمانی به‌صورت زیر تجزیه می‌شود (برای ساده‌سازی، اندیس i از x_{it} حذف شده است):

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-, \qquad (۱۱)$$

که x_0 یک مقدار اولیه است و x_t^+ و x_t^- فرآیندهای مجموع جزئی[1] تغییرات مثبت و منفی در سری زمانی x_t هستند و به صورت زیر ایجاد می‌شوند:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0), \quad x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0). \qquad (۱۲)$$

سپس، x_{it}^+ و x_{it}^- جانشین x_{it} در روابط (۷) تا (۱۰) می‌شوند (متغیر توضیحی x با متغیرهای x^+ و x^- جایگزین می‌شود). در این‌صورت، ضرایب x_{it}^+ و x_{it}^- در رابطه بلندمدت را می‌توان به‌عنوان β^+ و β^- نمایش داد؛ به‌طوری‌که β^+ (β^-) بیانگر اثر بلندمدت یک واحد افزایش (کاهش) در x برای واحد مقطعی iام است. همچنین، δ_j^+ و δ_j^- به‌ترتیب ضرایب $\Delta x_{i,t-j}^+$ و $\Delta x_{i,t-j}^-$ در تعدیلات کوتاه‌مدت خواهند بود ($j = 0, 1, 2, \dots, q-1$). بطور کلی، دو نوع عدم تقارن اصلی در رویکرد ARDL مورد توجه قرار می‌گیرد: عدم تقارن بلندمدت و عدم تقارن کوتاه‌مدت. شین و همکاران (۲۰۱۴) دو نوع قید برای تقارن کوتاه‌مدت معرفی کرده‌اند:

قید جفتی[2]: $\delta_j^+ = \delta_j^-$ برای همه $j = 0, 1, 2, \dots, q-1$

قید جمعی[3]: $\sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^-$

بنابراین، به منظور انتخاب مدل مناسب، می‌توان مدل نامقید (با عدم تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت) را برآورد و سپس با استفاده از آزمون والد استاندارد، فرضیه‌های صفر تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت را آزمون کرد. فرضیه صفر تقارن بلندمدت به صورت $H_0: \beta^+ = \beta^-$ تعریف می‌شود. همچنین، فرضیه صفر تقارن کوتاه‌مدت به یکی از دو صورت $H_0: \delta_j^+ = \delta_j^-$ برای همه $j = 0, 1, \dots, q-1$ و $H_0: \sum_{j=1}^{q-1} \delta_j^+ = \sum_{j=1}^{q-1} \delta_j^-$ تعریف می‌شوند. هدف از این آزمون بررسی برابری ضرایب Δx_{it}^- و Δx_{it}^+ است. در مجموع، چنانچه نتوان فرضیه صفر تقارن بلندمدت و/یا کوتاه‌مدت را رد کرد، اثرات مربوطه را بایستی به‌صورت متقارن در نظر گرفت.

---

[1]. Partial sum process
[2]. Pair-wise restriction
[3]. Additive restriction

۴. مدل تجربی، متغیرها و داده‌ها

۴-۱. مدل تجربی و متغیرها

در ادبیات تجارت بین‌الملل، به‌دنبال مطالعه رُز و یِلِن[1] (۱۹۸۹)، اکثر مطالعات تجربی سه متغیر را به‌عنوان تعیین‌کننده‌های اصلی تراز تجاری یک کشور تشخیص داده‌اند: درآمد حقیقی کشور مورد نظر، درآمد حقیقی شرکای تجاری و نرخ ارز حقیقی دوجانبه[2] بین کشور مورد نظر و هر یک از شرکای تجاری (بهمنی-اسکوئی و فریدی‌توانا، ۲۰۱۵، ۲۰۱۶؛ بهمنی-اسکوئی و هاروی[3]، ۲۰۱۷). به پیروی از این مطالعات، مدل تراز تجاری با فرم کاهش‌یافته زیر جهت آزمون تجربی اثر منحنی J در روابط تجاری ایران و شرکای تجاری مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\mathrm{Ln}\,TB_{it} = \beta_0 + \beta_1\,\mathrm{Ln}Y_{IRN,t} + \beta_2\,\mathrm{Ln}Y_{it} + \beta_3\,\mathrm{Ln}REX_{it} + u_{it}, \qquad (۱۳)$$

که عملگر Ln بیانگر لگاریتم طبیعی است؛ اندیس‌های i و t به‌ترتیب بیانگر شریک تجاری iام و دوره زمانی t هستند؛ TB_i معیاری برای تراز تجاری بین ایران و شریک تجاری iام است که به‌صورت نسبت ارزش اسمی صادرات کالاها از ایران به شریک تجاری iام به ارزش اسمی واردات کالاها از شریک تجاری iام به ایران $(TB_i = X_i/M_i)$ تعریف می‌شود. با توجه به بهمنی-اسکویی (۱۹۹۱)، استفاده از این معیار برای تراز تجاری دارای دو مزیت است: اولاً، امکان تصریح مدل تراز تجاری در فرم لگاریتمی برای برآورد کشش تراز تجاری نسبت به عوامل تعیین‌کننده آن فراهم می‌شود؛ چرا که این نسبت همواره مقادیر مثبت به‌خود اختصاص می‌دهد. دوماً، این معیار مستقل از واحد اندازه‌گیری است و می‌توان آن را با استفاده از ارزش اسمی صادرات و واردات محاسبه کرد (نیازی به ارزش حقیقی این متغیرها ندارد). علاوه بر این، Y_{IRN} و Y_i به‌ترتیب بیانگر درآمد حقیقی ایران و درآمد حقیقی شریک تجاری iام هستند که با استفاده از شاخص تولید ناخالص داخلی حقیقی (بر مبنای قیمت ثابت سال پایه ۲۰۱۵) اندازه‌گیری می‌شوند. در نهایت، REX_i بیانگر نرخ ارز حقیقی دوجانبه بین ریال ایران و پول ملی شریک تجاری iام است که برای دوره زمانی t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$REX_{it} = \frac{P_{it} * EX_{it}}{P_{IRN,t}}, \qquad (۱۴)$$

---

[1]. Rose & Yellen
[2]. Real bilateral exchange rate
[3]. Bahmani-Oskooee & Harvey

که P_{IRN} و P_i به‌ترتیب بیانگر سطح عمومی قیمت‌ها در ایران و کشور شریک تجاری iام هستند که با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] (CPI) اندازه‌گیری می‌شوند و EX_i بیانگر نرخ ارز اسمی دوجانبه[2] بین ایران و شریک تجاری iام است که معادل قیمت هر واحد پول ملی شریک تجاری iام بر حسب ریال ایران است. لازم به‌ذکر است که این نرخ از تقسیم نرخ دلار بر حسب ریال ایران بر نرخ دلار بر حسب پول ملی شریک تجاری iام به‌دست می‌آید. بر اساس تعریف فوق، افزایش REX_i انعکاس‌دهنده کاهش در ارزش حقیقی ریال ایران در مقابل پول ملی شریک تجاری iام است. تمامی متغیرها در هر دوره زمانی اندازه‌گیری می‌شوند و بنابراین بایستی اندیس t به آنها افزوده شود.

انتظار می‌رود افزایش درآمد حقیقی شرکای تجاری از طریق افزایش تقاضا برای صادرات کشور موجب بهبود تراز تجاری ایران شود و افزایش درآمد حقیقی ایران از طریق افزایش تقاضا برای واردات کشور موجب بدتر شدن تراز تجاری شود. بر این اساس، علامت انتظاری ضرایب β_1 و β_2 به‌ترتیب مثبت و منفی است.

معادله رگرسیون (۱۳) ارتباط میان سطح متغیرها را تبیین می‌کند که می‌تواند به‌عنوان یک رابطه بلندمدت یا هم‌انباشتگی تلقی شود. این در حالیست که برای آزمون اثر منحنی J در خصوص اثر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری، لازم است نه تنها رابطه بلندمدت میان متغیرها (در صورت وجود) برآورد شود، بلکه پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز بررسی شوند. برای این منظور، به پیروی از مطالعات پیشین، نسخه پانلی مدل تصحیح خطای[3] (ECT) مبتنی بر رویکرد ARDL (پسران و همکاران، ۲۰۰۱) مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این چارچوب، چنانچه نرخ ارز حقیقی در بلندمدت اثر مثبت و در کوتاه‌مدت اثر منفی بر تراز تجاری ایران با شرکای تجاری داشته باشد، فرضیه اثر منحنی J تأیید می‌شود. تاکنون مطالعات گسترده‌ای برای آزمون تجربی این فرضیه برای کشورهای مختلف با استفاده از داده‌های سری زمانی و پانلی انجام شده است. همان‌طور که بحث شد، مطالعات اولیه از مدل ARDL خطی یا متقارن بهره می‌بردند، تا اینکه بهمنی-اسکوئی و فریدی‌توانا (۲۰۱۵، ۲۰۱۶) به‌کارگیری مدل‌های رگرسیون غیرخطی یا نامتقارن را پیشنهاد کردند. آنها استدلال می‌کنند که پاسخ تراز تجاری به تغییرات مثبت و منفی

[1]. Consumer price index
[2]. Nominal bilateral exchange rate
[3]. Error correction model

(با مقدار یکسان) نرخ ارز حقیقی می‌تواند متفاوت (نامتقارن) باشد. بنابراین، در مطالعه حاضر با استفاده از آزمون فرضیه‌های تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت در خصوص انتخاب مدل ARDL پانلی متقارن و غیرمتقارن تصمیم‌گیری می‌شود. موضوع مهم دیگر این است که در مطالعات پیشین، مسئله وابستگی مقطعی خطاها در برآورد مدل‌های ARDL پانلی در نظر گرفته نشده است. همان‌طور که در بخش بعدی توضیح داده خواهد شد، بی‌توجهی به این مسئله می‌تواند عواقب جدی به همراه داشته باشد. اگرچه دلایل مستحکمی برای وجود مسئله وابستگی مقطعی خطاها در مدل ARDL پانلی مربوط به تراز تجاری یک کشور با شرکای تجاری وجود دارد، آزمون‌های آماری مختلف برای تشخیص وابستگی مقطعی خطاها نیز در مطالعه حاضر مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه شواهد قوی دال بر وجود وابستگی مقطعی در خطاها وجود داشته باشد، رویکرد CS-ARDL پانلی (متقارن یا نامتقارن) برای برآورد اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز حقیقی و سایر عوامل بر تراز تجاری ایران با شرکای تجاری به‌کار گرفته خواهد شد. علاوه بر این، آزمون‌های آماری برای وابستگی مقطعی متغیرهای مدل جهت انتخاب مناسب آزمون‌های ریشه واحد متغیرها و هم‌انباشتگی میان آنها به‌کار گرفته خواهد شد.

۴-۲. توصیف داده‌ها

مطالعه حاضر به آزمون تجربی اثر منحنی J در روابط تجاری دوجانبه ایران و شرکای تجاری می‌پردازد. برای این منظور، تعداد ۲۶ کشور شریک تجاری بر اساس دسترسی به داده‌ها برای یک بازه زمانی مناسب جهت برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرها (۲۰۲۳-۱۹۸۱) انتخاب شده‌اند.[۱] لازم به‌ذکر است که در سال ۲۰۲۳، این کشورها ۸۴.۱۷ درصد از کل ارزش تجارت خارجی ایران در کالاها را به خود اختصاص داده‌اند. در این مطالعه، داده‌های سالیانه مربوط به ارزش اسمی صادرات ایران به هر یک از شرکای تجاری و ارزش اسمی واردات ایران از هر یک از شرکای تجاری جهت محاسبه معیار تراز تجاری در دوره زمانی مورد مطالعه از آمار تجارت صندوق بین‌المللی پول[۲] به‌دست آمده‌اند. داده‌های سالیانه مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران و تولید ناخالص داخلی حقیقی هر یک از شرکای تجاری (به قیمت ثابت سال پایه ۲۰۱۵) از

---

[۱] . این کشورها عبارت‌اند از چین، امارات متحده عربی، ژاپن، ترکیه، هند، کره جنوبی، آلمان، ایتالیا، فرانسه، بریتانیا، هلند، سوئیس، اسپانیا، سنگاپور، یونان، برزیل، پاکستان، سوئد، اتریش، تایلند، کانادا، سری لانکا، کویت، پرتغال، لهستان و فنلاند.

[2]. Direction of Trade Statistics by the IMF (mf.org)

پایگاه داده‌های بانک جهانی استخراج شده‌اند. واحد اندازه‌گیری این چهار متغیر، میلیون دلار است. به‌منظور محاسبه نرخ ارز حقیقی دوجانبه بین ریال ایران و پول ملی هر یک از شرکای تجاری، از نرخ برابری هر واحد دلار آمریکا با ریال ایران، نرخ برابری هر واحد دلار آمریکا با پول ملی هر یک از شرکای تجاری، شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و شاخص قیمت مصرف‌کننده هر یک از شرکای تجاری استفاده شده است. داده‌های سالیانه مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای همه کشورها و نرخ برابری دلار آمریکا با پول ملی هر یک از شرکای تجاری از پایگاه داده‌های بانک جهانی به‌دست آمده‌اند. در نهایت، نرخ برابری دلار آمریکا و ریال ایران به‌صورت میانگین وزنی نرخ ارز رسمی و نرخ ارز بازار آزاد محاسبه شده‌اند. داده‌های سالیانه مربوط به این دو نرخ از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند. آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرها به فرم لگاریتمی در جدول (۲) گزارش شده‌اند.

جدول (۲): آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها

متغیر	نماد	مشاهدات	میانگین	انحراف‌معیار	حداقل	حداکثر
لگاریتم شاخص تراز تجاری	Ln(TB)	۱۱۱۸	-۰/۵۳۱۸۵۶۷	۲/۱۹۷۷۸۲	-۸/۷۶۰۹۱۳	۵/۵۵۲۷۶۲
لگاریتم نرخ ارز حقیقی	Ln(REX)	۱۱۱۸	۷/۹۶۴۷۱۵	۲/۲۶۵۵۶۱	۲/۰۳۶۴۱۶	۱۱/۶۰۱۴۲
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی شرکای تجاری	Ln(Y)	۱۱۱۸	۱۳/۱۴۷۰۶	۱/۱۲۷۶۳۹۴	۹/۶۷۵۹۶۵	۱۶/۶۴۸۷۲
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران	$Ln(Y_{IRN})$	۴۳	۱۲/۵۶۲۱۳	۰/۳۸۵۲۹۹	۱۱/۸۶۷۲۸	۱۳/۱۴۹۰۶

منبع: محاسبات پژوهش.

۵. نتایج تجربی

در این بخش، یافته‌های تجربی پژوهش به‌صورت گام‌به‌گام استخراج و تفسیر می‌شوند. در مرحله نخست، آزمون‌های متداول برای بررسی وجود وابستگی مقطعی میان متغیرهای پانلی اجرا می‌شوند. در صورت وجود شواهدی دال بر وابستگی مقطعی، این ویژگی در انتخاب روش‌های مناسب در مراحل بعدی لحاظ خواهد شد. در گام دوم، به‌منظور بررسی مانایی متغیرها، آزمون‌های ریشه واحد به کار گرفته می‌شود. چنانچه در مرحله اول وابستگی مقطعی میان متغیرها تشخیص داده شود، باید از آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم که این وابستگی را در نظر می‌گیرند، استفاده شود. در گام سوم، وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل

آزمون می‌شود. انتخاب آزمون مناسب برای بررسی هم‌انباشتگی نیز به نتایج مربوط به وابستگی مقطعی بستگی دارد. در صورت تأیید رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها، در گام چهارم، مدل تصحیح خطای مبتنی بر رویکرد ARDL پانلی برای استخراج رابطه بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت به‌کار گرفته می‌شود. در این گام، آزمون‌های آماری مرتبط با تقارن در اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت و نیز آزمون وابستگی مقطعی خطاها جهت انتخاب بین مدل‌های ARDL یا CS-ARDL پانلی (خطی و غیرخطی) انجام می‌شود.

۵-۱. آزمون وابستگی مقطعی متغیرها

بر اساس توضیحات بخش چهارم، مدل تجربی شامل سه متغیر پانلی Ln(TB)، Ln(REX) و Ln(Y) و یک متغیر سری زمانی است. با توجه به حضور مشترک ایران در روابط دوجانبه، انتظار می‌رود دست‌کم متغیرهای Ln(TB) و Ln(REX) دارای وابستگی مقطعی باشند. با این وجود، برای اطمینان از وجود این وابستگی و انتخاب روش‌های مناسب در مراحل بعدی تحلیل، چند آزمون وابستگی مقطعی رایج مشتمل بر آزمون ضریب لاگرانژ[۱] (LM) برش و پاگان[۲] (۱۹۸۰)، آزمون LM مقیاس‌شده[۳] پسران (۲۰۰۴)، آزمون LM مقیاس‌شده و اصلاح شده از نظر تورش[۴] بالتاجی[۵] و همکاران (۲۰۱۲) و آزمون CD پسران (۲۰۰۴، ۲۰۱۵، ۲۰۲۱) به‌کار گرفته می‌شوند. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی و فرضیه مقابل دلالت بر وابستگی مقطعی دارد. تحت فرضیه صفر، آماره آزمون نخست دارای توزیع حدی کای-دو با $N(N-1)/2$ درجه آزادی است، در حالی‌که آماره سایر آزمون‌ها تحت فرضیه صفر دارای توزیع حدی نرمال استاندارد است. نتایج این آزمون‌ها برای متغیرهای پانلی در جدول (۳) گزارش شده‌اند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقادیر احتمال (p-value) برای تمامی آزمون‌ها و برای هر سه متغیر کمتر از ۰/۰۱ است. بنابراین، مطابق انتظار، فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی برای تمامی متغیرها در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. از این‌رو لازم است مسئله وابستگی مقطعی در اجرای آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی در بخش‌های بعدی مورد توجه قرار گیرد.

---

1. Lagrange multiplier
2. Breusch & Pagan
3. Scaled-LM
4. Bias-corrected scaled LM
5. Baltagi

جدول (۳): نتایج آزمون وابستگی مقطعی متغیرها

متغیر	Ln(TB)			Ln(REX)			Ln(Y)		
آزمون	آماره	درجه آزادی	p-value	آماره	درجه آزادی	p-value	آماره	درجه آزادی	p-value
LM	۱۵۹۹	۳۲۵	۰/۰۰۰۰	۴۸۴۶	۳۲۵	۰/۰۰۰۰	۱۲۵۹۹	۳۲۵	۰/۰۰۰۰
Scaled-LM	۴۹/۹۷	–	۰/۰۰۰۰	۱۷۷/۷۲۳	–	۰/۰۰۰۰	۴۸۱/۴۴۵	–	۰/۰۰۰۰
Bias-corrected scaled LM	۴۹/۶۶۱	–	۰/۰۰۰۰	۱۷۷/۴۱۳	–	۰/۰۰۰۰	۴۸۱/۱۳۶	–	۰/۰۰۰۰
CD	۱۶/۶۱۳	–	۰/۰۰۰۰	۳۸/۳۴۶	–	۰/۰۰۰۰	۱۱۲/۰۳۳	–	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۲. آزمون ریشه واحد

در این بخش، نحست، آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) و فیلیپس-پرون[2] (PP) جهت بررسی مانایی سری زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران ($Ln(Y_{IRN})$) به‌کار گرفته می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد برای سری زمانی $Ln(Y_{IRN})$

آزمون ریشه واحد	نوع تصریح	سطح		تفاضل اول	
		آماره آزمون	p-value	آماره آزمون	p-value
ADF	C	-۰/۹۹۴۴۳۱	۰/۷۴۶۷	-۵/۷۰۷۰۶۹	۰/۰۰۰۰
	C+T	-۳/۳۳۴۵۰۴	۰/۰۷۵۰	-۵/۵۷۲۴۳۹	۰/۰۰۰۲
	No	۲/۲۳۵۹۲۴	۰/۹۹۳۰	-۵/۰۲۸۴۳۱	۰/۰۰۰۰
PP	C	-۰/۹۹۳۴۲۴	۰/۷۴۷۱	-۵/۸۴۳۴۱۹	۰/۰۰۰۰
	C+T	-۲/۳۳۶۳۰۷	۰/۴۰۶۱	-۵/۶۸۹۸۰۵	۰/۰۰۰۲
	No	۳/۸۳۶۲۹۵	۰.۹۹۹۹	-۵/۰۲۸۴۳۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش. ADF و PP به‌ترتیب بیانگر آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون هستند. **C**، C+T و No به‌ترتیب نشان‌دهنده تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند.

با توجه به مقادیر احتمال (p-value)، در هر دو آزمون و تحت تمامی تصریح‌ها، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای سطح متغیر در سطح معناداری ۵ درصد قابل رد نیست. در مقابل،

[1]. Augmented Dickey-Fuller
[2]. Phillips-Perron

فرضیه صفر برای تفاضل اول متغیر در سطح معناداری ۱ درصد به‌طور قوی رد می‌شود. در نتیجه، متغیر $Ln(Y_{IRN})$ دارای درجه انباشتگی یک یا $I(1)$ است.

سپس، آزمون‌های ریشه واحد پانلی به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای پانلی به‌کار گرفته می‌شوند. در ادبیات اقتصادسنجی، آزمون‌های ریشه واحد پانلی معمولاً به دو نسل تقسیم می‌شوند: آزمون‌های نسل اول که مبتنی بر فرض استقلال مقطعی بین واحدها هستند و آزمون‌های نسل دوم که وجود نوعی وابستگی مقطعی را در داده‌ها مجاز می‌دانند (بریتانگ و پسران[۱]، ۲۰۰۷). آزمون‌های نسل اول، مانند آزمون‌های ارائه‌شده توسط لِوین[۲] و همکاران (۲۰۰۲) و آیم[۳] و همکاران (۲۰۰۳)، که به‌ترتیب به‌عنوان آزمون‌های LLC و IPS شناخته می‌شوند، فرض می‌کنند که سری‌های زمانی درون پانل به‌صورت مقطعی مستقل از یکدیگر هستند. با این حال، این فرض در عمل و به‌ویژه در مطالعات بین‌کشوری، بسیار محدودکننده است (دی‌سیلوا[۴] و همکاران، ۲۰۰۹).

با توجه به آنکه در بخش پیشین، وجود وابستگی مقطعی میان متغیرها قویاً تأیید شد، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول که مبتنی بر فرض استقلال مقطعی هستند، می‌تواند به نتایجی نادرست و گمراه‌کننده منجر شود. از این‌رو، در مطالعه حاضر، آزمون CIPS (IPS تعمیم‌یافته مقطعی[۵]) که یکی از پرکاربردترین آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم محسوب می‌شود که توسط پسران (۲۰۰۷) معرفی شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. پسران (۲۰۰۷) میانگین‌های مقطعی وقفه‌های سطوح و تفاضل‌های اول سری‌های زمانی را به رگرسیون استاندارد دیکی-فولر (DF) برای هر واحد مقطعی اضافه می‌کند تا اثر عوامل مشترک میان واحدها کنترل شود. این رگرسیون‌ها به‌عنوان رگرسیون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته مقطعی[۶] (CADF) شناخته می‌شوند. سپس، آماره آزمون CIPS از میانگین ساده آماره‌های t مربوط به رگرسیون‌های CADF به‌دست می‌آیند که برای آزمون ریشه واحد در هر سری زمانی مقطعی محاسبه شده‌اند. با توجه به وجود عوامل مشترک میان مقاطع، آماره‌ها t به‌صورت مقطعی مستقل نیستند؛ بنابراین، امکان استفاده

---

1. Breitung & Pesaran
2. Levin
3. Im
4. De Silva
5. Cross-sectionally Augmented IPS (CIPS)
6. Cross-sectionally augmented Dickey–Fuller regression

از قضیه حد مرکزی برای استخراج توزیع حدی آماره CIPS وجود ندارد و این توزیع حتی در نمونه‌های بزرگ نیز غیراستاندارد باقی می‌ماند. با این حال، مقادیر بحرانی آزمون CIPS برای سناریوهای متداول از طریق شبیه‌سازی به‌دست آمده و در مقاله پسران (۲۰۰۷) گزارش شده‌اند. فرضیه صفر در آزمون CIPS بیانگر این است که تمامی واحدهای مقطعی (سری‌های زمانی) دارای ریشه واحد یا نامانا هستند. فرضیه مقابل نیز دلالت بر این دارد که برخی از مقاطع فاقد ریشه واحد (مانا) هستند. نتایج آزمون ریشه واحد CIPS برای متغیرهای پانلی Ln(TB)، Ln(REX) و Ln(Y) در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون ریشه واحد CIPS برای متغیرهای پانلی

متغیر	نوع تصریح	آماره آزمون (سطح)	آماره آزمون (تفاضل اول)
Ln(TB)	C	-۱/۹۷۱۸۲	-۶/۴۱۵۷۰***
	C+T	-۲/۶۵۷۵۲*	-۶/۷۲۴۵۷***
	No	-۱/۱۷۸۹۲	-۶/۴۸۳۳۰***
Ln(REX)	C	-۱/۷۲۵۶۸	-۴/۰۵۴۰۵***
	C+T	-۱/۶۳۶۱۹	-۴/۲۴۷۵۶***
	No	-۰/۶۶۲۳۰	-۴/۰۰۷۰۳***
Ln(Y)	C	-۱/۷۹۱۰۶	-۳/۵۹۷۲۹***
	C+T	-۱/۷۶۲۰۵	-۳/۱۲۲۵۳***
	No	-۰/۷۵۸۱۹	-۳/۲۹۱۷۵***
مقادیر بحرانی			
سطح معناداری	نوع تصریح		
	C	C+T	No
۱٪	-۲/۳۳	-۲/۸۲	-۱/۷۶
۵٪	-۲/۱۷	-۲/۶۸	-۱/۵۹
۱۰٪	-۲/۰۹	-۲/۶۰	-۱/۴۸

منبع: یافته‌های پژوهش. C، C+T و No به‌ترتیب نشان‌دهنده تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. نمادهای *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

با مقایسه آماره‌های آزمون با مقادیر بحرانی در سطوح معناداری مختلف که در پایین جدول گزارش شده‌اند، مشاهده می‌شود که برای هر یک از متغیرها و تحت تمامی تصریح‌ها، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای سطح متغیر در سطح معناداری ۵ درصد قابل رد نیست (به‌استثنای تصریح با عرض از مبدأ و روند زمانی برای متغیر Ln(TB)، حتی در سطح معناداری

۱۰ درصد، فرضیه صفر نمی‌تواند رد شود). در مقابل، برای هر یک از متغیرها و تحت تمامی تصریح‌ها، فرضیه صفر ریشه واحد برای تفاضل اول متغیرها در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. در نتیجه، متغیرهای Ln(TB)، Ln(REX) و Ln(Y) در سطح نامانا و در تفاضل اول مانا هستند. به‌عبارت دیگر، این متغیرها دارای درجه انباشتگی یک یا I(1) هستند.

۵-۳. آزمون هم‌انباشتگی

با توجه به نتایج بخش پیشین که نشان می‌دهند متغیرهای مدل نامانا هستند، در این بخش به‌منظور اجتناب از مسئله رگرسیون کاذب، تحلیل هم‌انباشتگی میان این متغیرها انجام می‌شود. چنانچه تشخیص داده شود که متغیرها هم‌انباشته هستند، سپس رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان آنها با استفاده از رویکرد CS-ARDL پانلی استخراج می‌شود.

آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی، مشابه آزمون‌های ریشه واحد، به دو نسل طبقه‌بندی می‌شوند. آزمون‌های نسل اول، نظیر آزمون‌های رایج پدرونی[1] (۱۹۹۹، ۲۰۰۴) و کائو[2] (۱۹۹۹)، بر فرض استقلال مقطعی میان واحدها استوارند. با این حال، وجود وابستگی مقطعی می‌تواند موجب انحراف یا اعوجاج قابل توجه در اندازه تجربی و کاهش قدرت آزمون‌های این نسل شود (بانرجی و کارین-آی-سیلوِستره[3]، ۲۰۱۵). در مقابل، آزمون‌های نسل دوم با در نظر گرفتن ساختار وابستگی مقطعی، امکان کنترل این وابستگی‌ها را فراهم می‌کنند و در نتیجه برای داده‌هایی که تحت تأثیر عوامل مشترک میان واحدهای مقطعی هستند، مناسب‌تر تلقی می‌شوند.

با توجه به شواهد قوی مبنی بر وجود وابستگی مقطعی میان متغیرهای مدل که در بخش‌های پیشین ارائه شد، در ادامه از رویکرد پیشنهادی وسترلاند[4] (۲۰۰۷) به‌عنوان یکی از پرکاربردترین روش‌های نسل دوم برای آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها استفاده می‌شود. وسترلاند چهار آزمون هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل تصحیح خطا (ECM) برای داده‌های پانلی ارائه می‌کند که قادرند پویایی‌های کوتاه‌مدت خاص هر واحد مقطعی را در نظر بگیرند. این آزمون‌ها، فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی را از طریق آزمون معناداری ضریب عبارت تصحیح خطا در یک مدل تصحیح خطای شرطی بررسی می‌کنند؛ به‌گونه‌ای‌که رد این فرضیه دلالت بر وجود رابطه

---

1. Pedroni
2. Kao
3. Banerjee & Carrion-i-Silvestre
4. Westerlund

هم‌انباشتگی میان متغیرها دارد. نتایج شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو در مطالعه وسترلاند نشان می‌دهند که آزمون‌های پیشنهادی او در نمونه‌های کوچک، از دقت اندازه بالاتر و قدرت بیشتری نسبت به آزمون‌های پرکاربرد مبتنی بر پسماند نظیر آزمون پدرونی (۱۹۹۹، ۲۰۰۴) برخوردارند. افزون بر این، برای کنترل صریح وابستگی مقطعی ناشی از عوامل مشترک، یک روش بوت‌استرپ نیز ارائه شده است. آماره‌های آزمون دارای توزیع حدی نرمال و از لحاظ آماری سازگار هستند. یکی از الزامات به‌کارگیری روش وسترلاند این است که همه متغیرها $\mathrm{I}(1)$ باشند. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در بخش پیشین این شرط را تأیید می‌کنند. از این‌رو، با توجه به شدت وابستگی مقطعی، نسخه بوت‌استرپِ آزمون‌های وسترلاند برای بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها به‌کار گرفته شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۶) ارائه شده‌اند.

جدول (۶): نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند (۲۰۰۷)

آماره	مقدار	مقدار Z	p-value بوت‌استرپ
G_τ	-۲/۲۱۲	-۲/۵۰۵	۰/۰۲۲
G_α	-۸/۱۸۹	-۰/۳۰۹	۰/۰۵۱
P_τ	-۱۱/۳۳۳	-۳/۵۲۴	۰/۰۰۳
P_α	-۹/۰۸۰	-۳/۸۸۴	۰/۰۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش. پهنای باند کرنل بارتلِت به‌کار رفته برای برآورد نیمه‌پارامتریک واریانس‌های بلندمدت مطابق با قاعده $4(T/100)^{2/9}$ انتخاب شده که توسط نیووی و وِست (۱۹۹۴) پیشنهاد شده است (T بیانگر تعداد دوره‌های زمانی است).

در این جدول، چهار آماره مشتمل بر دو آماره میانگین گروهی (G_τ و G_α) و دو آماره پانلی (P_τ و P_α) مربوط به آزمون‌های وسترلاند ارائه شده‌اند. علاوه بر مقادیر این آماره‌ها، مقدار آماره Z متناظر و مقادیر احتمال (p-value) بوت‌استرپ نیز گزارش شده‌اند. بر اساس مقادیر احتمال به‌دست آمده، در آزمون‌های پانلی، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌شود. همچنین، این فرضیه برای آزمون‌های میان گروهی در سطوح معنی‌داری ۵ یا ۱۰ درصد رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، نتایج این آزمون‌ها دلالت بر وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها دارند. در بخش بعدی، به استخراج این رابطه بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت پرداخته می‌شود.[۱]

[۱]. شایان ذکر است که نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی (۱۹۹۹، ۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) نیز فرضیه عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی را قویاً رد می‌کنند اما به دلیل مسئله وابستگی مقطعی مورد اعتنا قرار نگرفته و گزارش نشده‌اند.

۵-۴. برآورد مدل CS-ARDL پانلی

پس از احراز وجود یک رابطه هم‌انباشتگی (بلندمدت) میان متغیرها، در این بخش، رویکرد CS-ARDL پانلی برای برآورد رابطه بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت به‌کار گرفته می‌شود. این رویکرد در بخش پنجم مقاله در فرم کلی با یک متغیر وابسته و برداری از متغیرهای توضیحی تشریح شد. در اینجا، متغیر وابسته به‌عنوان Ln(TB) و بردار متغیرهای توضیحی به‌صورت [Ln(REX), Ln(Y), Ln(Y_{IRN})] در نظر گرفته می‌شوند. اگرچه وابستگی مقطعی شدید در متغیرهای پانلی هشدار جدی برای استفاده از رویکرد CS-ARDL پانلی به‌جای ARDL پانلی است، اما برای اطمینان بیشتر، آزمون‌های وابستگی مقطعی برای عبارت خطا در مدل تصحیح خطای مبتنی بر ARDL پانلی (خطی/متقارن و غیرخطی/نامتقارن) انجام شده است. پارامترهای مدل با استفاده از برآوردگر DCCEPMG برآورد شده‌اند. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون وابستگی مقطعی در اجزاء خطای مدل‌های ARDL پانلی

مدل	غیرخطی/نامتقارن			خطی/متقارن		
آزمون	آماره	درجه آزادی	p-value	آماره	درجه آزادی	p-value
LM	۵۲۸/۳۲۰	۳۲۵	۰/۰۰۰۰	۵۷۱/۳۶۸	۳۲۵	۰/۰۰۰۰
Scaled-LM	۷/۹۷۵	-	۰/۰۰۰۰	۹/۶۶۳	-	۰/۰۰۰۰
Bias-corrected scaled LM	۷/۶۴۲	-	۰/۰۰۰۰	۹/۳۳۸	-	۰/۰۰۰۰
CD	۸/۴۰۰	-	۰/۰۰۰۰	۹/۴۲۰	-	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار احتمال (p-value) برای تمامی آزمون‌ها و برای اجزاء خطا در هر دو مدل خطی/متقارن و غیرخطی/نامتقارن، کمتر از ۰/۰۱ است. بنابراین، مطابق انتظار، فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی اجزاء خطای مدل‌های ARDL پانلی استاندارد در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، شواهد آماری قوی مبنی بر وجود وابستگی مقطعی در اجزاء خطای مدل‌ها وجود دارد. در نتیجه، برآوردهای این مدل‌ها از اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت (متقارن یا نامتقارن) متغیرهای Ln(Y_{IRN})، Ln(Y) و Ln(REX) بر Ln(TB) قابل اعتماد نبوده و ممکن است نتایج گمراه‌کننده‌ای ارائه دهند. ازاین‌رو، لازم است مسئله وابستگی مقطعی به‌طور صریح در تحلیل‌ها لحاظ شود. برای این منظور، از رویکرد جایگزین CS-ARDL

استفاده می‌شود که امکان کنترل وابستگی مقطعی را فراهم می‌کنند. این رویکرد با وارد کردن میانگین‌های مقطعی متغیرهای پانلی Ln(TB)، Ln(Y) و Ln(Y_{IRN}) و وقفه‌های آنها به‌عنوان متغیرهای توضیحی، اثرات شوک‌های مشترک یا عوامل غیرمشاهده‌شده را در برآورد مدل لحاظ می‌کند و در نتیجه، برآوردهای قابل اعتمادتر و معتبرتری از روابط بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت ارائه می‌دهد. تعداد وقفه‌های میانگین‌های مقطعی بر اساس قاعده $\left[T^{1/3}\right]$ و با توجه به تعداد دوره‌های زمانی ($T = 44$) برابر با ۳ در نظر گرفته شده است. همچنین، بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک[1]، تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی در مدل‌های CS-ARDL معادل ۲ تعیین شده است (که در مدل‌های تصحیح خطا به ۱ کاهش می‌یابند). نتایج برآورد مدل‌های تصحیح خطای مبتنی بر CS-ARDL غیرخطی و CS-ARDL خطی (ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب تصحیح خطا) به‌ترتیب در جداول (۸) و (۹) ارائه شده‌اند (ضرایب میانگین‌های مقطعی متغیرها و وقفه‌های آنها گزارش نشده‌اند). علاوه بر این، نتایج برخی آزمون‌های تصریح در قسمت پایانی هر جدول گزارش شده‌اند.

جدول (۸): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای مبتنی بر CS-ARDL پانلی غیرخطی/نامتقارن

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	$p-value$
رابطه بلندمدت (ترکیبی):				
$\mathrm{Ln}(REX_{it}^{+})$	۰/۲۳۴۲۰۹	۰/۰۷۷۸۳۸	۳/۰۰۸۹۱۹	۰/۰۰۲۷
$\mathrm{Ln}(REX_{it}^{-})$	۰/۲۸۴۲۵۱	۰/۱۵۰۰۲۰	۱/۸۹۴۷۵۷	۰/۰۵۸۴
$\mathrm{Ln}(Y_{it})$	۱/۱۳۰۹۰۷	۰/۳۱۳۶۵۳	۳/۶۰۵۶۰۲	۰/۰۰۰۳
$\mathrm{Ln}(Y_{IRN,t})$	-۴/۰۵۵۶۵۸	۰/۷۵۴۹۷۹	-۵/۳۷۱۸۸۳	۰/۰۰۰۰
عبارت تصحیح خطا (میانگین گروهی):				
ECT_{it-1}	-۰/۴۶۶۲۸۲	۰/۰۶۷۴۸۱	-۶/۹۰۹۸۶۹	۰/۰۰۰۰
پویایی‌های کوتاه‌مدت (میانگین گروهی):				
$\Delta\mathrm{Ln}(TB_{it-1})$	۰/۰۰۶۱۴۴	۰/۰۴۹۹۰۳	۰/۱۲۳۱۰۹	۰/۹۰۲۰
$\Delta\mathrm{Ln}(REX_{it}^{+})$	-۰/۴۰۷۹۵۸	۰/۴۳۹۷۸۵	-۰/۹۲۷۶۲۹	۰/۳۵۳۸
$\Delta\mathrm{Ln}(REX_{it-1}^{+})$	۱/۰۴۳۰۶۵	۰/۵۰۲۴۵۸	۲/۰۷۵۹۲۳	۰/۰۳۸۲
$\Delta\mathrm{Ln}(REX_{it}^{-})$	۱/۴۴۷۲۰۵	۱/۰۶۸۷۶۶	۱/۳۵۴۰۸۹	۰/۱۷۶۰
$\Delta\mathrm{Ln}(REX_{it-1}^{-})$	۱/۲۵۴۸۲۰	۰/۸۲۶۴۵۱	۱/۵۱۸۳۲۴	۰/۱۲۹۲
$\Delta\mathrm{Ln}(Y_{it})$	۰/۱۰۷۰۶۳	۱/۴۴۶۴۴۸	۰/۰۷۴۰۱۸	۰/۹۴۱۰
$\Delta\mathrm{Ln}(Y_{it-1})$	-۲/۲۷۲۵۸۵	۱/۸۵۰۷۶۹	-۱.۲۲۷۹۱۴	۰/۲۱۹۸

[1]. Akaike Information Criterion (AIC)

$\Delta\text{Ln}(Y_{IRN,t})$	۰/۲۲۶۵۴۱	۱/۰۶۲۸۵۶	۰/۲۱۳۱۴۳	۰/۸۳۱۳
$\Delta\text{Ln}(Y_{IRN,t-1})$	۱/۴۴۸۸۶۸	۰/۸۳۳۱۳۶	۱/۷۳۹۰۵۴	۰/۰۸۲۳
آزمون تصریح هاسمن:				
$p-value$:۰/۴۰۷۲		$\chi^2_{(۴)}$: ۳/۹۹		
آزمون وابستگی مقطعی پسماندها:				
$p-value$:۰/۳۱۷		CD_w: -۱/۰۰		
آزمون تقارن:				
نوع تقارن	مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	$p-value$	
بلندمدت	۰/۱۵	۱	۰/۶۹۷۶	
کوتاه‌مدت (جفتی)	۲/۰۵	۲	۰/۳۵۸۵	
کوتاه‌مدت (جمعی)	۱/۱۰	۱	۰/۲۹۳۳	

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول (۹): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای مبتنی بر CS-ARDL پانلی خطی/متقارن

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	$p-value$
رابطه بلندمدت (ترکیبی):				
$\text{Ln}(REX_{it})$	۰/۲۱۵۸۰۲	۰/۰۹۳۸۱۷	۲/۳۰۰۲۵۳	۰/۰۰۰۰
$\text{Ln}(Y_{it})$	۱/۱۷۶۰۷۳	۰/۳۲۱۹۷۵	۳/۶۵۲۶۸۰	۰/۰۰۰۳
$\text{Ln}(Y_{IRN,t})$	-۳/۴۱۳۹۶۲	۰/۶۵۰۰۸۵	-۵/۲۵۱۵۶۱	۰/۰۰۰۰
عبارت تصحیح خطا (میانگین گروهی):				
ECT_{it-1}	-۰/۴۳۱۱۷۹	۰/۰۵۹۶۸۳	-۷/۲۲۴۵۴۳	۰/۰۰۰۰
پویایی‌های کوتاه‌مدت (میانگین گروهی):				
$\Delta\text{Ln}(TB_{it-1})$	-۰.۰۳۳۵۳۳	۰/۰۵۲۰۱۴	-۰/۶۴۴۶۹۶	۰/۵۱۹۳
$\Delta\text{Ln}(REX_{it})$	-۰/۰۸۳۳۴۹	۰/۳۹۱۸۹۰	-۰/۲۱۲۶۸۵	۰/۸۳۱۶
$\Delta\text{Ln}(REX_{it-1})$	۰/۵۲۴۷۵۸	۰/۲۴۷۱۰۸	۲/۱۲۳۵۹۹	۰/۰۳۳۹
$\Delta\text{Ln}(Y_{it})$	-۰/۰۸۶۶۹۷	۱/۲۲۶۵۶۸	-۰/۰۷۰۶۸۳	۰/۹۴۳۷
$\Delta\text{Ln}(Y_{it-1})$	-۴/۰۱۱۴۶۵	۲/۰۵۴۰۸۴	-۱/۹۵۲۹۲۲	۰/۰۵۱۱
$\Delta\text{Ln}(Y_{IRN,t})$	۰/۶۳۸۹۹۴	۱/۰۰۹۲۹۹	۰/۶۳۳۱۰۷	۰/۵۲۶۸
$\Delta\text{Ln}(Y_{IRN,t-1})$	۱/۳۷۶۶۶۳	۰/۷۹۰۹۶۹	۱/۷۴۰۴۷۶	۰/۰۸۲۱
آزمون تصریح هاسمن:				
$p-value$:۰/۴۳۷۹		$\chi^2_{(۲)}$: ۲/۷۱		
آزمون وابستگی مقطعی پسماندها:				
$p-value$:۰/۷۸۲		CD_w: -۰/۲۸		

منبع: یافته‌های پژوهش.

هر دو مدل با استفاده از برآوردگر DCCEPMG برآورد شده‌اند که قید همگنی بر ضرایب بلندمدت تحمیل می‌کند. این برآوردگر به دو دلیل به برآوردگر DCCEMG ترجیح داده شده است. نخست، به دلیل ویژگی‌های مشترک واحدهای مقطعی که ناشی از حضور مشترک ایران در روابط تجاری با شرکای مختلف است، انتظار می‌رود نوعی همگرایی در رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها در سطح مقاطع وجود داشته باشد. دوم، نتایج آزمون تصریح هاسمن (۱۹۷۸) دلالت بر برتری برآوردگر DCCEPMG دارند. یکی از کاربردهای آزمون هاسمن، بررسی اعتبار قید همگنی ضرایب بلندمدت و در نتیجه انتخاب میان برآوردگرهای DCCEPMG و DCCEMG در چارچوب مدل‌های پانلی پویا است. در این خصوص، برآوردگر DCCEMG تحت هر دو فرضیه صفر و مقابل سازگار باقی می‌ماند، در حالی‌که برآوردگر DCCEPMG تحت فرضیه صفر، سازگار و کارا و تحت فرضیه مقابل ناسازگار است. آزمون هاسمن اختلاف بین این دو برآوردگر را ارزیابی می‌کند. چنانچه فرضیه صفر رد شود، برآوردگر DCCEMG به دلیل سازگاری به برآوردگر DCCEPMG ترجیح داده می‌شود. در مقابل، عدم رد فرضیه صفر دلالت بر این دارد که هر دو برآوردگر سازگار هستند، با این حال برآوردگر DCCEPMG به دلیل کارایی بالاتر مناسب‌تر است. نتایج به‌کارگیری آزمون هاسمن در بخش پایانی جداول مربوط به برآورد مدل‌های متقارن و نامتقارن گزارش شده‌اند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در هر دو مورد، فرضیه صفر در سطوح متعارف معناداری رد نمی‌شود. بنابراین، برآوردگر DCCEPMG برای برآورد هر دو مدل انتخاب شده است.

مسئله مهم دیگر که بایستی پس از برآورد مدل‌ها بررسی شود، وابستگی مقطعی پسماندها است. با توجه به اینکه میانگین‌های مقطعی متغیرها و وقفه‌های آنها جهت حذف اثرات شوک‌های مشترک یا عوامل غیرمشاهده‌شده به مدل‌ها افزوده شده‌اند، اکنون باید بررسی کرد که آیا وابستگی مقطعی در پسماندهای حاصل از برآورد مدل‌های تعمیم‌یافته مقطعی وجود دارد یا خیر. برای این منظور، آزمون پیشنهادی یودیس و ریس[1] (۲۰۲۲) به‌کار گرفته شده است. آنها نشان می‌دهند که آماره آزمون CD پسران (۲۰۰۴، ۲۰۱۵، ۲۰۲۱) در بررسی پسماندهای حاصل از یک مدل که عوامل مشترک از طریق یک ساختار خطای چندعاملی در نظر گرفته شده‌اند، در مقادیر ثابت T دچار تورش است و با افزایش T به سمت بینهایت، واگرا می‌شود. علاوه بر میانگین

[1]. Juodis & Reese

آماره CD، حتی واریانس آن نیز ممکن است تحت تأثیر قرار گیرد. این امر می‌تواند به توزیع حدی واگرا برای آماره آزمون منجر شود. برای رفع این مسئله، این نویسندگان یک آماره CD وزنی (CD_w) پیشنهاد می‌دهند که تحت فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی، دارای توزیع حدی نرمال است. نتایج آزمون CD_w نیز برای هر دو مدل متقارن و نامتقارن در بخش پایانی جداول گزارش شده است. با توجه به مقدار احتمال (p-value) مربوط به این آزمون‌ها، در هر دو مورد، فرضیه صفر مبنی بر استقلال (وابستگی ضعیف) مقطعی در سطح معناداری قابل قبولی رد نمی‌شود. بنابراین، نگرانی در خصوص مسئله وابستگی مقطعی رفع شده است.

در نهایت، آزمون‌های تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت برای ضرایب مدل غیرخطی به‌کار گرفته شده‌اند. نتایج این آزمون‌ها در انتهای جدول (۸) ارائه شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر تقارن بلندمدت و فرضیه‌های صفر تقارن کوتاه‌مدت (جفتی و جمعی) نمی‌توانند در سطح معناداری قابل قبولی رد شوند. بنابراین، نتایج برآورد مدل تصحیح خطای مبتنی بر رویکرد CS-ARDL خطی/متقارن که در جدول (۹) ارائه شده‌اند، مبنای تجزیه و تحلیل ارتباط میان متغیرها قرار می‌گیرند. با توجه قسمت اول این جدول، در بلندمدت، نرخ ارز حقیقی ($Ln(REX)$) و درآمد حقیقی شرکای تجاری ($Ln(Y)$) اثرات مثبت و معناداری بر تراز تجاری ایران با شرکای تجاری ($Ln(TB)$) دارند. در مقابل، درآمد حقیقی ایران ($Ln(Y_{IRN})$) تأثیر منفی و معناداری بر تراز تجاری خود با شرکای تجاری دارد. تمامی این ضرایب در سطح یک درصد معنادار هستند و علامت آنها با انتظارات تئوریکی مطابقت دارد. با توجه به اینکه متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند، ضرایب بلندمدت بیانگر کشش شاخص تراز تجاری (نسبت صادرات به واردات) ایران نسبت به نرخ ارز حقیقی، درآمد حقیقی شرکای تجاری و درآمد حقیقی ایران هستند. به این ترتیب، یک درصد افزایش در نرخ ارز حقیقی میان ایران و شرکای تجاری در بلندمدت به‌طور متوسط موجب ۰/۲۱۵۸۰۲ درصد افزایش در نسبت صادرات به واردات ایران از شرکای تجاری می‌شود. همچنین، یک درصد افزایش در درآمد حقیقی شرکای تجاری (برحسب میلیون دلار) در بلندمدت به‌طور متوسط منجر به ۱/۱۷۶۰۷۳ درصد افزایش در نسبت صادرات به واردات ایران از شرکای تجاری می‌شود. در مقابل، یک درصد افزایش در درآمد حقیقی ایران در بلندمدت به‌طور متوسط موجب ۳/۴۱۳۹۶۲ درصد کاهش در نسبت صادرات به واردات ایران از شرکای تجاری می‌شود. نکته جالب توجه این است که میزان اثر درآمد حقیقی داخلی بر تراز تجاری

ایران حدوداً سه برابر میزان اثر درآمد حقیقی خارجی‌ها است. در بخش دوم جدول، نتایج برآورد ضریب عبارت تصحیح خطا ارائه شده است. مقدار برآوردی این ضریب برابر با ۰/۴۳۱۱۷۹- بوده و از نظر آماری در سطح یک درصد معنادار است. علامت منفی ضریب تصحیح خطا نشان‌دهنده آن است که در صورت انحراف متغیر وابسته (تراز تجاری) از مسیر تعادلی بلندمدت، فرآیند تعدیل انجام می‌گیرد و تراز تجاری مجدداً به مسیر تعادلی بازمی‌گردد. علاوه بر این، مقدار این ضریب بیانگر سرعت تعدیل انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت است؛ به‌گونه‌ای که در هر دوره زمانی (سالانه) حدود ۴۳ درصد از میزان انحراف از تعادل بلندمدت تصحیح می‌شود. در نهایت، نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت در بخش سوم جدول گزارش شده‌اند. با توجه به معنادار نبودن ضرایب تفاضل اول متغیرها، می‌توان گفت تغییرات هیچ‌یک از این متغیرها تأثیر آنی و معناداری بر تراز تجاری ایران ندارند. با این حال، ضرایب وقفه اول تفاضل این متغیرها در سطح ۵ یا ۱۰ درصد از نظر آماری معنادار هستند؛ به این معنا که تغییرات هر یک از متغیرها پس از یک دوره کوتاه‌مدت (تقریباً یک ساله) تأثیر معناداری بر تراز تجاری ایران برجای می‌گذارند. در خصوص نرخ ارز حقیقی، ضریب $\Delta \mathrm{Ln}(\mathrm{REX}_{\mathrm{it}})$ اگرچه منفی است اما از نظر آماری معنادار نیست، در حالی‌که ضریب $\Delta \mathrm{Ln}(\mathrm{REX}_{\mathrm{it}-1})$ مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار است. به‌عبارت دیگر، تغییرات نرخ ارز حقیقی تأثیر آنی بر تراز تجاری ایران ندارند، اما پس از یک دوره کوتاه‌مدت یک‌ساله تأثیر مثبت و معناداری بر آن اعمال می‌کنند. در این زمینه، بررسی فرضیه اثر منحنی J به‌عنوان هدف اصلی مطالعه اهمیت ویژه‌ای دارد. این فرضیه بیان می‌کند که تغییرات نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت می‌توانند اثر منفی بر تراز تجاری داشته باشند، اما در بلندمدت این اثر به مثبت تغییر می‌یابد. بر اساس نتایج این مطالعه، اثر بلندمدت مثبت نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران با فرضیه اثر منحنی J مطابقت دارد، اما پویایی‌های کوتاه‌مدت از این فرضیه پشتیبانی نمی‌کنند. افزون بر این، شرط مارشال-لرنر نه‌تنها در بلندمدت، بلکه در کوتاه‌مدت نیز برقرار است. بنابراین، در مجموع، فرضیه اثر منحنی J مصداق تجربی برای روابط تجاری دوجانبه ایران با شرکای تجاری ندارد. اگرچه تحلیل‌ها بر مبنای نتایج مدل متقارن انجام شده‌اند، برآوردهای ارائه‌شده در جدول (۸) برای مدل نامتقارن نیز شواهد و دلالت‌های مشابهی را نشان می‌دهند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

تحلیل دقیق پویایی‌های تراز تجاری و شناسایی عوامل تعیین‌کننده آن از اهمیت ویژه‌ای در فرآیند سیاست‌گذاری اقتصادی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که درک ارتباط میان شرایط تجارت و تراز تجاری، یکی از ارکان اساسی در تدوین سیاست تجاری موفق به شمار می‌رود. در این میان، نرخ ارز حقیقی به‌عنوان یکی از متغیرهای کلیدی، نقش تعیین‌کننده‌ای در تبیین رفتار تراز تجاری ایفا می‌کند. رویکرد کلاسیک برای بررسی تأثیر نرخ ارز روی تراز تجاری یک کشور مبتنی بر شرط مارشال-لرنر است. بر اساس این شرط، تا زمانی‌که مجموع قدرمطلق کشش‌های تقاضا برای واردات و صادرات بزرگتر از یک باشد، افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش واقعی پول ملی) موجب بهبود تراز تجاری یک کشور خواهد شد. با توجه به فرضیه منحنی J، افزایش نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر تراز تجاری دارد، اما در بلندمدت با تعدیل مقادیر، تراز تجاری بهبود یافته و اثر مثبت کاهش ارزش واقعی پول ملی آشکار می‌شود (یعنی شرط مارشال-لرنر مربوط به افق بلندمدت است). این رفتار پویا نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران باید به تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت توجه کنند و در طراحی سیاست‌های ارزی و تجاری، وقفه‌های زمانی و سازوکارهای تعدیلی بازار را به دقت مدنظر قرار دهند.

مطالعه حاضر به آزمون تجربی اثر منحنی J در روابط تجاری دوجانبه ایران با ۲۶ شریک تجاری با استفاده از رویکرد CS-ARDL پانلی و داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۲۳-۱۹۸۱می‌پردازد. این رویکرد، وابستگی مقطعی خطاها به‌عنوان یک مسئله رایج و شناخته‌شده در مدل‌های تراز تجاری را در نظر می‌گیرد. نتایج آزمون‌های آماری مختلف نیز حاکی از وابستگی مقطعی شدید در متغیرها و خطاهای مستخرج از برآورد مدل‌های ARDL پانلی استاندارد هستند. همچنین، در این مطالعه، مسئله وابستگی مقطعی در انتخاب آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی نیز لحاظ شده است. علاوه بر این، امکان وجود رابطه غیرخطی یا نامتقارن میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری نیز مورد توجه قرار گرفته است.

نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی دلالت بر وجود یک رابطه بلندمدت میان تراز تجاری دوجانبه ایران با شرکای تجاری و نرخ ارز حقیقی، درآمد حقیقی ایران و درآمد حقیقی شرکای تجاری دارند. بنابراین، مدل‌های تصحیح خطای مبتنی بر رویکردهای CS-ARDL خطی و غیرخطی برای برآورد رابطه بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت به‌کار گرفته شده است. این مدل‌ها با استفاده

از برآوردگر DCCEPMG برآورد شده‌اند. نتایج آزمون‌های تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت برای ضرایب مدل غیرخطی نشان می‌دهند که فرضیه‌های صفر تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت نمی‌توانند در سطح معناداری قابل قبولی رد شوند. بنابراین، نتایج برآورد مدل تصحیح خطای مبتنی بر رویکرد CS-ARDL خطی مبنای تجزیه و تحلیل ارتباط میان متغیرها قرار گرفته است. این نتایج نشان می‌دهند که در بلندمدت، نرخ ارز حقیقی اثرات (متقارن) مثبت و معناداری بر تراز تجاری ایران با شرکای تجاری دارد. از طرف دیگر، ضرایب کوتاه‌مدت نشان می‌دهند که تغییرات نرخ ارز حقیقی تأثیر آنی بر تراز تجاری ایران ندارند، اما پس از یک دوره کوتاه‌مدت یک‌ساله تأثیر مثبت و معناداری بر آن اعمال می‌کنند. بر اساس این نتایج، اگرچه اثر بلندمدت مثبت نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران با فرضیه منحنی J مطابقت دارد (تأمین شرط مارشال-لرنر)، اما پویایی‌های کوتاه‌مدت از این فرضیه پشتیبانی نمی‌کنند. بنابراین، در مجموع، فرضیه اثر منحنی J مصداق تجربی برای روابط تجاری دوجانبه ایران با شرکای تجاری ندارد. علاوه بر این، یافته‌های تجربی نشان می‌دهند که در بلندمدت، درآمد حقیقی ایران تأثیر منفی و درآمد حقیقی شرکای تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر تراز تجاری دوجانبه ایران با شرکای تجاری دارند. ضمناً، شدت اثرگذاری درآمد داخلی حدوداً سه برابر درآمد خارجی‌ها است. در نهایت، برآورد ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در صورت انحراف تراز تجاری از مسیر تعادلی بلندمدت، در هر دوره زمانی (سالانه) حدود ۴۳ درصد از آن تصحیح می‌شود. اگرچه تحلیل‌ها بر مبنای نتایج حاصل از برآورد مدل متقارن انجام شده‌اند، نتایج مدل نامتقارن نیز شواهد و دلالت‌های مشابهی دارند.

یافته‌های این مطالعه که دلالت بر اثرات مثبت و معنادار نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران در هر دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند، می‌توانند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاری ارزی و تجاری کشور باشند؛ به این معنا که شناسایی و کمی‌سازی میزان تأثیر تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری امکان طراحی سیاست‌های ارزی کارآمدتر را فراهم می‌سازد. در واقع، نتایج به‌دست‌آمده می‌توانند مبنایی برای پیش‌بینی دقیق‌تر واکنش تراز تجاری به سناریوهای مختلف تقویت یا تضعیف ارزش واقعی پول ملی باشند و به سیاست‌گذاران این امکان را بدهند که با ارزیابی پیامدهای احتمالی تغییرات نرخ ارز، سیاست‌های ارزی و تجاری خود را به‌گونه‌ای تنظیم کنند که اهداف تعادل خارجی و توسعه صادرات را با دقت و پایداری بیشتری دنبال کنند. این شواهد تجربی اهمیت اتخاذ رویکردی مبتنی بر شواهد در مدیریت نرخ ارز و هماهنگی آن با

سیاست‌های تجاری را برجسته می‌کند و نشان می‌دهند که تحلیل پویایی‌های نرخ ارز حقیقی و برآورد اثرات کمی آن بر تراز تجاری می‌تواند به شکل‌گیری چارچوبی نظام‌مند برای تصمیم‌گیری‌های ارزی و تجاری منجر شود. از سوی دیگر، با توجه به تأثیر منفی و معنادار درآمد داخلی بر تراز تجاری، لازم است سیاست‌های تقاضای کل نیز به‌گونه‌ای تنظیم شوند که از تشدید واردات غیرضروری جلوگیری کرده و انگیزه‌های مصرف کالاهای داخلی را تقویت نمایند. در این راستا، به‌کارگیری ابزارهای مکمل نظیر سیاست‌های مالی و اعتباری هدفمند، همراه با اعمال کنترل‌های غیرمستقیم بر واردات، می‌تواند به مهار فشارهای ناشی از افزایش درآمد داخلی کمک کند. همچنین، نقش مثبت درآمد شرکای تجاری بر تراز تجاری ایران بیانگر آن است که سیاست‌های توسعه صادرات باید بر گسترش روابط تجاری با کشورهایی که دارای ظرفیت بالای تقاضای وارداتی هستند، تنوع‌بخشی به بازارهای هدف، بهبود کیفیت محصولات صادراتی و کاهش موانع تجاری متمرکز شوند.

References:

Ahmadi Shadmehri, M. T., & Ahmadian Yazdi, F. (2012). The study of the impact of real exchange rate on the Iran's non-oil trade. *Journal of economics and regional development, 19*(3), 114-155. (In Persian)

Akhbari, M., & Khoshbakht, A. (2006). Dynamics of Trade Balance: Bilateral *J* Curve of Iran versus Germany. *Journal of Economic Research*, 41(3), 123-160. (In Persian)

Andrews, D. W. (2005). Cross-section regression with common shocks. *Econometrica, 73*(5), 1551–1585.

Ansarinasab, M., Sattari, O., & Zeynali, E. (2021). Investigating the Asymmetric effects of terms of trade on Iran's trade balance: test of J and S curves through NARDL method. *New economy and trad, 16*(2), 25-55. (In Persian)

Ari, A., Cergibozan, R., & Cevik, E. (2019). J-curve in Turkish bilateral trade: A nonlinear approach. The International Trade Journal, 33(1), 31–53.

Bahmani-Oskooee, M. (1991). Is there a long-run relation between the trade balance and the real effective exchange rate of LDCs? *Economics Letters, 36*(4), 403–407.

Bahmani-Oskooee, M., & Arize, A. C. (2020). Asymmetry cointegration and the J-curve: New evidence from Africa. Journal of Economic Studies, 47(5), 969–984.

Bahmani-Oskooee, M., & Baek, J. (2025). Is there a J-curve effect in the Korean service trade? The International Trade Journal, 39(4).

Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies, 42*(3), 519–530.

Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review, 27*, 51–70.

Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2017). Bilateral trade balances of Malaysia with her 11 largest trading partners: New evidence from asymmetry cointegration. *Global Economic Review, 46*(2), 143–161.

Bahmani-Oskooee, M., & Kantipong, T. (2001). Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. *Journal of Economic Development, 26*(2), 107–117.

Bahmani-Oskooee, M., & Karamelikli, H. (2023). Is there J-curve effect in the US service trade? Evidence from asymmetric analysis. International Journal of Finance & Economics, 28(4), 3865–3875.

Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, M. A. (2020). Asymmetric J-curve: Evidence from industry trade between US and UK. Applied Economics, 52(25), 2679–2693.

Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2004). The J-curve: A literature review. *Applied Economics, 36*(13), 1377–1398.

Bahmani-Oskooee, M., Aftab, M., & Karamelikli, H. (2025). Russia's trade with G7 countries and asymmetric J-curve effect. The World Economy, 64(1), 113–120.

Bahmani-Oskooee, M., Arize, A. C., & Kalu, E. U. (2022). US-South America trade and the J-Curve: An asymmetric analysis. The World Economy, 45(12), 3858-3872.

Bahmani-Oskooee, M., Bose, N., & Zhang, Y. (2018). Asymmetric cointegration, nonlinear ARDL, and the J-curve: A bilateral analysis of China and its 21 trading partners. Emerging Markets Finance and Trade, 54(13), 3131–3151.

Baltagi, B. H., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A Lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics, 170*(1), 164–177.

Banerjee, A., & Carrion-i-Silvestre, J. L. (2015). Cointegration in panel data with structural breaks and cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics, 30*(1), 1–23.

Banerjee, A., Marcellino, M., & Osbat, C. (2005). Testing for PPP: Should we use panel methods? *Empirical Economics, 30*, 77–91.

Barkat, K., Jarallah, S., & Alsamara, M. (2024). Do exchange rate changes improve the trade balance in GCC countries: Evidence from nonlinear panel cointegration. The International Trade Journal, 38(2), 184–200.

Breitung, J., & Pesaran, M. H. (2007). Unit roots and cointegration in panels. In L. Mátyás & P. Sevestre (Eds.), *The econometrics of panel data: Fundamentals and recent developments in theory and practice* (pp. 279–322). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies, 47*(1), 239–253.

Carbaugh, R. (2022). *International economics* (18th ed.). Cengage Learning.

Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics, 188*(2), 393–420.

De Silva, S., Hadri, K., & Tremayne, A. R. (2009). Panel unit root tests in the presence of cross-sectional dependence: Finite sample performance and an application. *Econometrics Journal, 12*(3), 340–366.

De Vos, I., & Everaert, G. (2021). Bias-corrected common correlated effects pooled estimation in dynamic panels. *Journal of Business & Economic Statistics, 39*(1), 294–306.

Ebrahimi, M., Hojabr-Kiani, K., Memarnezhad, A., & Ghffari, F. (2018). Investigating the Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Trade Balance of Iran and China by Nonlinear ARDL Approach. *Financial Economics*, 12(44), 21-40. (In Persian)

Ebrahimi, M., Memarnejad, A., & Ghaffari, F. (2019). Comparison of Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations on Iran's Trade Balance with Germany and Turkey. *New economy and trad, 14*(3), 1-17. (In Persian)

Esmaili, S., Ghahramanzadeh, M., Mahmodi, A., Mehrara, M., & Yavary, G. (2020). The impact of exchange rate and oil price fluctuations on Iran's agriculture trade balance: application of the J curve approach. *Journal of Agricultural Economics & Development*, 34(2), 179-200. (In Persian)

Felipe, J., Pérez-Montiel, J. A., & Ozcelebi, O. (2025). Do changes in the real exchange rate affect the trade balance? Evidence from European countries. Open Economies Review, 1–27.

Ganai, S. G., & Khan, J. A. (2025). An asymmetric NARDL approach to the J-curve phenomenon and export competitiveness in India–US trade. Cogent Economics & Finance, 13(1).

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica, 46*(6), 1251–1271.

Heidari, H., & Zarei, F. (2012). Investigating the commercial relations between Iran and its other major trading partner focusing on J-Curve Test. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 6(2), 83-103. (In Persian)

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics, 115*(1), 53–74.

Iqbal, J., Nosheen, M., & Rehman Panezai, S. G. (2021). Asymmetric cointegration, non-linear ARDL, and the J-curve: A bilateral analysis of Pakistan and its trading partners. International Journal of Finance & Economics, 26(2), 2263–2278.

Junz, H. B., & Rhomberg, R. R. (1973). Price competitiveness in export trade among industrial countries. *American Economic Review, 63*(2), 412–418.

Juodis, A., & Reese, S. (2022). The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation. *Journal of Business & Economic Statistics, 40*(3), 1191–1203.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics, 90*(1), 1–44.

Karimi, M. S., Ghaderi, S., & Seifoori, J. (2019). Asymmetric Effects of Real Exchange Rate Changes on the Trade between Iran and China. *Journal of Economics and Modelling, 10*(3), 29-59. (In Persian)

Kazerooni, A., & Mojiri, H. (2011). The Impact of Domestic Currency Depreciation on the Bilateral Trade Balance of Iran with her Six Major Trading Partners. *Iranian Journal of Economic Research*, 15(45), 77-102. (In Persian)

Kazerooni, A., Mohammadpoor, S., & Feshari, M. (2011). Testing J and S Curves in the Case of Iran (1976-2007)(J Curve and S Curve Approaches). *The Journal of Economic Studies and Policies*, 0(20), 3-20. (In Persian)

Krueger, A. O. (1983). *Exchange rate determination*. Cambridge: Cambridge University Press.

Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2022). *International economics: Theory & policy* (12th ed., Global ed.). Pearson.

Lerner, A. P. (1944). *The economics of control: Principles of welfare economics*. New York: Macmillan.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics, 108*(1), 1–24.

Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity, 1973*(1), 303–325.

Marshall, A. (1923). *Money, credit, and commerce*. London: Macmillan.

Mehrara, M., & Abedi, A. (2017). Exchange Rates and Trade Balance: The Case of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 9(31), 1-26. (In Persian)

Memarian, E., & Jalali Naeini. S. A. (2010). The Effects of Short and Long-Run Exchange Rate Shocks on Trade Balance of Iran (a VECM Approach for Testing J-Curve). *Economics Research*, 10(37), 45-69. (In Persian)

Mohammadi, H., & Ariabod. A. (2010). Survey the Effect of Exchange Rate Adjustment on Iran and South Korea Trade Pattern (J-Shaped Curve). *Iranian Journal of Economic Research*, 17(52), 169-181. (In Persian)

Mohseni, R., & Ranjbar, V. M. (2022). Exchange rate pass-through on non-oil trade balance in Iran. *Journal of Money and Economy*, 17(1), 89–114.

Mwito, M. M., Mkenda, B. K., & Luvanda, E. (2021). The asymmetric J-curve phenomenon: Kenya versus her trading partners. Central Bank Review, 21(1), 25–34.

Newey, W. K., & West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies, 61*(4), 631–653.

Nusair, S. A. (2017). The J-curve phenomenon in European transition economies: A nonlinear ARDL approach. International Review of Applied Economics, 31(1), 1–27.

Parray, W. A., Bhat, J. A., Yasmin, E., & Bhat, S. A. (2023). Exchange rate changes and the J-curve effect: Asymmetric evidence from a panel of five emerging market economies. Foreign Trade Review, 58(4), 524–543.

Pedram, M., Shirinbakhsh, S., & Rahmani, M. (2012). The J-Curve dynamics of Iran foreign trade. *Journal of Economic Research and Policies*, *19*(60), 5-18. (In Persian)

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61*(S1), 653–670.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory, 20*(3), 597–625.

Pesaran, H., Smith, R., & Im, K. S. (1996). Dynamic linear models for heterogeneous panels. In L. Mátyás & P. Sevestre (Eds.), *The econometrics of panel data: A handbook of the theory with applications* (pp. 145–195). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Cambridge Working Papers in Economics No. 0435). Faculty of Economics, University of Cambridge.

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica, 74*(4), 967–1012.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics, 22*(2), 265–312.

Pesaran, M. H. (2015a). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews, 34*(6–10), 1089–1117.

Pesaran, M. H. (2015b). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.

Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics, 60*(1), 13–50.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In S. Strom, A. Holly, & P. Diamond (Eds.), *Centennial volume of Ragnar Frisch* (pp. [insert page numbers if known]). Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics, 68*(1), 79–113.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association, 94*(446), 621–634.

Phillips, P. C., & Sul, D. (2003). Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal, 6*(1), 217–259.

Rasekhi, S., & Rostami, A. (2013). Bilateral J-Curve among Iran and Selected Partners. *journal of islamic finance research, 1*(1), 37-50. (In Persian)

Reinert, K. A., Rajan, R., Glass, A. J., & Davis, L. S. (Eds.). (2009). *The Princeton encyclopedia of the world economy*. Princeton University Press.

Rose, A. K., & Yellen, J. L. (1989). Is there a J-curve? *Journal of Monetary Economics, 24*(1), 53–68.

Sarafidis, V., & Wansbeek, T. (2012). Cross-sectional dependence in panel data analysis. *Econometric Reviews, 31*(5), 483–531.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In W. C. Horrace & R. C. Sickles (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281–314). Springer.

Tari, F., Esmaeilpour Moghadam, H., & Dehbashi, V. (2018). Investigating the J Curve in the Trade relations of Iran using the Aggregate Trade Balance Approach. *New economy and trade*, 13(3), 57-72. (In Persian)

Tayebi, S. K., Yazdani, M., & Khanzadi, A. (2010). Iran's Trade Balance and Dynamics of the J-Curve Mechanism in the Uncertainty Conditions. *Journal of Monetary and Banking Research*, 2(3), 93-114. (In Persian)

Van Marrewijk, C. (2012). *International economics: Theory, application, and policy* (2nd rev. ed.). Oxford University Press.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69*(6), 709–748.

Yazdani, M., & Jangi, R. (2017). Real Exchange Rate and Mechanism of J and S Curves among Iran and its Major Trade Partners. *Journal of Economics and Modelling, 7*(28), 31-53. (In Persian)

Yazgan, M. E., & Ozturk, S. S. (2019). Real exchange rates and the balance of trade: Does the J-curve effect really hold? Open Economies Review, 30, 343–373.