فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، زمستان ۱۳۹۵

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

نرخ ارز حقیقی و سازوکار منحنی J و S بین ایران و شرکای برتر تجاری

مهدی یزدانی*، رحیم جنگی**

تاریخ دریافت ۱۳۹۴/۱۲/۲۳ تاریخ پذیرش ۱۳۹۵/۱۲/۱۸

چکیده

پدیده‌ی منحنی J از دهه ۱۹۷۰ در ادبیات اقتصاد بین‌الملل، توجه محققان را به پویایی‌های کوتاه‌مدت تراز تجاری در واکنش به نوسان‌آن‌های نرخ ارز معطوف نمود. علاوه‌براین در دهه اخیر رهیافت منحنی S به منظور ارزیابی اثرات کوتاه‌مدت تغییر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری مطرح شده است، که نتایج آن می‌تواند در تحلیل سیاست‌گذاری‌ها حائز اهمیت باشد. در این پژوهش به آزمون پدیده‌ی منحنی‌های J و S دو جانبه بین ایران و ۱۶ شریک برتر تجاری آن پرداخته شده است. در این راستا از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده برای برآورد ضرایب رابطه کوتاه‌مدت تراز تجاری و منحنی J و از روش همبستگی متقاطع، برای ارزیابی وجود منحنی S، طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۴ استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که منحنی J و S در مورد تراز تجاری دو جانبه بین ایران و اکثر شرکای برتر تجاری تأیید می‌شود. بر این اساس سیاست‌گذاران باید در جهت حداقل کردن زیان‌های ناشی از نوسان نرخ ارز حقیقی، سیاست‌های مناسب در مورد نرخ ارز دوجانبه اتخاذ کنند.

کلیدواژه: منحنی J، منحنی S، نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده.
طبقه‌بندی JEL: C51، C54، F31، F41.

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی Ma_yazdani@sbu.ac.ir
** کارشناس ارشد گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی rahim.jangi69@gmail.com

۱. مقدمه

در دنیای امروز گسترش روابط اقتصادی کشورها در ورای مرزهای جغرافیایی، به گونه‌ای است که اقتصاد بین‌الملل ارتباط تنگاتنگی با جریانات اقتصاد داخلی دارد. لذا در عرصه پژوهش‌ها و مطالعات اقتصادی، شاخه اقتصاد بین‌الملل از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است. کسری مداوم تراز پرداخت‌های اکثر کشورهای در حال توسعه و اثرات نامطلوب آن بر اقتصاد داخلی، توجه بسیاری از سیاستگذاران و برنامه‌ریزان را به اتخاذ انواع سیاست‌های اقتصادی جهت برطرف کردن کسری تراز پرداخت‌ها جلب نموده است. در این بین، شرایط موجود از جمله فعالیت‌های اقتصادی، تکنولوژی و ساختار بازار، میزان موفقیت این سیاست‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به این که در کشورهای در حال توسعه، سرمایه تحرک کمتری دارد و حساب سرمایه تراز پرداخت‌ها از اهمیت کمتری برخوردار است؛ لذا بخش اعظم توجهات بر حساب جاری تراز پرداخت‌ها تمرکز دارد و یکی از ابزارهای سیاستی برای برطرف نمودن کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول داخلی است.

مطالعات تجربی بیشماری نحوه تأثیرپذیری تراز تجاری از تغییرات نرخ ارز را با استفاده از روش‌های متنوع مورد بررسی و آزمون قرار داده‌اند. در این راستا فرضیه‌ای به نام منحنی-J برگرفته از رویکرد کشش‌ها در تعدیل عدم تعادل تراز پرداخت‌ها، در اوایل دهه ۱۹۷۰ وارد مباحث اقتصاد بین‌الملل شد. این فرضیه به چگونگی واکنش تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز به صورت پویا می‌پردازد و بیان می‌کند که واکنش کوتاه‌مدت تراز تجاری به کاهش ارز پول ملی، می‌تواند متفاوت از واکنش بلندمدت باشد. علاوه‌بر رهیافت منحنی J، در دهه‌های اخیر رهیافت جدیدی به نام منحنی S به منظور بررسی اثرات کوتاه‌مدت تغییر نرخ حقیقی ارز بر تراز تجاری مطرح شده است که نتایج آن می‌تواند در تحلیل سیاست‌گذاری حائز اهمیت باشد این رهیافت برای اولین بار توسط

باکوس و همکاران[1] (۱۹۹۴) در بررسی رابطه کوتاه‌مدت تغییرات نرخ حقیقی ارز و تراز تجاری مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به مطالب ارائه شده و اهمیت اطلاع سیاست‌گذاران از وجود شرایط منحنی J و S، در این مطالعه سعی بر آن است که با استفاده از داده‌های سالانه برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۴، به بررسی روابط تجاری دوجانبه بین ایران و ۱۶ شریک برتر تجاری[2] با تمرکز بر آزمون منحنی J و منحنی S پرداخته شود. در این مطالعه با استفاده از تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی و با تکیه بر نظریه‌های موجود در این زمینه و نیز مرور مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور، یک الگوی مناسب جهت برآورد رابطه بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری دوجانبه، انتخاب می‌شود. در این مطالعه از داده‌های دوجانبه به جای داده‌های کل تجارت استفاده می‌شود؛ زیرا تراز تجاری یک کشور می‌تواند با یک شریک تجاری بهبود یابد، در حالی که در همان زمان، تراز تجاری با کشور دیگر بدتر شود.

با توجه به اجماع نظری که در مورد برتری روش استفاده از اطلاعات دوجانبه نسبت به دیگر روش‌های مورد بررسی وجود دارد، این روش مبنای مطالعه قرار گرفته است. در این راستا، اثر منحنی J برای پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری و منحنی S برای تبیین اثرات کوتاه‌مدت بین تغییرات نرخ ارز حقیقی دو جانبه و تراز تجاری استفاده شده است. همچنین این مقاله به طور غیرمستقیم، به اعتبار شرط مارشال-لرنر پرداخته و ثبات پارامترها نیز آزمون می‌شود.

مقاله حاضر این گونه سازمان‌دهی شده است که ادبیات نظری پژوهش در بخش دوم، الگوی انتخابی برای تراز تجاری و روش‌شناسی در بخش سوم و نتایج تجربی در بخش چهارم ارائه شده است. در نهایت در بخش پنجم نیز، به نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

---

[1]. Backus et al

[2]. در مورد کشورها به پیوست مراجعه شود.

۲. ادبیات نظری

در حیطه اثرگذاری تضعیف ارزش پول بر تراز تجاری، رویکردی بـه نـام منحنـی-J وارد مباحث اقتصاد باز شده است و بیانگر ایـن موضـوع اسـت کـه نظریـه اثرگـذاری مثبـت تضعیف ارزش پول داخلی بر تراز حسـاب جـاری، مـی‌توانـد دسـت کـم در کوتـاه‌مـدت نتیجه‌ای معکوس به دنبال داشته باشد. در واقع این اعتقـاد بـه وجـود آمـده اسـت کـه ارتباط بین تضعیف ارزش پول داخلی و تراز تجاری طی زمان تغییر می‌کند.

به طور کلی باید اشاره کرد که در قالب رویکرد کشش‌ها، هنگامی که ارزش پول یک کشور کاهش می‌یابد، دو اثر مقداری و قیمتی وجود دارد. بر اساس اثر مقداری، با ارزانتر شدن کالاهای داخلی برای خارجیان، تقاضای صادرات افزایش می‌یابد و با گرانتـر شـدن کالاهای وارداتی، حجم واردات کمتر و در نتیجه اثر مقداری موجب بهبود حساب جـاری می‌شود. از طرف دیگر بر اساس اثر قیمتی، با کاهش ارزش پـول ملـی، کـالای صـادراتی برحسب پول خارجی ارزانتر و کالای وارداتی برحسب پول ملی گرانتر می‌شـود. لـذا اثـر قیمتی موجب بدتر شدن حساب جاری کشور مورد نظـر مـی‌شـود. اثـر خـالص کـاهش ارزش پول ملی وابسته به این است که کدام یک از این دو اثـر، بـر تـراز تجـاری مسـلط است.

همچنین مطابق با نظریه سنتی یا شرط مارشال لرنر[1] (ML)، موفقیت کـاهش ارزش پول ملی به این مهم وابسته است که مجموع کشش‌هـای تقاضـای صـادرات و واردات از یک بیشتر باشد. کروگمن و آبسفلد[2] (۲۰۰۱) نیز عنوان می‌کنند کـه تغییـر نـرخ ارز بـر تراز تجاری دارای دو اثر قیمتی و مقداری است و در کل این اعتقـاد وجـود دارد کـه در عملکرد کوتاه‌مدت، اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه دارد و در بلندمدت، با فـرض ایـن کـه شرط مارشال لرنر (ML) برقرار است، اثر مقـداری بـر اثـر قیمتـی غلبـه دارد (طیبـی و همکاران، ۱۳۸۹؛ ترکی و همکاران، ۱۳۹۳).

---

[1]. Marshal-Lerner
[2]. Krugman and Obsfeld

علاوه‌براین نظریه منحنی-J، بیان می‌کند که واکنش تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز در طول زمان، شکلی شبیه به حرف J دارد. در این صورت به هنگام کاهش ارزش پول ملی تراز تجاری قبل از آن که بهبود یابد، بدتر می‌شود (مگی،[1] ۱۹۷۳). بر این اساس، در ادامه روند تضعیف ارزش حقیقی پول داخلی، حجم واردات و صادرات تغییرات زیادی نخواهد کرد، چرا که قراردادهای واردات و صادرات اغلب برای چند ماه آتی منعقد می‌شوند؛ اما تضعیف واقعی پول، سطح از قبل تعیین شده واردات را با واحد پول داخلی گران‌تر خواهد کرد. از این‌رو، ارزش واردات افزایش می‌یابد، در حالی که ارزش و حجم صادرات تغییر چندانی نمی‌کند. در نتیجه تراز تجاری به سرعت پس از تضعیف واقعی پول بدتر خواهد شد. اما با گذشت زمان، تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان واکنش بیشتری از خود نشان خواهند داد و مقادیر شروع به تعدیل براساس قیمت نسبی کالاهای داخلی کرده و از این‌رو وضعیت تراز تجاری بهبود می‌یابد. بنابراین عکس‌العمل تراز تجاری طی زمان، منحنی-J شکل را نمایان خواهد کرد.

به این ترتیب در این زمینه کانون توجهات به سمت پویایی‌های کوتاه مدت انتقال یافته است که اثر کاهش ارزش پول ملی را بر مسیر زمانی تراز تجاری دنبال می‌کند. فرضیه‌ای که در این مباحث بطور ضمنی در نظر گرفته می‌شود این است که کشش‌ها در کوتاه‌مدت به طور قابل توجهی پایین و در بلندمدت، به مقدار کافی بالا هستند. بر این اساس، مهمترین دلیلی که باعث ایجاد پدیده منحنی-J می‌شود، تأخیر زمانی در تعدیل است. در نتیجه با کاهش ارزش پول ملی، در کوتاه‌مدت واردات گرانتر و صادرات ارزانتر خواهد شد. از آنجایی که در کوتاه‌مدت حجم واردات و صادرات به سرعت تغییر نخواهد کرد، تراز تجاری در کوتاه‌مدت بدتر می‌شود (مگی ۱۹۷۳).

با این وجود کروگر[2] (۱۹۸۳) اعتقاد دارد، وجود پدیده منحنی-J می‌تواند به این دلیل باشد که در زمان وقوع یک تغییر در ارزش پول ملی، تکمیل مبادلاتی که

[1]. Magee
[2]. Krueger

قراردادهای آن‌ها از قبل بسته شده است، به تغییر در حجم مبادلات تجاری غالب است (هسینگ[1]، ۲۰۰۹). همچنین آن چه اثر منحنی-J خوانده می‌شود در صورتی رخ می‌دهد که قیمت‌های جاری داخلی چسبنده باشند (نولند[2]، ۱۹۸۹). علاوه‌براین با وجود برقراری شرط مارشال لرنر، شرایطی وجود دارد که تحت آن با وجود کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت، تراز تجاری در حال بدتر شدن است و توصیه بر این است که سیاست‌های تجاری باید به پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز توجه داشته باشد، چرا که مسیر زمانی تراز تجاری از تغییرات ارزش پول ملی تأثیر می‌پذیرد (بهمنی اسکویی، ۱۹۸۵).

علاوه‌بر رویکرد منحنی-J، رهیافت جدیدی در ادبیات اقتصاد بین‌الملل به منظور بررسی تعدیل پویای تراز تجاری نسبت به تنزل ارزش پل داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد، منحنی S است که توسط باکوس و همکاران (۱۹۹۴) مطرح شده است. این منحنی برخلاف منحنی-J، نیازی به تحلیل رگرسیونی نداشته و صرفاً مبتنی بر ضریب همبستگی متقاطع بین نرخ حقیقی ارز و تراز تجاری است. بر این اساس، در صورت بهبود تراز تجاری همزمان با تنزل ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز)، انتظار بر این است که همبستگی متقاطع بین مقدار جاری نرخ حقیقی ارز با مقادیر آتی تراز تجاری مثبت باشد. باکوس و همکاران (۱۹۹۴) بیان می‌کند که این همبستگی متقاطع بین مقدار جاری نرخ حقیقی ارز و مقادیر گذشته تراز تجاری، منفی بوده و بین مقادیر فعلی نرخ حقیقی ارز و مقدار آتی تراز تجاری مثبت است. رسم این مقادیر همبستگی متقاطع در مقابل مقادیر وقفه‌های جاری و آتی، نموداری را به دست می‌دهد که به خاطر شکل آن، به منحنی S معروف است. مطالعات تجربی صورت گرفته در زمینه بررسی رابطه پویای بین تغییرات نرخ حقیقی ارز و تراز تجاری با استفاده از منحنی S، صرفاً محدود به کشورهای توسعه یافته بوده و عمدتاً در مطالعات باکوس و همکاران (۱۹۹۴)، و بهمنی اسکویی و راتا[3] (۲۰۰۴ و ۲۰۱۰) مورد استفاده قرار گرفته است.

---

[1]. Hising
[2]. Noland
[3]. Bahmani Oskooee and Ratha

همچنین باکوس و همکاران (۱۹۹۴) برای توجیه دلایل پدید آمدن منحنی S، از الگو ساده‌ای استفاده نموده و فرض می‌کنند دو کشور وجود دارد و به تولید کالاهایی می‌پردازند که موجودی سرمایه و نیروی کار در آن کالاها جانشین ناقص یکدیگر هستند. بنابراین با در نظر گرفتن این مفروضات، اگر شوک بهره‌وری داخلی رخ دهد، در آن صورت تولید داخلی افزایش یافته و به تبع آن سطح عمومی قیمت‌ها کاهش پیدا می‌کند. با کاهش قیمت، موجودی سرمایه به تولید کالایی که در آن بازدهی نسبی بالاتری دارد منتقل شده که در نتیجه آن سطح تولید داخلی افزایش قابل توجهی می‌یابد. از این رو با افزایش تولید و درآمد داخلی، تراز تجاری با کسری مواجه شده و همبستگی همزمان بین تراز تجاری و رابطه مبادله (نرخ حقیقی ارز در الگو دو کالایی) منفی می‌گردد. به تدریج با گذشت زمان، کسری تراز تجاری کاهش یافته و ممکن است حتی بهبود نیز پیدا کند. لذا با گذشت زمان، همبستگی بین تراز تجاری و تغییرات وقفه‌دار رابطه مبادله مثبت می‌شود. به عنوان نتیجه بحث می‌توان بیان کرد که تحت شرایط فوق و پایدار بودن شوک بهره‌وری، منحنی S بین این دو متغییر برقرار خواهد بود (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۰).

۳. روش پژوهش

در این پژوهش برای بررسی وجود روابط بلندمدت، از روش آزمون کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) ارائه گردیده، استفاده شده است. این روش تخمین رابطه همجمعی را به وسیله روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های الگو معین شده باشد، ممکن می‌سازد. این روش، به سه دلیل مورد استفاده قرار گرفته است. اول این که نسبت به سایر روش‌های آزمون همجمعی مانند روش یوهانسن ساده است. دوم، روش آزمون کرانه‌ها برخلاف سایر روش‌ها مانند یوهانسن، نیازمند جمعی بودن

[1]. Pesaran et al

متغیرهای مورد استفاده در الگو از درجه یکسان نیست و صرف‌نظر از این که همه متغیرها I(۰) یا I(۱) یا جمعی از درجات متفاوت باشند، قابل استفاده است. در نهایت این که آزمون مذکور در نمونه‌های محدود و کوچک، کارایی نسبتاً بالایی دارد.

به پیروی از بهمنی اسکویی و بروکس[1] (۱۹۹۹)، بهمنی اسکویی و همکاران[2] (۲۰۰۳)، بهمنی اسکویی و ونگ[3] (۲۰۰۶)، الگوی تراز تجاری دوجانبه به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$LnTB_{ij,t} = a_0 + a_1 LnY_{i,t} + a_2 LnY_{j,t} + a_3 LnRER_{ij,t} + u_t \qquad \text{معادله (۱)}$$

که در آن $TB_{ij,t}$، تراز تجاری دوجانبه است که به صورت نسبت صادرات اسمی ایران به شریک تجاری iام بر واردات اسمی ایران از همان شریک تجاری تعریف می‌شود؛ $Y_{i,t}$ و $Y_{j,t}$ به ترتیب درآمد واقعی ایران و درآمد واقعی شریک تجاری iام؛ $RER_{ij,t}$ نرخ ارز حقیقی دوجانبه بین ایران و شریک تجاری iام است.

اغلب انتظار می‌رود تخمین a_1 منفی و a_2 مثبت باشد. اما علامت‌ها می‌توانند برخلاف انتظار نیز باشند. به عبارتی اگر افزایش در درآمد ایران بخاطر افزایش تولید کالاهای جانشین واردات باشد، آنگاه علامت a_1 می‌تواند مثبت باشد. همین تحلیل برای علامت a_2 نیز وجود دارد. به عبارتی مقدار تخمین زده شده برای a_1 و a_2 می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر a_3 مثبت باشد، به معنی اثرگذاری مثبت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری در بلندمدت است. معادله فوق رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. از آنجایی که تحقق فرضیه منحنی-J، منوط بر این است که a_3 در کوتاه‌مدت منفی باشد، بنابراین به منظور آزمون پدیده منحنی-J، باید الگویی انتخاب شود که پویایی‌های کوتاه‌مدت را به تغییرات بلندمدت پیوند دهد. در این راستا برای دستیابی به این هدف از روش $ARDL$ استفاده می‌گردد. معادله (۱) را بر حسب روش $ARDL$ می‌توان به

[1]. Bahmani-oskooee and Brooks
[2]. Bahmani-oskooee et al
[3]. Bahmani-oskooee and Wang

صورت زیر نوشت:

$$\Delta LnTB_{j,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{1i} \Delta LnTB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{m} \alpha_{2i} \Delta LnY_{t,t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{m} \alpha_{3i} \Delta LnY_{j,t-i} + \sum_{i=o}^{m} \alpha_{4i} \Delta LnRER_{j,t-i} \qquad \text{معادله (۲)}$$
$$+ \alpha_5 LnTB_{j,t-1} + \alpha_6 LnY_{t,t-1} + \alpha_7 LnY_{j,t-1} + \alpha_8 LnRER_{j,t-1} + V_t$$

که m در معادله فوق، بیانگر طول وقفه و اثر بلندمدت کاهش ارزش پول ملی به وسیله اندازه و معناداری پارامتر α_8 که براساس ضریب α_5 نرمالیزه شده است، استنتاج می‌شود. بر این اساس فرضیه صفر، عدم وجود هم‌جمعی آزمون شده و در نهایت الگو تصحیح خطای کلی که از معادله (۲)، به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بویژه برای آزمون پدیده منحنی-J استفاده می‌شود، .به صورت معادله زیر قابل بیان است:

$$\Delta LnTB_{j,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{1i} \Delta LnTB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{m} \alpha_{2i} \Delta LnY_{t,t-i} + \sum_{i=0}^{m} \alpha_{3i} \Delta LnY_{j,t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{m} \alpha_{4i} \Delta LnRER_{j,t-i} + \lambda Ec_{t-1} + u_t$$

معادله (۳)

همچنین ثبات ضرایب بلندمدت تخمین زده شده با استفاده از آزمون‌های پایداری $CUSUM$ و $CUSUMQ$ بررسی می‌شود.

برای بررسی وجود یا عدم وجود منحنی S از تابع همبستگی متقاطع استفاده نموده و نمودار همبستگی نگار متقاطع بین دو متغییر نرخ مؤثر حقیقی ارز، تراز تجاری رسم می‌شود. برای این منظور ابتدا متغییرهای نرخ حقیقی ارز و تراز تجاری روند زدایی شده و سپس تابع همبستگی متقاطع برای آن‌ها محاسبه شده است. همبستگی متقاطع میان نرخ مؤثر حقیقی ارز و تراز تجاری را می‌توان با استفاده از فرمول زیر محاسبه نمود:

$$COR_{ij,k} = \frac{\Sigma(RER_{ij,t} - \overline{RER}_{ij})(TB_{ij,t+k} - \overline{TB}_{ij})}{\sqrt{\Sigma(RER_{ij,t} - \overline{RER}_{ij})^2 \Sigma(TB_{ij,t+k} - \overline{TB}_{ij})^2}} \qquad \text{معادله (۴)}$$

که در آن $TB_{ij,t+k}$ نمایانگر تراز تجاری k دوره قبل، $RER_{ij,t}$ نرخ ارز حقیقی، $\overline{TB}_{ij}$ و $\overline{RER}_{ij}$ نیز به ترتیب میانگین تراز تجاری و نرخ ارز حقیقی هستند (بهمنی اسکویی و همکاران، ۲۰۰۸).

۴. نتایج تجربی

در ابتدا به منظور آزمون وجود ریشه واحد از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیرهای تراز تجاری دو جانبه ($LnTB_{ij}$)، درآمد حقیقی ایران (LnY_i)، درآمد حقیقی شریک تجاری jام (LnY_j) و نرخ ارز حقیقی دو جانبه ($Ln\overline{RER}_{ij}$)، برای هریک از ۱۶ شریک تجاری ایران استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که به غیر از متغیر LnY_j برای آذربایجان، روسیه و هلند که جمعی از مرتبه دو هستند، تقریباً تمامی متغیرها جمعی از درجه صفر و یک هستند. علاوه‌براین با بررسی سری‌ها، مشخص شده است که هیچ گونه شکست ساختاری در روند داده‌ها وجود ندارد[1].

از آنجا که هدف اولیه بررسی پویایی کاهش ارزش پول ملی و ایجاد نااطمینانی در آن بر تراز تجاری بوده است، خلاصه نتایج مربوط به تخمین معادلات (۲) و (۳) در جدول (۱) در دو قسمت ارائه شده است. در قسمت اول جدول (۱)، نتایج کوتاه‌مدت مربوط به معادله (۲) خلاصه شده است و نشان دهنده‌ی ضرایب با وقفه تغییرات لگاریتم نرخ ارز حقیقی ($\Delta LnRER_{ij}$) است. همچنین در قسمت دوم خلاصه نتایج الگوی ECM ارائه شده است. به منظور انتخاب بهترین وقفه در الگو $ARDL$، از معیار شوارتز- بیزین[2] استفاده شده است.

---

[1]. به منظور جلوگیری از طولانی شدن مقاله، این نتایج در متن مقاله ارائه نشده است.

[2]. Showartz-Beysian

جدول(۱): تخمین ضرایب $\Delta LnRER$ و ضریب تصحیح خطا

شریک تجاری	قسمت اول					قسمت دوم				
	تعداد وقفه‌های $\Delta \mathrm{LnRER}_{ij}$					EC_{t-1}	R^2	χ^2_{SC}	χ^2_{FC}	χ^2_N	χ^2_H
	صفر	یک	دو	سه	چهار						
چین	۰/۱۱ (۰/۷۲)	-	-	-	-	-۰/۶۱ (۰/۰۰)	۰/۹۵	۲/۴۷ (۰/۱۲)	۰/۰۶ (۰/۸۱)	۵/۹۰ (۰/۰۶)	۲/۳۱ (۰/۱۳)
امارات	۰/۱۲ (۰/۳۱)	۰/۱۸ (۰/۱۹)	-۰/۲۴ (۰/۰۷)	-	-	-۰/۲۷ (۰/۰۱)	۰/۸۱	۰/۰۷ (۰/۷۹)	۰/۴۱ (۰/۵۲)	۱/۳۹ (۰/۴۹)	۰/۲۳ (۰/۶۴)
عراق	-۰/۳۴ (۰/۲۲)	-	-	-	-	-۰/۱۶ (۰/۰۰)	۰/۹۶	۰/۴۲ (۰/۵۲)	۰/۴۸ (۰/۴۹)	۱/۳۰ (۰/۵۲)	۰/۵۹ (۰/۴۴)
هند	۰/۴۱ (۰/۱۰)	۰/۳۶ (۰/۰۶)	-۰/۴۲ (۰/۰۵)	-	-	-۰/۷۷ (۰/۰۰)	۰/۸۳	۰/۱۵ (۰/۶۹)	۱/۱۶ (۰/۲۸)	۰/۴۵ (۰/۷۹)	۱/۲۷ (۰/۲۶)
ترکیه	۰/۰۹ (۰/۷۲)	۰/۰۴ (۰/۸۷)	-۰/۵۱ (۰/۰۶)	-۰/۹۶ (۰/۰۰)	-	-۰/۵۱ (۰/۰۱)	۰/۷۵	۰/۰۶ (۰/۸۱)	۰/۰۱ (۰/۹۲)	۰/۹۲ (۰/۶۳)	۱/۸۸ (۰/۱۷)
کره جنوبی	-۰/۳۷ (۰/۰۶)	۱/۰۳ (۰/۰۰)	-۰/۰۸ (۰/۵۸)	۰/۴۰ (۰/۰۱)	-۰/۲۶ (۰/۰۶)	-۰/۸۹ (۰/۰۲)	۰/۹۲	۲/۴۵ (۰/۱۷)	۰/۶۵ (۰/۴۲)	۰/۶۵ (۰/۷۲)	۰/۳۵ (۰/۵۵)
آلمان	۰/۱۲ (۰/۲۸)	۰/۲۸ (۰/۰۱)	-	-	-	-۰/۲۵ (۰/۱۶)	۰/۴۸	۰/۰۰۱ (۰/۹۸)	۰/۰۶ (۰/۸۱)	۲/۹۸ (۰/۲۳)	۰/۵۶ (۰/۴۶)
سوئیس	-۰/۰۷ (۰/۶۹)	۰/۵۵ (۰/۰۰)	-۰/۶۱ (۰/۰۰)	-	-	-۰/۵۸ (۰/۰۱)	۰/۹۶	۰/۲۵ (۰/۶۲)	۲/۴۴ (۰/۱۲)	۲/۵۲ (۰/۲۸)	۰/۵۱ (۰/۴۷)
ایتالیا	-۰/۲۲ (۰/۲۲)	-۰/۰۴ (۰/۸۲)	۰/۰۷ (۰/۶۵)	۰/۱۲ (۰/۴۲)	۰/۶۱ (۰/۰۱)	-۰/۹۲ (۰/۰۰)	۰/۸۹	۱/۸۶ (۰/۲۳)	۱/۴۲ (۰/۲۹)	۴/۳۴ (۰/۱۱)	۰/۰۸ (۰/۷۸)

شریک تجاری	قسمت اول					قسمت دوم					
	تعداد وقفه‌های $\Delta LnRER_{ij}$					EC_{t-1}	R^2	χ^2_{SC}	χ^2_{FC}	χ^2_N	χ^2_H
	صفر	یک	دو	سه	چهار						
پاکستان	-۰۸ (۰/۷۵)	۰/۴۱ (۰/۱۳)	-	-	-	-۲/۰۱ (۰/۰۲)	۰/۹۲	۰/۳۷ (۰/۵۵)	۱/۹۴ (۰/۲۱)	۰/۷۷ (۰/۶۸)	۱/۴۷ (۰/۲۳)
هلند	۰/۰۵ (۰/۸۷)	۰/۵۹ (۰/۰۳)	-	-	-	-۰/۴۹ (۰/۰۰)	۰/۶۲	۰/۰۵ (۰/۸۲)	۰/۳۸ (۰/۵۴)	۰/۴۱ (۰/۸۲)	۰/۰۰۳ (۰/۹۶)
روسیه	-۰/۲۰ (۰/۱۹)	-	-	-	-	-۰/۱۶ (۰/۰۰)	۰/۸۱	۲/۷۹ (۰/۱۳)	۱/۱۸ (۰/۳۱)	۱/۵۱ (۰/۴۷)	۰/۰۴ (۰/۸۴)
انگلستان	-۰/۵۱ (۰/۰۲)	۰/۲۹ (۰/۰۵)	۰/۲۵ (۰/۰۸)	-۰/۲۱ (۰/۱۴)	-	-۰/۹۲ (۰/۰۰)	۰/۸۵	۱/۷۷ (۰/۱۸)	۰/۷۳ (۰/۳۹)	۱/۶۷ (۰/۴۳)	۰/۰۹ (۰/۷۷)
فرانسه	-۰/۳۷ (۰/۱۷)	-	-	-	-	-۰/۴۱ (۰/۰۱)	۰/۸۱	۳/۳۲ (۰/۰۸)	۰/۶۴ (۰/۴۲)	۰/۴۷ (۰/۷۹)	۳/۱۵ (۰/۰۸)
سنگاپور	-۰/۵۹ (۰/۱۳)	-۱/۹۲ (۰/۰۰)	۰/۰۴ (۰/۹۲)	-۰/۱۹ (۰/۴۶)	-۰/۴۳ (۰/۱۷)	-۰/۹۳ (۰/۰۰)	۰/۹۵	۲/۰۶ (۰/۱۵)	۱/۰۹ (۰/۲۹)	۰/۸۷ (۰/۶۵)	۳/۷۹ (۰/۰۵)
آذربایجان	-۰/۰۰۱ (۰/۰۵)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۱)	-	-	-۰/۷۴ (۰/۰۱)	۰/۸۵	۲/۴۷ (۰/۱۲)	۱/۶۹ (۰/۲۳)	۱/۰۲ (۰/۶۱)	۰/۰۶ (۰/۸۱)

نکته: اعداد داخل پرانتز سطح معناداری و χ^2_{SC}، χ^2_{FC}، χ^2_N و χ^2_H به ترتیب آزمون همبستگی سریالی پسماندها، تصریح مناسب الگو، نرمال بودن پسماندها و واریانس همسانی پسماندها هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که اشاره شد، قسمت اول جدول (۱) تخمین کوتاه‌مدت باوقفه تغییرات نرخ ارز حقیقی ($\Delta LnRER$) را برای بررسی منحنی J نشان می‌دهد. براساس نتایج موجود، فرآیند منحنی J در روابط دوجانبه بین ایران و شرکای برتر تجاری به جز چین، آلمان و هلند وجود دارد. در قسمت دوم جدول فوق، مشخص شده که رابطه همجمعی در مورد تراز تجاری بین ایران و شرکای برتر وجود دارد، زیرا ضریب تصحیح خطا (EC_{t-1}) در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است. بروز پدیده‌ی منحنی J به معنای غلبه اثر قیمتی بر اثر مقداری افزایش نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت است، به طوری که با افزایش نرخ ارز حقیقی، مخارج واردات افزایش و مخارج صادرات اندکی تغییر می‌کند. از آنجا که قسمت اعظم تجارت خارجی ایران را واردات تشکیل می‌دهد، بنابراین بالا بودن سهم واردات در تجارت خارجی ایران می‌تواند دلیلی بر بروز پدیده‌ی منحنی J باشد. علاوه‌براین مشاهده می‌شود که ضریب مربوط به تصحیح خطا تقریباً برای همه کشورهای طرف تجاری بالا است. بر این اساس، تعادل پایدار باثبات برای تراز تجاری ایران و هریک از شرکای تجاری ذکر شده، می‌تواند در کمترین زمان بعداز مواجه شدن با یک شوک خارجی ایجاد گردد.

در ادامه برای حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از دو آزمون انگل-گرنجر که در واقع آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در مورد پسماندهای الگوی $ARDL$ است و همچنین آزمون بنرجی-دولادو-مستر[1] استفاده شده است. نتایج بدست آمده از این آزمون‌ها حاکی از آن است که رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو تراز تجاری برای همه شرکای تجاری ایران برقرار است[2]. جدول (۲) ضرایب بلندمدت رابطه تراز تجاری دو جانبه را برای هریک از شرکای تجاری ایران ارائه می‌کند.

[1]. Banerjee-Dolado-Mestre

[2]. به منظور جلوگیری از طولانی شدن مقاله، این نتایج در متن مقاله ارائه نشده است.

جدول (۲): ضرایب بلندمدت براساس درجه وقفه بهینه در الگوی $ARDL$

شریک تجاری	درجه $ARDL$	درآمد داخلی	درآمد خارجی	نرخ ارز حقیقی	عرض از مبدا	روند زمانی
چین	(۰،۱،۰،۱)	-۴/۶۵ (۰/۰۷)	-۵/۴۳ (۰/۳۱)	۰/۰۷ (۰/۷۲)	۱/۰۳ (۰/۰۸)	-۰/۰۱ (۰/۲۹)
امارات	(۱،۴،۳،۲،۱)	-۴/۰۸ (۰/۸۳)	-۱۰/۹۹ (۰/۴۹)	۰/۲۱ (۰/۸۴)	۰/۶۹ (۰/۵۷)	۰/۰۱ (۰/۸۶)
عراق	(۰،۱،۱،۱)	-۳۲/۰۱ (۰/۱۱)	۲۰/۳۹ (۰/۰۲)	-۰/۲۹ (۰/۲۴)	۸/۲۲ (۰/۰۶)	-۰/۳۲ (۰/۰۵)
هند	(۳،۳،۱،۲)	-۶/۶۱ (۰/۱۴)	۱۵/۲۶ (۰/۰۱)	۰/۱۹ (۰/۳۹)	-۰/۲۵ (۰/۳۱)	-۰/۰۲ (۰/۰۲)
ترکیه	(۲،۳،۰،۰)	۱۰/۶۳ (۰/۰۴)	۱۹/۲۶ (۰/۰۱)	-۱/۳۳ (۰/۰۵)	-۰/۱۸ (۰/۷۶)	-۰/۰۵ (۰/۰۵)
کره جنوبی	(۴،۳،۱،۴)	-۰/۱۶ (۰/۹۶)	-۲۶/۰۵ (۰/۲۰)	۰/۸۱ (۰/۱۹)	۲/۱۰ (۰/۱۷)	-۰/۰۴ (۰/۲۵)
آلمان	(۰،۱،۰،۱)	-۳/۷۹ (۰/۰۷)	۱/۴۳ (۰/۶۹)	۰/۴۱ (۰/۰۲)	۰/۰۲ (۰/۹۲)	۰/۰۱ (۰/۶۵)
سوئیس	(۰،۲،۰،۱)	-۳/۱۳ (۰/۳۱)	-۷/۵۳ (۰/۳۲)	-۰/۱۳ (۰/۷۰)	۰/۲۲ (۰/۵۶)	-۰/۰۱ (۰/۵۷)
ایتالیا	(۴،۴،۲،۴)	۱/۹۷ (۰/۳۹)	-۷/۱۷ (۰/۰۸)	۰/۱۹ (۰/۲۳)	۰/۲۸ (۰/۰۹)	-۰/۰۲ (۰/۰۴)
پاکستان	(۱،۴،۴،۴)	-۶/۱۵ (۰/۲۸)	-۴/۱۶ (۰/۵۰)	۰/۱۶ (۰/۴۱)	۰/۷۳ (۰/۰۳)	-۰/۰۱ (۰/۳۳)
هلند	(۱،۰،۲،۱)	۱۱/۵۹ (۰/۰۱)	۱۵/۵۰ (۰/۰۴)	۰/۴۳ (۰/۱۲)	-۱/۰۰ (۰/۰۳)	۰/۰۱ (۰/۴۷)
روسیه	(۳،۳،۰،۲)	۸/۹۴ (۰/۰۳)	۲/۲۶ (۰/۰۹)	-۰/۰۹ (۰/۲۴)	-۰/۲۷ (۰/۰۰)	-۰/۰۱ (۰/۶۸)
انگلستان	(۴،۰،۲،۳)	۰/۸۶ (۰/۲۹)	-۶/۷۱ (۰/۰۱)	-۰/۰۶ (۰/۵۹)	۰/۱۹ (۰/۱۳)	-۰/۰۱ (۰/۵۹)
فرانسه	(۰،۰،۰،۱)	۰/۷۸ (۰/۷۵)	-۱/۶۹ (۰/۸۳)	-۰/۲۶ (۰/۱۸)	-۰/۲۷ (۰/۵۲)	۰/۰۱ (۰/۶۳)
سنگاپور	(۴،۴،۳،۴)	-۱۱/۱۵ (۰/۰۰۲)	۲/۱۸ (۰/۱۱)	-۰/۳۹ (۰/۰۱)	۰/۵۹ (۰/۰۱)	-۰/۰۱ (۰/۰۲)
آذربایجان	(۲،۰،۰،۲)	۰/۳۴ (۰/۸۱)	-۳/۵۵ (۰/۰۰)	-۰/۰۱ (۰/۰۰)	۰/۸۴ (۰/۰۰)	-۰/۰۱ (۰/۰۸)

نکته: اعداد داخل پرانتز سطح معناداری

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۲)، به جزء در مورد تراز تجاری دوطرفه بین ایران و کشورهای عراق، ترکیه، سوئیس، روسیه، سنگاپور، انگلستان، فرانسه، سنگاپو و آذربایجان، در سایر موارد ضریب نرخ ارز حقیقی مقداری مثبت و نشان دهنده‌ی وجود شرط مارشال-لرنر (ML) است. برقراری این شرط مبین آن است که جمع حساسیت‌های تقاضای صادرات و واردات بزرگتر از یک است و تراز پرداخت‌ها نسبت به تغییرات نرخ ارز عکس‌العمل معمولی نشان می‌دهد. بر این اساس، در مورد دیگر ترازهای تجاری دوطرفه می‌توان ادعا کرد که نرخ ارز در بلندمدت می‌تواند اثری بر تراز تجاری دو طرفه داشته باشد، ولی مطلوب نیست و نمی‌توان از ابزار کاهش ارزش پول برای توسعه تجارت دو جانبه استفاده کرد.

ثبات ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت، از طریق آزمون‌های پایداری $CUSUM$ و $CUSUMQ$ برای پسماندهای معادله (۲) بررسی شده و نتایج در جدول (۳) خلاصه شده است.

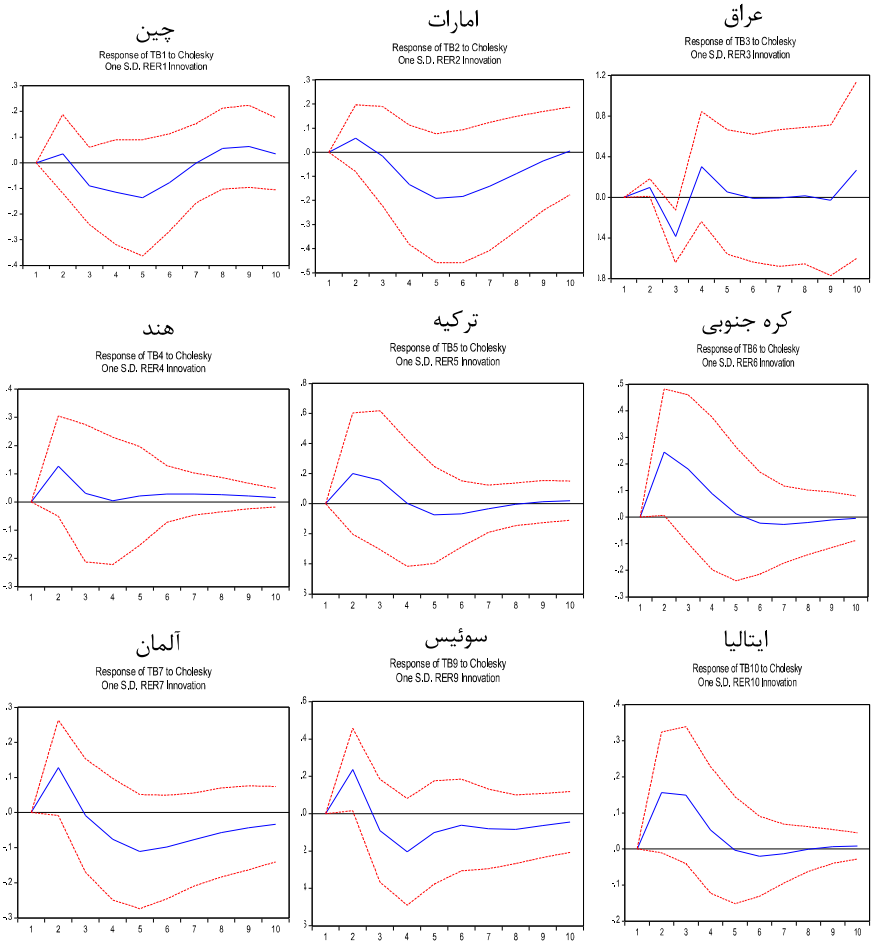
جدول (۳): نتایج آزمون‌های $CUSUM$ و $CUSUMQ$

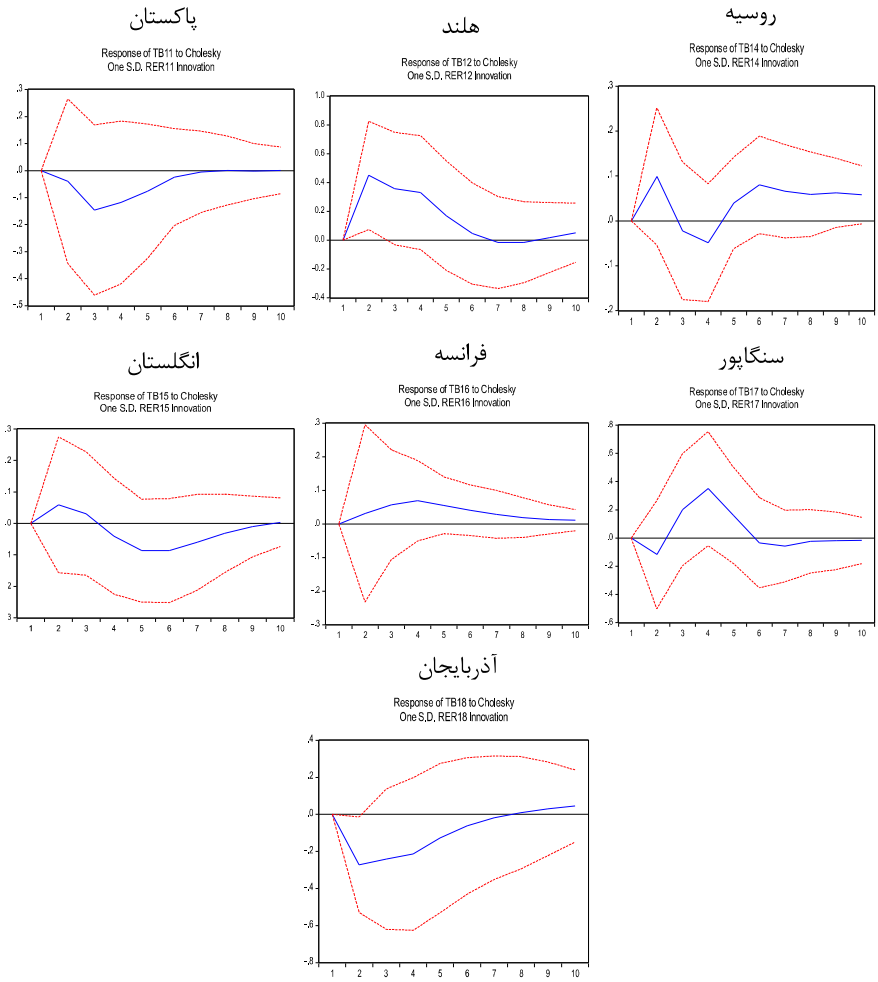
شریک تجاری	CUSUM	CUSUMQ	شریک تجاری	CUSUM	CUSUMQ
چین	باثبات	باثبات	ایتالیا	باثبات	باثبات
امارات	باثبات	باثبات	پاکستان	باثبات	باثبات
عراق	باثبات	باثبات	هلند	باثبات	باثبات
هند	باثبات	باثبات	روسیه	باثبات	باثبات
ترکیه	باثبات	باثبات	انگلستان	باثبات	باثبات
کره جنوبی	باثبات	باثبات	فرانسه	باثبات	باثبات
آلمان	باثبات	باثبات	سنگاپور	باثبات	باثبات
سوئیس	باثبات	باثبات	آذربایجان	باثبات	باثبات

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۳)، نتایج نشان می‌دهد که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری دو طرفه، برای تمام شرکای تجاری باثبات بوده است.

برای ارزیابی اثر نوسان‌های نرخ ارز حقیقی بر عملکرد تراز تجاری و فرآیند منحنی J، از توابع واکنش لحظه‌ای استفاده شده است؛ به طوری که شوکی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی ($LnRER$) وارد شده است و اثر آن بر متغیر لگاریتم تراز تجاری مشاهده شده است. نمودارهای شکل (۱) نشان دهنده‌ی توابع واکنش تکانه بر تراز تجاری دو طرفه بین ایران و شرکای تجاری آن است. نتایج نشان می‌دهد که فرآیند منحنی J برای تراز تجاری دوجانبه بین اقتصاد ایران و اغلب کشورهای مورد مطالعه برقراراست.



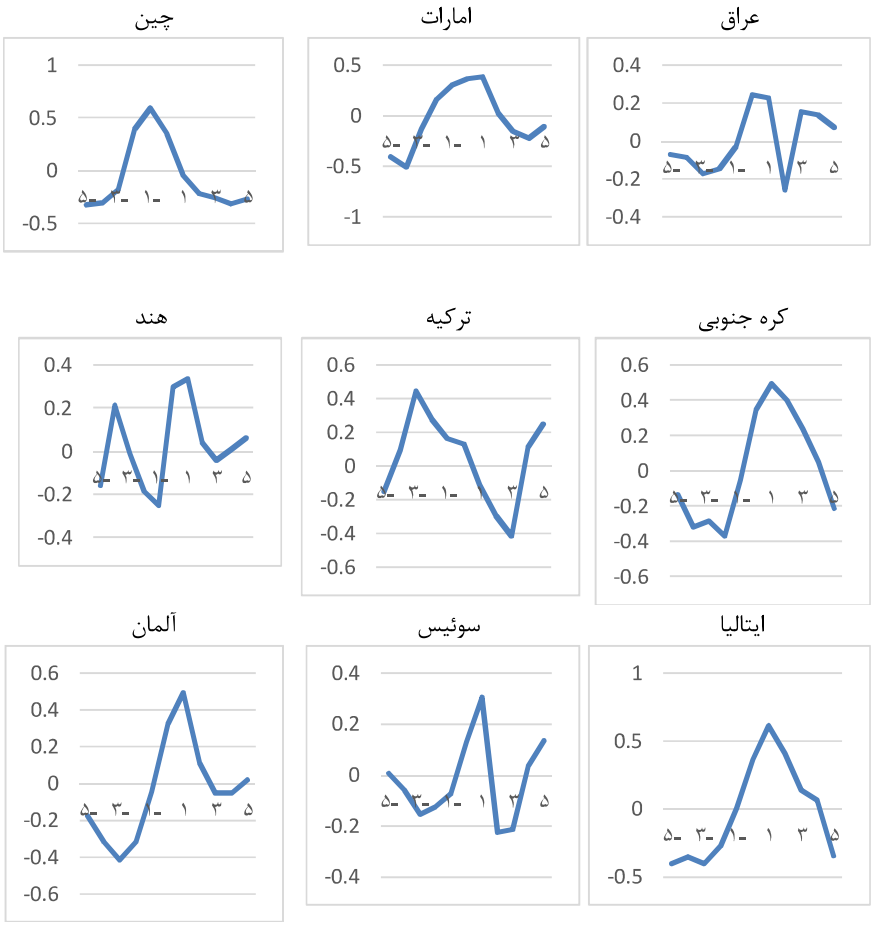


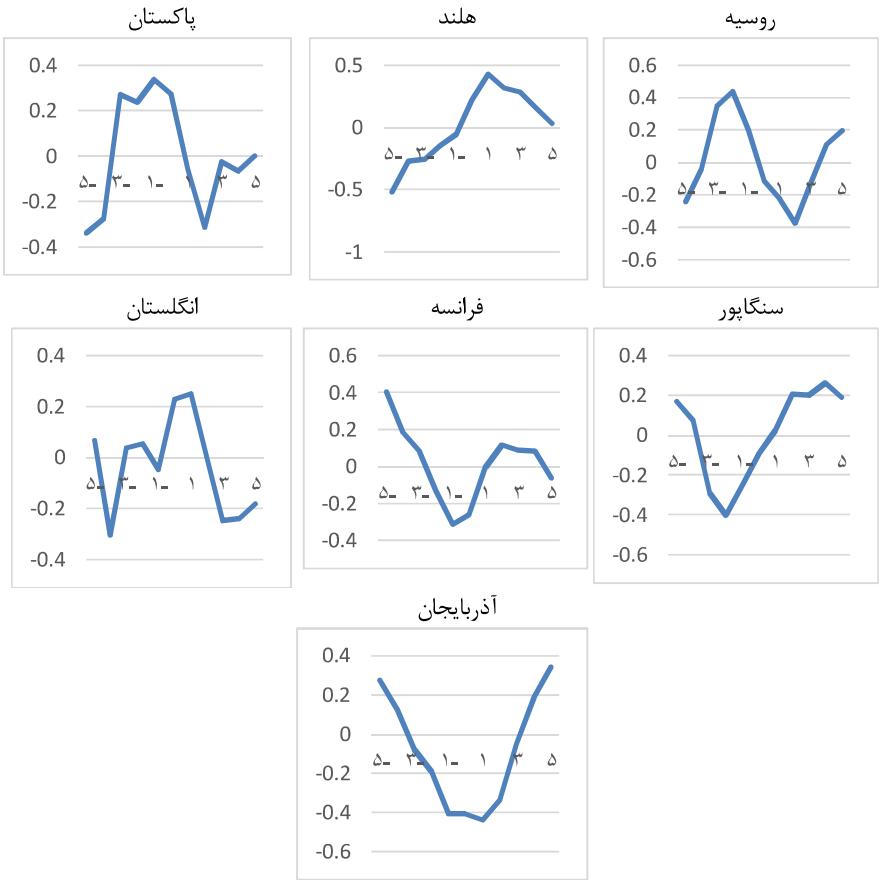
شکل (۱): توابع واکنش تکانه تراز تجاری دوطرفه نسبت به شوک نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه بدون ملاحظات رگرسیونی و با محاسبه ضریب همبستگی متقاطع بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری ایران به بررسی منحنی S پرداخته شده است. در نمودارهای شکل (۲) توابع همبستگی متقاطع بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری ایران و شرکای

تجاری رسم شده است که در آن محور عمودی مقادیر همبستگی متقاطع و بر روی محور افقی مقادیر وقفه‌های آتی و گذشته رسم شده است. شکل (۲) نشان می‌دهد که منحنی S برای شرکای تجاری هند، ترکیه، کره جنوبی، آلمان، سوئیس، روسیه، پاکستان، سنگاپور، انگلستان، فرانسه و انگلستان در دوره زمانی مورد مطالعه قابل تأیید است. به عبارت دیگر افزایش در مقادیر فعلی نرخ‌های ارز حقیقی منجر به بهبود تراز تجاری در آینده می‌شود.





شکل(۲): نمودار همبستگی متقاطع نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری ایران و شرکای برتر آن (منحنی‌های S)

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

به طور کلی اطلاع سیاست‌گذاران از وجود فرآیند منحنی J و S در روابط تجاری دوجانبه، می‌تواند کمک معناداری در اتخاذ و اجرای سیاست‌های مطلوب داشته باشد. همچنین با تأیید پدیده منحنی J در روابط دو جانبه ایران با برخی از شرکای تجاری، طول دوره گذار از شاخه نزولی منحنی J به دوره تعادلی بلندمدت مشخص خواهد شد و

با اطلاع از کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری، سیاستگذاران اقتصادی قادر به پیش‌بینی نوسانات تراز تجاری دو جانبه با هریک از شرکای تجاری خواهند شد و با هدایت عوامل اقتصادی نظیر صادرکنندگان-واردکنندگان و تولیدکنندگان-مصرف‌کنندگان، می‌توانند وقفه‌های تشخیص، تصمیم‌گیری و تولید را کاهش دهند.

در این مطالعه سعی شد که تراز تجاری دوجانبه بین ایران و شرکای برتر تجاری آن در سال ۱۳۹۳ شامل ۱۶ کشور طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۴ و با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج نشان داد که فرآیند منحنی J بین ایران و اغلب شرکای برتر تجاری برقرار است. علاوه‌براین ضریب نرخ ارز حقیقی در الگوی بلندمدت تخمینی برای تعدادی از کشورها مثبت و نشان دهنده وجود شرط مارشال-لرنر است. همچنین وجود منحنی S بین ایران و برخی از شرکای برتر تجاری مورد تأیید قرار گرفت.

بر این اساس با تأیید پدیده‌ی J و S برای هر کدام از شرکای تجاری، سیاست‌گذاران می‌توانند مطمئن باشند که افزایش نرخ ارز حقیقی در مورد هر یک از شرکای تجاری هر چند در کوتاه‌مدت ممکن است اثرات نامطلوب بر تراز تجاری داشته باشد، ولی در بلندمدت تراز تجاری بهبود یافته و به نفع اقتصاد ملی خواهد بود و باید وزن تجاری را به سمت این کشورها سوق دهند.

پیوست

شرحی بر داده‌های آماری

برای گردآوری داده‌های مورد نیاز، از سری‌های زمانی، نماگرهای اقتصادی، ترازنامه‌ها، مجله‌ها و حساب‌های ملی منتشره توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران، پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) و آمارهای مالی بین‌المللی (IFS) استفاده شده است.

داده‌های آماری ایران و عمده شرکای طرف تجاری آن به صورت سالانه در بازه

زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۴ استفاده شده است. برای انتخاب شرکای برتر تجاری ایران در این مطالعه ابتدا آمار صادرات و واردات در سال ۱۳۹۳ از اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران جمع‌آوری و سپس از مجموع میزان صادرات و واردات برای تعیین شرکای برتر تجاری استفاده شده، به گونه‌ای که کشورهایی که مجموع صادرات و واردات یا به عبارت دیگر، حجم تجارت آن‌ها با ایران بیشتر از ۵۰۰ میلیون دلار باشد، به عنوان شریک برتر تجاری انتخاب می‌شوند. این کشورها شامل ۱۸ کشور است که به ترتیب حجم تجارت شامل چین، امارات متحده عربی، عراق، هند، ترکیه، کره جنوبی، آلمان، افغانستان، سوئیس، ایتالیا، پاکستان، هلند، ترکمنستان، روسیه، انگلستان، فرانسه، سنگاپور و آذربایجان هستند. از این بین به دلیل عدم وجود داده، دو کشور افغانستان و ترکمنستان حذف شده‌اند.

معرفی متغیرهای پژوهش

(TB) : تراز تجاری دوجانبه بین ایران و هر یک از شرکای تجاری آن است که به صورت نسبت صادرات اسمی ایران به شریک تجاری zام بر واردات اسمی ایران از همین شریک تجاری است. این تعریف مطابق با تعریف بهمنی اسکویی و بروکس (۱۹۹۹) است. تراز تجاری مربوط به حساب جاری تراز پرداخت‌ها می‌شود که شامل صادرات و واردات کالاها و خدمات و انتقالات یک طرفه است.

(RER) : نرخ ارز حقیقی دوجانبه بین ریال ایران و پول رایج کشور zام است که به صورت تعداد واحدهای ریال ایران در برابر هر واحد پول کشور zام است.

(Yi): تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP) ایران به قیمت سال پایه ۲۰۰۵ که به عنوان درآمد حقیقی در نظر گرفته شده است.

(Y_j): تولید ناخالص حقیقی (GDP) شریک تجاری zام به قیمت سال ۲۰۰۵ که به عنوان درآمد حقیقی در نظر گرفته شده است.

منابع

- Backus, D. K., Kehoe, P. J. & Kydland, F. E. (1994). Dynamics of the Trade Balance and Terms of Trade: The J-Curve?. *American Economic Review*, 84(1), pp: 84-103.
- Bahmani Oskooee, M. & Ratha, M. (2004). The J-curve: A Literature Review. *Applied Economics*, 36, 1377-1389.
- Bahmani Oskooee, M. & Wang, Y. (2006). The J-curve: China versus her Trading Partners. *Bulletin of Economic Eesearch*, 58, 323-343.
- Bahmani Oskooee, M., Abera, G. & Ratha, A. (2008). S-Curve Dynamics of Trade in Africa. *African Development Review*, 20(2), 335-342.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67, 500-504.
- Bahmani-Oskooee, M. & Goswami, G.G. (2003). A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus her Major Trading Partners. *International Journal of Economics and Finance*, 27, 102–113
- Bahmnai-Oskooee, M. & Brooks, J. T. (1999). Bilateral J-Curve between US and her Trading Partners. Weltwirtschaftliches Archive. *Review of World Economics Band*, 135 (1), 156-65.
- Bamani Oskooee, M & Ratha, A. (2010). S-curve Dynamics of Trade between us and China. *China Economics Review*, 21(2), 212-223.
- Hising, Y. (2009). Test of J-Curve for the DR-CAFTA Countries and Policy Implication. *Journal of Research in International Business and Finance*, 23, 293-301.
- Kazerooni, A., Mohammadpoor, S. & Feshari, M. (2012). Testing J and S Curves in the Case of Iran (1976-2007) (J Curve and S Curve Approaches). *Nameh Mofid*, 87, 3-20 (In Persian).
- Krueger, A.D. (1983). *Exchange Rate Determination*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. (2001). *International Economics: Theory and Policy*. NewYork, Addison-Wesley.
- Magee, S.P. (1973). Currency Contracts, Pass-through and Devaluation. *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, 303-325.
- Noland, M. (1989). Japanes Trade Elasticities and the J-Curve. *Review of*

Economics and Statistics, 71, 109-175.

- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Tayebi, S.K., Yazdani, M. and 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).
- Torki, L., Tayebi, S.K., Yazdani, M. and Fathi, E. (2014). Dynamics of Iranian Trade with Ten Trade Partners to Exchange Rate Changes According to Financial Crisis Index. *Journal of Economics Research*, 14(53), 167-196 (In Persian).