منحنی جی دو جانبه میان ایران و شرکای منتخب

Bilateral J-Curve among Iran and Selected Partners

سعید راسخی*، عبدا... رستمی**

Saeed Rasekhi*, Abdollah Rostami**

دریافت: ۱۳۹۱/٦/۷ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۱۸

Received:28/Aug/2012 Accepted:6/Feb/2013

چکیده:

مطالعات تجربی درباره اثرات کوتاه مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز تجاری، در دو گروه طبقه بندی می شوند. دسته اوّل، داده‌های تجارت خارجی را در سطح کلی یعنی میان یک کشور و کل دنیا، به‌کار می گیرند؛ دسته دوم، که عمدتاً مربوط به مطالعات اخیر هستند – از جمله این مقاله – از داده‌های دو جانبه تجارت خارجی، یعنی میان یک کشور و شرکای عمده تجاری‌اش، استفاده می‌کنند. هدف این تحقیق، بررسی وجود منحنی جی دوجانبه میان ایران و شرکای تجاری آسیایی و اروپایی منتخب آن - چین، امارت متحده عربی، فرانسه، آلمان و سوئیس - با به‌کارگیری مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعیARDL و با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۸۵تا ۱۳۵۸ است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، وجود منحنی جی دو جانبه تنها میان ایران و امارات متحده عربی، تأیید می‌شود. همچنین، وقفه زمانی بهبود تراز تجاری میان ایران و شرکای تجاری منتخب آن، متفاوت است. باید یادآور شد که تمامی ضرایب با توجه به آزمون هایCUSUM و CUSUMSQ ثبات دارند.

کلمات کلیدی: منحنی جی دوجانبه، تراز تجاری، نرخ ارز، خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، ایران.

طبقه بندی JEL: F14 ، F17 ، F31 ، F32.

Abstract:

Empirical studies about the short and long run effect of exchange rate on current account can be put into two categories. The first group is studies which have used foreign trade data in aggregate level, i.e. foreign trade data among a country and the world, and the second one is those including present study that is mainly related to recent studies and employs bilateral foreign trade data among a country and its partners.

The purpose of this paper is to study the existence of bilateral J curve among Iran and selected Asian and European Partners including China, United Arab Emirates, France, Germany and Switzerland by using Autoregressive Distributed Lags (ARDL) model and annual data during time period 1979-2006. Based on the obtained results, only the bilateral J Curve among Iran and United Arab Emirates is confirmed. Furthermore, the time interval for improving the current account among Iran and its partners is different. It's mentionable that all estimated coefficients are stable based on CUSUMSQ and CUSUM Tests.

Key words: Bilateral J Curve, Trade Balance, Exchange Rate, ARDL, Iran.

JEL Categories: F14, F17, F31, F32.

*. دانشیار دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.(نویسنده مسئول)

**. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

*.Associate Professor, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

**. M.A. in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Email: a.rostami18@yahoo.com

۱.مقدمه

سیاست کاهش ارزش پول ملی در برابر پول‌های خارجی[1]، یکی از مجموعه سیاست‌های تعدیل و تثبیت اقتصادی است که کشورها، با هدف بهبود موازنه تراز تجاری[2] و تقویت رقابت پذیری بین المللی، اتخاذ می‌کنند. در کشورهای در حال توسعه، تقلیل ارزش پول ملی، تعادلِ بخش‌های داخلی و خارجی و همچنین ایجاد بهبود و رونق در تراز تجاری و بخش صادرات، نقش و اهمیت اساسی در مقوله سیاست ارزی دارد.

موضوع نرخ ارز، یکی از مسائل اساسی برای کشورهای در حال توسعه تلقی می شود؛ چرا که نرخ ارز به معنی ارزش پول ملی در ارتباط با پول خارجی و ارتباط داخل با دنیای خارج است.بررسی میزان صادرات غیرنفتی و واردات کالا طی سال-های اخیر نشان می‌دهد که تراز تجاری (غیرنفتی) ایران همواره منفی بوده‌است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بی تا). از دلایل مهم شکل‌گیری این وضعیت، می توان به اقتصاد تک محصولی، وابستگی کشور به درآمد حاصل از صادرات نفت و سیاست‌گذاری بازرگانی خارجی در راستای تسهیلات واردات اشاره کرد. همچنین، غیرقابل کنترل بودن درآمدهای نفتی، به دلیل برون‌زایی قیمت نفت، سبب نوسان شدید تراز تجاری کشور شده است.

مقاله حاضر، پدیده منحنی جی دو جانبه[3] را برای ایران و شش شریک تجاری منتخب آن شامل چین، آلمان، فرانسه، سوئیس، کره جنوبی و امارات متحده ی عربی، که بر اساس آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران، بیش از ٦٥٪ کل کسری تراز بازرگانی کشور در سال ۱۳۸۵ مربوط به این کشورهاست، طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۵۸ مورد بررسی قرار می‌دهد.

فرضیه‌های این تحقیق عبارتند از:

۱. پدیده منحنی J میان ایران و شرکای تجاری منتخبش تأیید می‌شود.

۲. تفاوت معناداری بین وقفه زمانی بهبود تراز تجاری میان ایران و شرکای تجاری منتخب آن وجود دارد.

مدل مورد استفاده جهت آزمون این فرضیه‌ها، مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی[4]، می‌باشد. همچنین، آمارهای مورد استفاده در این مطالعه، از طریق سازمان‌های داخلی و نشریات بین المللی نظیر گمرک ایران، بانک مرکزی ج.ا.ا.، صندوق بین المللی پول (IMF)[5] و سایر منابع گردآوری گردآوری شده است.

در جدول (۱)، مطالعات تجربی در باب فرضیه منحنی J خلاصه شده‌است. همان‌گونه که مشاهده می شود، نتیجه قطعی در رابطه با وجود منحنی J به‌دست نیامده است. همچنین، وجه تمایز مطالعات تجربی اخیر با مطالعات پیشین این است که مطالعات جدید وجود منحنی جی دو جانبه را مورد بررسی قرار می‌دهند.

مقاله حاضر در چهار قسمت سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، در بخش اول، ادبیات موضوع ارائه شده است. در بخش دوم، ضمن ارائه روش شناسی تحقیق و مدل اقتصاد سنجی به‌کار گرفته شده، به تصریح و تخمین این مدل و، همچنین، آزمون فرضیه‌های تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم، نتیجه گیری بیان شده است.

۲. ادبیات موضوع

دو راه‌کار در باب نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری وجود دارد که در ذیل به آن‌ها پرداخته می شود.

۲-۱. راه‌کار کشش مارشال- لرنر[6]

در چارچوب این رهیافت، نحوه واکنش کل درآمد حاصل از صادرات و مخارج واردات نسبت به کاهش ارزش پول ملی به کشش منحنی‌های صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز بستگی دارد. مشخصاً حساب جاری موقعی در برابر کاهش ارزش پول کشور به‌طور طبیعی عکس‌العمل نشان می‌دهد که مجموع قدرمطلق کشش‌های تقاضا برای واردات در داخل و خارج

1. Devaluation
2 .Current Account
3. Bilateral J Curve
4. Autoregressive Distributed Lags, ARDL.
5. International Monetary Found
6. Marshal – Lerner Approach

کشور بزرگ‌تر از یک باشد. می توان اثبات کرد که شرط عکس‌العمل طبیعی حساب جاری به صورت زیر است:

$$\left[\frac{X}{M}\right]\sigma_x - \sigma_m > 1 \qquad (۱)$$

که در آن، X و M به ترتیب صادرات و واردات، σ_x کشش تقاضای صادرات و σ_m کشش تقاضای واردات است. با فرض تجارت متوازن، یعنی $X = M$ و استفاده از نماد قدرمطلق، رابطه (۱) به شکل زیر بازنویسی می شود:

$$|\sigma_x| + |\sigma_m| > 1 \qquad (۲)$$

که همان شرط مارشال- لرنر است، یعنی تضعیف ارزش پول ملی به شرطی به برطرف کردن کسری تراز تجاری کمک خواهد کرد که مجموع قدرمطلق کشش‌های تقاضای صادرات و واردات بزرگ‌تر از واحد باشد.

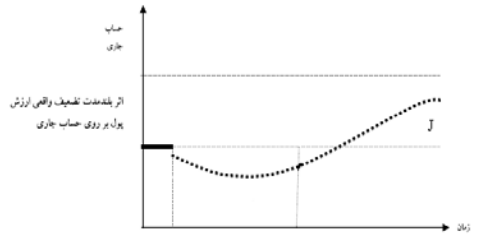
مهم‌ترین ایرادات شرط مارشال- لرنر عبارتند از:

الف) فرض می‌کند منحنی‌های عرضه صادرات و واردات کشش بی نهایت دارند.

ب) معمولاً مقامات اقتصادی در شرایطی که تراز حساب جاری در تعادل باشد، مبادرت به کاستن ارزش پول ملی نمی‌کنند؛ بلکه زمانی این سیاست اتخاذ می‌شود که تراز حساب جاری کسری دارد.

۲-۲. راه‌کار منحنی جی

به عقیده مگی[1] (۱۹۷۳)، تضعیف پول ملی ابتدا وضعیت حساب جاری را بدتر می‌کند؛ زیرا با تضعیف پول ملی حجم صادرات و واردات تغییر نمی‌کند. ولی واردات، نسبت به قبل، گران‌تر می شود. با گذشت زمان هم تولیدکنندگان و هم مصرف‌کنندگان، نسبت به تضعیف پول ملی واکنش نشان می - دهند. مقادیر صادرات و واردات، بر اساس قیمت نسبی کالاهای داخلی، به تعدیل می‌رود و وضعیت تراز تجاری، به تدریج، بهبود می‌یابد. به عبارت دیگر، تضعیف پول ملی با وقفه‌های زمانی بر تراز تجاری تأثیر می‌گذارد. نمودار تأخیر واکنش تراز تجاری نسبت به تضعیف پول ملی، که شبیه حرف جی است، منحنی جی نامیده می شود و در نمودار (۱) آمده است.



نمودار (۱). منحنی جی

جانز و رومبرگ[2] (۱۹۷۳)، وجود وقفه زمانی در اثرگذاری مثبت سیاست تضعیف پول ملی بر تراز تجاری را ناشی از عواملی چون وقفه تشخیص، وقفه تصمیم‌گیری، وقفه توزیع، وقفه جایگزینی و وقفه تولید می‌دانند.

شایان ذکر است که روش منحنی جی به روش کشش مارشال- لرنر مزیت دارد. منحنی جی، علاوه بر اینکه شامل اطلاعات کشش مارشال- لرنر است، اطلاعاتی نیز در باب عمق تأثیر تضعیف پول ملی بر تراز تجاری دارد.

(Bahmani Oskooee & Kantipong, 2001).

۲-۳. پیشینه تحقیق

در مورد مطالعات تجربی، پدیده منحنی جی به دو صورت بررسی شده‌است. مقالاتی که داده‌های کل تجارت را مدنظر قرار می‌دهند(بیشتر آن‌ها مربوط به سال‌های گذشته است)، و مقالاتی که به‌تازگی منتشر شده‌اند و داده‌های تجارت دو جانبه[3] را به‌کار می‌گیرند. تراز تجاری کشور می‌تواند با یک شریک تجاری بهبود پیدا کند و، در عین حال، تراز تجاری همین کشور با کشور دیگر بدتر شود.

(Bahmani Oskoee & Brooks, 1999).

جدول(۱)، مروری بر مطالعات مشابه پیشین، در مورد موضوع تحقیق می باشد.

1. Magee

2. Junz & Rhomberg

4. Bilateral trade

جدول ۱. مطالعات تجربی درباره فرضیه منحنی

مطالعه	روش برآورد	نمونه آماری	دوره زمانی	نتایج مهم
مگی(۱۹۷۳)	آماری	آمریکا	۱۹۷۳-۱۹۶۹، ماهانه	عدم تأیید منحنی جی
جانز و رومبرگ(۱۹۷۳)	OLS	۱۳ کشور صنعتی	۱۹۶۹-۱۹۵۳ سالانه	تأیید وجود وقفه زمانی در اثرگذاری سیاست تضعیف ارزش پول ملی بر تراز تجاری
میلز(۱۹۷۹)	SURE	۱٤ کشور	۱۹۷۲-۱۹۵٦ سالانه	عدم تأیید منحنی جی
هیماریوس(۱۹۸۵)	OLS	۱۰ کشور	۱۹۷۲-۱۹۵۲ سالانه	در ۹ مورد از ۱۰ مورد کاهش ارزش پول، تراز تجاری را بهبود می‌بخشد.
بهمنی اسکویی(۱۹۸۵)	ساختار وقفه ای آلمون	یونان، هند، کره و تایلند	۱۹۸۰-۱۹۷۳ فصلی	شواهد منحنی جی معکوس برای یونان، هند و کره بدست آمد. در بلندمدت کاهش ارزش پول سبب بهبود تراز تجاری تایلند شده است.
بریسیمیس و لیونتانکیس(۱۹۸۹)	ساختار وقفه ای آلمون	یونان	۱۹۸٤-۱۹۷۵ فصلی	تأیید منحنی جی
روزنویگ و کخ(۱۹۸۸)	علیت گرنجر	آمریکا	۱۹۸٦-۱۹٦۸ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
مید(۱۹۸۸)	شبیه سازی و مدل تعادل جزئی	آمریکا	۱۹۸٤-۱۹٦٤ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
فلمینقام(۱۹۸۸)	مدل با وقفه-های توزیعی نامقید	استرالیا	۱۹۸۵-۱۹۷٤ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
واسینک و کاربق(۱۹۸۹)	سری زمانی	آمریکا و ژاپن	۱۹۸۸-۱۹۷۸ فصلی	تأیید منحنی جی تأخیری
موفت(۱۹۸۹)	معادلات همزمان	آمریکا	۱۹۸۷-۱۹۷۸ فصلی	تأیید منحنی جی
نولند(۱۹۸۹)	۲SLS	ژاپن	۱۹۸۵-۱۹۷۰ فصلی	تأیید منحنی جی
بهمنی اسکوئی و پورحیدریان(۱۹۹۱)	ساختار وقفه ای آلمون	استرالیا	۱۹۸۸-۱۹۷۰ فصلی	تأیید منحنی جی

ادامه جدول ۱.

مطالعه	روش برآورد	نمونه آماری	دوره زمانی	نتایج مهم
بهمنی اسکویی و مالکسی(۱۹۹۲)	ساختار وقفه ای آلمون	۱۳ کشور درحال توسعه آسیا و اروپا وآمریکای لاتین	۱۹۸۵-۱۹۷۳ فصلی	تأیید منحنی جی برای کشورهای برزیل، یونان، کره و هند
مهدوی و سهرابیان(۱۹۹۳)	هم انباشتگی انگل - گرانجر	آمریکا	۱۹۸۹-۱۹۷۳ فصلی	تأیید منحنی ل
بهمنی اسکویی و آلس(۱۹۹٤)	هم انباشتگی انگل - گرانجر	۱۹ کشور توسعه یافته و ۲۲ کشور در حال توسعه	۱۹۹۰-۱۹۷۱ فصلی	تأیید منحنی جی برای کشورهای کاستاریکا، ایرلند، هلند و ترکیه
هوک(۱۹۹۵)	هم گرایی سری زمانی	استرالیا	۱۹۸۳-۱۹۷٤ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
دمیردین و پاستین(۱۹۹۵)	VAR	آمریکا	۱۹۹۳-۱۹۷۸ فصلی	تأیید منحنی جی
زانگ(۱۹۹٦)	تحلیل هم گرایی	چین	۱۹۹٦-۱۹۹۱ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
مرواح و کلین(۱۹۹٦)	OLS	کانادا و ایالات متحده با پنج شریک عمده تجاری شان	۱۹۹۲-۱۹۷۷ فصلی	تأیید منحنی جی
شیروانی و ولیپریت(۱۹۹۷)	روش جوهانسون و تکنیک همگرایی	آمریکا و شش شریک تجاری اش	۱۹۹۰-۱۹۷۳ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
گوپتا کاپور و راماکریشنان (۱۹۹۹)	VAR	ژاپن	۱۹۷۵-۱۹۹٦ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
بهمنی اسکوئی و بروکس(۱۹۹۹)	ARDL	آمریکا و شش شریک تجاری اش	۱۹۹٦-۱۹۷۳ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
ویلسون(۲۰۰۱)	VAR	سنگاپور،مالزی،کره، آمریکا و ژاپن	۱۹۹٦-۱۹۷۰ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
بهاروموشاه(۲۰۰۱)	VAR	مالزی و تایلند با شرکای تجاری منتخب آن‌ها	۱۹۹٦-۱۹۸۰ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
بهمنی اسکوئی و کانتی پونگ(۲۰۰۱)	ARDL	تایلند و پنج شریک تجاری اش	۱۹۹۷-۱۹۸٤فصلی	تأیید منحنی جی میان تایلند و ژاپن، تایلند و آمریکا
لی و چین(۲۰۰۲)	VAR	کانادا آلمان، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، آمریکا و بریتانیا	۲۰۰۰-۱۹۷۹ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
لال و لاوینگر (۲۰۰۲)	ARDL	کشورهای آسیای شرقی	۱۹۹۸-۱۹۸۰ فصلی	تأیید منحنی جی
بهمنی اسکویی وگوسوامی(۲۰۰۳)	ARDL	هند و شرکای تجاری	۱۹۹۸-۱۹۷۷ فصلی	تأیید منحنی جی میان هند و استرالیا، هند با آلمان و ایتالیا و ژاپن

ادامه جدول ۱.

بهمنی اسکویی وگوسوامی(۲۰۰۳)	ARDL	ژاپن و شرکای تجاری	۱۹۹۸-۱۹۷۳	عدم تأیید منحنی جی
هکر و عبدالناصر(۲۰۰۳)	تابع واکنش آنی	بلژیک، دانمارک،هلند، نروژ و سوئد	۲۰۰۰-۱۹۹۷ فصلی	تأیید منحنی جی
بهمنی اسکویی و دیگران(۲۰۰۵)	تحلیل همگرایی	استرالیا با ۲۳ شریک تجاری	۲۰۰۱-۱۹۷۳ فصلی	عدم تایید منحنی جی
سرجیو داسیلوا وموورا(۲۰۰۵)	VAR	برزیل	۲۰۰۳-۱۹۹۰ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
جانگو (۲۰۰۶)	ARDL	تولیدات جنگلی آمریکا و کانادا	۲۰۰۵-۱۹۸۹ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
بهمنی اسکویی و اردلانی(۲۰۰۷)	VAR	٦٦ بخش صنعتی ایالات متحده آمریکا	۲۰۰۲-۱۹۹۱ ماهانه	تأیید منحنی جی در ٦ مورد
بهمنی اسکویی و راتا(۲۰۰۷)	VAR	سوئد و ۱۷ شریک تجاری اش	۲۰۰۵-۱۹۸۰ فصلی	تأیید منحنی جی در ۵ مورد
خلیجی اوغلو(۲۰۰۷)	ARDL	ترکیه و ۱۳ شریک تجاری اش	۲۰۰۵-۱۹۸۵ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
مهرآرا و عبدی (۱۳۸٦)	ARDL	ایران	۱۳۸۳-۱۳۳۸	توضیح رفتار تراز تجاری بر اساس نرخ ارز حقیقی در بازار موازی
آفتاب و خان(۲۰۰۸)	ARDL	پاکستان و ۱۲ شریک تجاری اش	۲۰۰۵-۱۹۸۰ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
معماریان و جلالی نائینی(۱۳۸۹)	VECM	ایران در برابر شرکای عمده تجاری	۲۰۰٤-۱۹۹۲	تأیید منحنی جی در کوتاه مدت
کازرونی و مجیری (۱۳۸۹)	ARDL	ایران و شش شریک منتخب تجاری	۲۰۰۵-۱۹۷۹	عدم تأیید منحنی جی در اکثر موارد

منبع: گردآوری محققین مقاله.

۳. روش شناسی و برآورد مدل

۳-۱. یک مدل عمومی برای تراز تجاری

با ارائه یک مدل تراز تجاری برای کشور خودی، آغاز می‌کنیم. در این رابطه فرض می شود واردات (M) به نرخ ارز (E)، سطح عمومی قیمت‌ها (P) و درآمد کشور خودی (Y) بستگی دارد. همچنین، صادرات (X) را تابعی از نرخ ارز، سطح عمومی قیمت‌ها و درآمد شریک تجاری (Y^*) در نظر می گیریم. به عبارت دیگر،

$$M = M(E,P,Y) \qquad (۳)$$

$$X = X(E,P,Y^*) \qquad (٤)$$

حال، تراز تجاری کشور خودی بر حسب پول ملی به صورت زیر نوشته می شود:

$$TB = P\,X(E,P,Y^*) - EP^*M(E,P,Y) \qquad (۵)$$

با توجه به $RE = E\frac{P^*}{P}$ که در آن RE نرخ واقعی ارز می‌باشد، رابطه (۵) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$CA = P\,X(R\frac{P}{P^*},P,Y^*) - P^*R\frac{P}{P^*}M(R\frac{P}{P^*},P,Y) \qquad (٦)$$

و در پایان، فرم عمومی معادله تراز تجاری به صورت زیر خواهد بود:

$$CA = f(Y,Y^*,RE,P,P^*) \qquad (۷)$$

در چارچوب معادله (۷) و در میان‌مدت، افزایش نرخ ارز، سبب افزایش مقدار صادرات و کاهش مقدار واردات و بهبود تراز تجاری می‌شود که اثر مقداری[1]، نامیده می‌شود. از سوی دیگر، بر اساس اثر ارزشی واردات[2]، افزایش نرخ ارز سبب می‌شود که هر واحد از کالای وارداتی گران‌تر شود و تراز تجاری نامساعدتر گردد. فرضیه منحنی J ادعا می کند که، در کوتاه‌مدت، واکنش صادرات و واردات نسبت به تغییر نرخ ارز بسیار کم می‌شود و اثر ارزشی واردات غالب می‌گردد.

دلایل این واکنش ضعیف، عبارتند از: (الف) وقفه شناسایی[3] در باب آگاهی از تغییر شرایط رقابتی بازار؛ (ب) وقفه تصمیم[4] در باب انعقاد قراردادها و برقراری روابط تجاری جدید؛ (ج) وقفه تحویل[5] در باب قراردادهای قبلی بر اساس قیمت‌های قبلی؛ (د) وقفه جایگزینی[6] در باب جایگزینی موجودی استفاده شده و تجهیزات قدیمی؛ (ه) وقفه تولید[7] در باب تغییر در قابلیت‌ها و الگوهای عرضه در تطبیق با شرایط تغییر یافته است،(Junez & Romberg, 1973). در این شرایط، با تضعیف پول ملی، تراز تجاری، ابتدا، کاهش پیدا می‌کند و، سپس، با قوی‌تر شدن اثر، مقداری بهبود می یابد. البته، عبور

1.Volume effect
2. Import value effect
3. Recognition lag
4. Decision lag
5. Delivery lag
6. Replacement lag
7. Production lag

آهسته نرخ ارز ، موضوع را قدری پیچیده‌تر می‌کند. (Hacker & Abdulnaser, 2003). تولیدکنندگان، در واکنش به تغییر نرخ ارز، شاید نتوانند به سرعت قیمت خارجی محصولاتی که در خارج به فروش می- رسانند را تغییر دهند. به این دلیل که آنها نمی خواهند تغییر نرخ ارز را به مشتریان خود منتقل کنند. در شرایط حدی، ممکن است با تضعیف پول ملی نه $\frac{P}{E}$ تغییر کند و نه P^*E. به عبارت دیگر، در این شرایط درصد افزایش قیمت داخلی(P) و درصد کاهش قیمت خارجی(P^*) به اندازه درصد افزایش نرخ ارز(E) خواهد بود، که به معنای عدم تغییر مقادیر صادرات و واردات است. در این شرایط، EP^*M، یعنی ارزش واردات بر حسب پول ملی تغییر نمی‌کند؛ ولی ارزش صادرات بر حسب پول ملی (PX) افزایش پیدا می کند. بدین ترتیب، در کوتاه‌مدت، مشاهده می شود که، چه بسا، با تضعیف پول ملی، تراز تجاری بهبود یابد.

به هر حال، نباید در کوتاه مدت منتظر حالت حدی، یعنی انتقال کامل نرخ ارز، باشیم؛ زیرا تولید کنندگان، درجه انتقال نرخ ارز را تغییر می دهند. بنابراین، در کوتاه مدت، دو نیروی مخالف در عکس‌العمل با تضعیف پول ملی وجود دارد: ارزش واردات بالاتر بر حسب پول ملی در P^* داده شده، که سبب فشار بر تراز تجاری می شود، و انتقال آهسته نرخ ارز در جهت خنثی کردن این اثر. اگر در این مرحله، اثر ارزش واردات مسلط باشد تراز تجاری در کوتاه مدت بدتر می‌شود. با گذشت زمان، اگرچه صادرات و واردات به افزایش نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند، انتقال پایین نرخ ارز در این مرحله نیز ممکن است سبب تعدیلات ضعیف شود.

۳-۲. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

بر اساس رابطه (۷)، تصریح مدل نهایی به صورت رابطه زیر می باشد. (Bahmani Oskooee & Brooks,1999):

$$LnTB_{J,t}=a+bLnY_{IR,t}+cLnY_{j,t}+dLnRE_{j,t}+\varepsilon_t \quad (۸)$$

که در آن $TB_{j,t}$ نسبت صادرات به واردات ایران از شریک تجاری j در زمان t ، $Y_{IR,t}$ درآمد واقعی ایران در زمان t، $Y_{j,t}$ درآمد واقعی شریک تجاری j در زمان t، $RE_{j,t}$ نرخ ارز واقعی ایران در رابطه با شریک تجاری j در زمان t است. برخی مطالعات تجربی، از نسبت صادرات به واردات برای اندازه-گیری تراز تجاری استفاده کرده‌اند.نک:

(Bahmani Oskooee & Alse, 1994; Lal & Lowinger, 2002; Gupta Kapoor & Rama Krishnan,1999)

در این صورت، تفاضل مرتبه اوّل این متغیر در شکل لگاریتمی بیانگر نرخ تغییر آن خواهد بود. برای محاسبه نرخ واقعی ارز از شاخص‌های قیمتی CPI و PPI استفاده شده است:[1]

$$RE_{CPI}=E(CPI_F/CPI_i)$$
$$RE_{PPI}=E(PPI_F/PPI_i) \quad (۹)$$

همچنین، برای نشان دادن واقعیت‌های اقتصاد ایران، متغیر مجازی جنگ و متغیر مجازی سیاست یکسان سازی نرخ ارز به مدل اضافه شده است.

افزایش در $Y_{IR,t}$ واردات را افزایش می‌دهد، و بنابراین، انتظار می رود b منفی برآورد شود. البته اگر افزایش درآمد ملی باعث افزایش تولید کالاهای جانشین واردات شود، ممکن است رابطه میان درآمد ملی و شاخص تراز تجاری مثبت برآورد گردد. از سوی دیگر، علامت مورد انتظار c مثبت است. به عبارت دیگر، انتظار می رود افزایش درآمد خارجی سبب افزایش صادرات ایران شود. در صورتی که افزایش درآمد کشورهای خارجی سبب افزایش تولیدات کالاهای جانشین برای کالاهای ساخت ایران شود، ممکن است علامت c منفی برآورد شود. همچنین، در صورتی که افزایش نرخ ارز واقعی، صادرات را افزایش و واردات را کاهش دهد، علامت مورد انتظار برای d ، مثبت خواهد بود.

به تبعیت از پسران و شین[2] (۱۹۹۵)، معادله (۸) را به صورت یک مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، در نظر می گیریم:

---

۱. در محاسبه شاخص CPI کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله منظور می شوند. مانند خدمات که از مصادیق غیر قابل مبادله محسوب می شوند. اما در محاسبه PPI سهم کالاهای قابل مبادله بسیار بیشتر از شاخص CPI است. به‌طوری که لااقل خدمات در نظر گرفته نمی شوند. در این بررسی، از هر دو شاخص استفاده شده است.

2. Pesaran & Shin

$$\Delta LnTB_{j,t} = a_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta LnTB_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_i \Delta LnY_{IR,t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i \Delta LnY_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{n} f_i \Delta LnRE_{j,t-i} + \delta_1 LnTB_{j,t-1} + \delta_2 LnY_{IR,t-1} + \delta_3 LnY_{j,t-1} + \delta_4 LnRE_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

این مدل در دو مرحله صورت می گیرد: در مرحله اوّل فرضیه صفر (H_0)[1] مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان $TB_{j,t}$، $Y_{IR,t}$، $Y_{j,t}$ و $RE_{j,t}$ آزمون می‌گردد. به عبارت دیگر، آزمون فرضیه در این مرحله به شرح زیر است:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$
$$H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0 \quad (۱۱)$$

برای آزمون یاد شده، از آماره F استفاده می شود. به هر حال، توزیع مجانبی F بدون توجه به $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها غیر استاندارد است. پسران و شین (۱۹۹۶)، دو مجموعه مقادیر بحرانی را در این ارتباط مطرح کرده اند. یک مجموعه با فرض $I(0)$ بودن متغیرها و مجموعه دیگر با فرض $I(1)$ بودن متغیرهاست. بدین ترتیب، به تمامی احتمالات در باب انباشتگی متغیرها توجه می‌شود. اگر F محاسباتی بزرگ‌تر از کران بالای یاد شده باشد، فرضیه صفر رد می‌شود؛ یعنی هم‌انباشتگی میان متغیرها وجود دارد. در مقابل اگر F محاسبه شده کوچک‌تر از کران پایین یاد شده قرار گیرد، نمی توان فرضیه صفر، یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را رد کرد. همچنین، اگر F محاسباتی داخل محدوده یاد شده قرار گیرد، نمی‌توان در باب هم انباشتگی متغیرها اظهارنظر قطعی کرد. در مرحله دوم، مدل تصحیح خطا (ECM)[2] مرتبط با رابطه تعادلی بلندمدت با استفاده از روش ARDL برآورد می‌شود.

آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[3]، نشان می دهد که متغیرهای نرخ واقعی ارز بر حسب CPI، تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی کشورهای مورد مطالعه، انباشته از مرتبه یک ($I(1)$) و نرخ واقعی ارز بر حسب PPI انباشته از مرتبه دو ($I(2)$) هستند. ولی از آنجا که مدل مورد استفاده در این تحقیق ARDL است، نیازی به هم‌مرتبه بودن متغیرها نیست و می‌توان مدل را، در صورتی که متغیرها مرتبه انباشتگی مختلفی داشته باشند، تخمین زد. (Gujarati, 2004:541).

در ادامه، ابتدا تعداد حداکثر وقفه‌ها را ۲ انتخاب می‌کنیم. در قدم بعدی از چهار معیار ضریب تعیین تعدیل شده ($\bar{R}^2$)، آکائیک (AIC)[4]، شوارتز بیزین (SBC)[5] و حنان کوئین (HQC)[6] یکی را انتخاب کنیم. در این رابطه، از معیار شوارتز بیزین(SBC) استفاده می کنیم؛ زیرا تخمین ضرایب را با کمترین وقفه ممکن می‌سازد. (همان جا).

جدول‌های (۲) و (۳) نتایج برآورد مدل‌های کوتاه مدت، بلندمدت و مدل عمومی تصحیح خطای تراز تجاری ایران را، به ترتیب، با کشورهای آسیایی و اروپایی منتخب طی دوره زمانی ۸۵ تا ۱۳۵۸ ارائه می‌کنند.[7] بر اساس این جدول‌ها، آماره دوربین – واتسون بیانگر عدم خودهمبستگی در مدل‌های منتخب است. همچنین، آزمون‌های تشخیص نشانگر عدم وجود همبستگی سریالی، شکل تبعی درست و عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل‌های برآورد شده هستند. در ادامه، نتایج آزمون فرضیه‌های تحقیق را، به تفکیک کشورهای مورد مطالعه، ارائه می‌کنیم.

الف- سوئیس. بر اساس جدول (۲)، متغیرهای توضیحی حدود ٦٧ تا ٧٩ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با سوئیس را توضیح می‌دهند. با توجه به مدل کوتاه مدت، ضرایب متغیر نرخ ارز منفی و معنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و سوئیس در کوتاه‌مدت، تأیید می شود. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در مقابل این کشور بدتر می شود. بر اساس مدل بلندمدت، نرخ ارز اثر منفی و معنادار بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل سوئیس دارد.

---

1. Null Hypothesis (H_0)
2. Error Correction Model (ECM)
3. Augmented Dickey Fuller (ADF)
4. Akaike Information Criterion (AIC)
5. Schwarz Bayesian Criterion (SBC)
6. Hannan-Quinn criterion(HQC)

۷. درخور یادآوری است که برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، آماره F محاسباتی از الگوی ARDL با آماره بنرجی، دولادو و مسترز(۱۹۹۸) مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگ‌تر از آماره بحرانی جدول باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

جدول۲. نتایج برآورد مدل کوتاه مدت، بلندمدت و مدل عمومی تصحیح خطای تراز تجاری ایران با کشورهای اروپایی منتخب، طی دوره زمانی ۸۵-۱۳۵۸شمسی.

کشور		سوئیس				فرانسه				آلمان			
نرخ واقعی ارز		بر حسب CPI		بر حسب PPI		بر حسب CPI		بر حسب PPI		بر حسب CPI		بر حسب PPI	
		ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
رابطه کوتاه مدت	متغیر مجازی جنگ	-./۷۹	-۱/۲	./۲۰	۰/۲۸	۰/۰۳	۰/۴۲	۰/۰۱	۰/۰۲	./۹۷	۱/۴۶	-./۲۸	-۰/۳۷
	متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز	-./۹۱**	-۲/۲۵	-./۸۳	-۱/۶	-./۵۸	-۰/۹۰	-./۴۴	-۰/۷۳	./۷۴*	۱/۸۴	./۹۷**	۲/۲۵
	وقفه اول متغیر وابسته	./۲۸	۱/۶۱	./۳۲	۱/۳۱	-۰/۰۴	-۰/۱۷	-۰/۰۱	-۰/۰۶	-./۷۵***	-۳/۸۶	-./۹۲***	۴/۳۲
	وقفه دوم متغیر وابسته	۰۰۰	...	۰۰۰	...	۰۰۰	...	۰۰۰	...	۰۰۰	...	-./۳۶**	-۲/۴۲
	درآمد ایران	-۷/۷۱**	-۲/۶۹	-۲/۰۴	-۰/۶۴	-۴/۷۴	-۱/۶	-۵/۰۱*	-۱/۸۱	-۱۵/۳۶***	-۵/۹۸	-۲۰/۱۲***	-۶/۹۲
	درآمد کشور خارجی	۴/۷۶	۱/۱۸	۹/۲۱	۰/۹۱	۱۰/۱۳*	۱/۸	۱۰/۱۴*	۱/۹۲	-۴۷/۱۵***	-۳/۵۶	-۴۳/۶۷***	-۳/۰۸
	وقفه اول درآمد کشور خارجی	۰۰۰	...	-./۲۲	-۰/۰۲	۰۰۰	...	۰۰۰	...	۹۹/۶۵***	۴/۸۲	۶۴/۸۴***	۴/۱۵
	وقفه دوم درآمد کشور خارجی	۰۰۰	...	۰۰۰۰	...	۰۰۰	...	۰۰۰	...	-۳۳/۲۱**	-۲/۲۸	۰۰۰	...
	نرخ ارز	-۰/۷۶***	-۳/۵۱	-۰/۴۷*	-۱/۹۸	-./۴۴	-۱/۵	-./۵۸**	-۲/۲۶	-۰/۰۸	-۰/۲۵	-۰/۰۳	-۰/۱۴
	وقفه اول نرخ ارز	-۱/۲۹***	۴/۸۹	۱/۱۵***	۳/۷۳	./۳۱	۱/۰۶	-./۴۶	۱/۶۱	۱/۵۵***	۴/۶۴	-۱/۰۷***	-۳/۷۲
	وقفه دوم نرخ ارز	-۱/۰۲***	-۴/۵۷	-./۹۹***	-۳/۶۴	۰۰۰	...	۰۰۰	...	-./۷۴***	-۳/۰۷	۰۰۰	...
	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۹		۰/۶۷		./۱۸		./۲۹		./۷۷		./۷۳	
	آماره دوربین واتسون	۲/۰۵		۱/۹۵		۱/۷۰		۱/۸۶		۱/۹۰		۱/۸۰	
	همبستگی سریالی	۰/۴۷		۰/۲۱		۰/۰۰۳		۰/۰۴		./۲۲		./۷۸	
	شکل تبعی مدل	۰/۰۸		۰/۱۵		۳/۲۹		./۹۷		۱/۸۱		./۲۲	
	ناهمسانی واریانس	۰/۰۳		۰/۰۰۳		۱/۲۴		۱/۰۸		۱/۲۲		۳/۱۶	
	وجود رابطه بلندمدت	وجود دارد		وجود ندارد		وجود دارد		وجود دارد		وجود دارد		وجود دارد	
رابطه بلندمدت	متغیر مجازی جنگ	-۱/۱۱	-۱/۲۷	۰/۳۰	۰/۲۷	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۲	./۵۵	۱/۴۰	-./۱۲	-۰/۳۷
	متغیر مجازی یکسان سازی	-۱/۲۷	-۱/۰۳	-۱/۲۴	-۱/۴۸	-./۵۵	-۰/۹۴	-./۴۳	-۰/۷۶	./۴۲*	۱/۸۳	./۴۲**	۲/۱۶
	درآمد ایران	۰/۲۴	۰/۰۷	-۳/۰۲	-۰/۷۶	-۴/۵۴*	-۱/۷۳	-۴/۹۳**	-۱/۹۳	-۸/۷۵***	-۸/۷	-۸/۷۸***	-۱۰/۰۲
	درآمد خارجی	۶/۶۶	۱/۲۶	۱۳/۳۱*	۱/۹۳	۹/۷۰**	۲/۱۲	۹/۹۸**	۲/۳۴	۱۰/۹۹***	۴/۵	۹/۲۳***	۴/۷۵
	نرخ ارز	-۰/۶۹*	-۲	-۰/۴۶	-۱/۱۵	-./۱۲	-۰/۵۶	-./۱۲	-۰/۵۶	-./۴۱**	-۲/۵۱	-./۴۵***	-۴/۸۴
	ضریب ECM	-۰/۷۱***	-۴/۰۶	-۰/۶۷**	۲/۷۳	-۰/۱۰***	-۴/۱	-۰/۱۰***	-۴/۱۵	-۱/۷۵***	۸/۹۸	-۲/۲۹***	۷/۸۷

بدین ترتیب، عکس العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی‌شود. سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا(که از روش ARDL بدست آمده است)، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا ۰/۷۱- تا ۰/۶۷- ، به‌دست آمده و در سطح یک درصد معنادار شده است. بر اساس این یافته، در هر دوره حدود ۷۰ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در تراز تجاری تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شود. بر اساس آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری ۵٪ نمی توان رد کرد. می‌توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری دو جانبه ایران و سوئیس، در دوره مورد مطالعه، به اثبات رسیده است.

جدول ۳. برآورد مدل کوتاه مدت، بلندمدت و مدل عمومی تصحیح خطای تراز تجاری ایران با کشورهای آسیایی منتخب، طی دوره زمانی ۸۵-۱۳۵۸شمسی.

کشور		چین				امارات			
نرخ واقعی ارز		برحسب CPI		برحسب PPI		برحسب CPI		برحسب PPI	
		ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
رابطه کوتاه مدت	متغیر مجازی جنگ	-۰/۹۴**	-۲/۴۴	-۰/۹۵**	-۲/۵۲	-۰/۵	-۰/۱۴	-۰/۱۶	-۰/۴۴
	متغیر مجازی یکسان سازی	-۰/۴۱	-۱/۳۶	-۰/۴۴	-۱/۴۹	-۰/۳۲	-۰/۷۷	-۰/۳۷	-۰/۹۱
	وقفه اول متغیر وابسته	-۰/۰۳	-۰/۲۶	-۰/۰۴	-۰/۳۱	۰/۰۹	۰/۷۲	۰/۸	۰/۶۷
	درآمد ایران	-۷/۲۱***	-۴/۸۳	-۷/۲۶***	-۴/۹۷	۵/۳۱**	۲/۷۱	۵/۳۳**	۲/۷۸
	وقفه اول درآمد ایران	۰۰۰	...	۰۰۰	...	۰۰۰	...	...	...
	درآمد کشور منتخب	۹/۷۷**	۲/۵	۱۰/۰۳**	۲/۵۹	-۶/۴۸***	-۴/۶۵	-۶/۴۸***	-۴/۷۸
	وقفه اول درآمد کشور منتخب	-۷/۲۳*	-۱/۸۴	-۷/۵۱*	-۱/۹۳	...	...	...	...
	نرخ ارز بر حسب پول کشور منتخب	-۰/۵۶***	-۳/۷	-۰/۵۵***	-۳/۷۳	-۰/۵۶**	-۲/۷۸	-۰/۵۸***	-۲/۹۶
	وقفه اوّل نرخ ارز	۰/۷۳***	۴/۴۵	۰/۷۳***	۴/۵۷	۱/۱۲***	۵/۱۶	۱/۱۲***	۵/۴۰
	وقفه دوم نرخ ارز	۰۰۰	...	۰۰۰۰	...	۰۰۰	...	...	...
	ضریب تعیین تعدیل شده	٪۷۹		٪۷۹		٪۷۰		٪۷۲	
	آماره دوربین واتسون	۲/۱۲		۲/۱۱		۱/۹۲		۲/۱۰	
	همبستگی سریالی	۰/۲۳		۰/۲۴		۰/۱۱		۰/۰۰۵	
	شکل تبعی مدل	۲/۹۵		۲/۷۵		۲/۹۷		۳/۳۸	
	ناهمسانی واریانس	۷/۹۸		۳/۳۰		۰/۷۰		۰/۳۹	
	وجود رابطه بلندمدت	دارد		دارد		دارد		دارد	
رابطه بلندمدت	متغیر مجازی جنگ	-۰/۹۱**	-۲/۴۴	-۰/۹۱**	-۲/۵۱	-۰/۰۵	-۰/۱۴	-۰/۱۸	-۰/۴۵
	متغیر مجازی یکسان سازی	-۰/۳۹	-۱/۳۷	-۰/۴۲	-۱/۴۹	-۰/۳۵	-۰/۷۸	-۰/۴۰	-۰/۹۲
	درآمد ایران	-۶/۹۶***	-۵/۰۶	-۶/۹۶***	-۵/۲۱	۵/۸۴***	۳/۰۴	۵/۸۱***	۳/۱۲
	درآمد کشور منتخب	۲/۴۵***	۵/۴۸	۲/۴۱***	۵/۴۸	-۷/۱۳***	-۵/۳۷	-۷/۰۷***	-۵/۴۹
	نرخ ارز بر حسب پول کشور منتخب	۰/۱۶	۱/۲۰	۰/۱۷	۱/۲۹	۰/۶۰***	۲/۹۶	۰/۵۹***	۲/۹۸
	ضریب ECM	-۰/۱۰***	-۷/۳	-۰/۱۰***	-۷/۴۵	-۰/۹۰***	-۷/۱۷	-۰/۹۱***	-۷/۴

ب. آلمان. بر اساس جدول (۲)، متغیرهای توضیحی حدود ۷۷ تا ۷۳ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با آلمان را توضیح می‌دهند. با توجه به مدل کوتاه‌مدت، ضریب متغیر درآمد ایران منفی و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده است. به نظر می رسد با افزایش درآمد ملی، واردات بیش از صادرات افزایش می‌یابد، که بدتر شدن تراز تجاری کشور را در مقابل آلمان به دنبال دارد. بر اساس این یافته، می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد کرد. همچنین، ضریب متغیر درآمد خارجی (آلمان) نیز منفی و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده‌است.

بر این اساس، به نظر می‌رسد که در کوتاه مدت، افزایش درآمد آلمان سبب شده است که این کشور کالاهای غیر ایرانی را جایگزین محصولات صادراتی ایران نماید. ضرایب متغیر نرخ ارز منفی، ولی غیرمعنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و آلمان در کوتاه مدت تأیید نمی‌شود. همچنین، ضریب متغیر وقفه نرخ ارز منفی و در

سطح یک درصد معنادار بدست آمده است، که بر این اساس، نرخ ارز در طی زمان اثر منفی بر تراز تجاری دارد. بر اساس مدل بلندمدت، ضریب متغیر درآمد ملی دوباره منفی و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده‌است. بر اساس این یافته، می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد کرد. همچنین، ضریب متغیر درآمد کشور خارجی (آلمان) مثبت و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده است. بدین ترتیب، انتظار می رود، با فرض ثبات سایر شرایط و با رشد اقتصادی شریک تجاری، تراز تجاری کشور، در بلندمدت، بهبود پیدا کند. نتایج تحقیق نشان می دهد که نرخ ارز اثر منفی، ولی معنادار، بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل آلمان دارد. بدین ترتیب، عکس‌العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی‌شود.

سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا – که از روش ARDL بدست آمده است)، قدر مطلق ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا بزرگ‌تر از یک و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده است، که نشانگر عدم تعادل بلندمدت است. بر اساس آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، تابع تراز تجاری ایران در مقابل آلمان طی دوره مورد مطالعه، دارای اعتبار علمی مدل مورد تحقیق است.

ج. فرانسه. بر اساس جدول (۲)، متغیرهای توضیحی حداکثر حدود ۲۹ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با فرانسه را توضیح می‌دهند. بدین ترتیب، به نظر می‌رسد که عوامل دیگری بر تراز تجاری ایران و این کشور مؤثرند. این امر، با توجه به هدف مطالعه کنونی، تحقیق دیگری را می طلبد.

با توجه به مدل کوتاه مدت، ضریب متغیر درآمد شریک تجاری(فرانسه) طبق انتظار، مثبت و در سطح ۱۰ درصد معنادار برآورد شده است. ضرایب متغیر نرخ ارز منفی و در سطح ۵ درصد (در مدل بر حسب PPI) معنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و فرانسه، در کوتاه‌مدت، تأیید می شود. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در مقابل فرانسه بدتر می شود. بر اساس مدل بلندمدت و، همان‌گونه که انتظار می رفت، ضریب متغیر درآمد ملی منفی و در سطح ۱۰ درصد معنادار به‌دست آمده‌است. بر اساس این یافته، می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد کرد. همچنین، ضریب متغیر درآمد کشور خارجی (فرانسه) مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار برآورد شده‌است. بدین ترتیب، انتظار می‌رود با فرض ثبات سایر شرایط و با رشد اقتصادی شریک تجاری، تراز تجاری کشور، در بلندمدت، بهبود پیدا کند. نتایج تحقیق کنونی نشان می‌دهد که نرخ ارز، اثر منفی ولی غیر معنادار بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل فرانسه دارد. بدین ترتیب، عکس‌العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی‌شود.

سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا ، که از روش ARDL به‌دست آمده‌است، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر ۰.۱۰- و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده است. بر اساس این یافته، در هر دوره ۱۰ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت در تراز تجاری تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می شود.

بر اساس آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری ۵٪ نمی‌توان رد کرد. می توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری دو جانبه ایران و فرانسه، در دوره مورد مطالعه، باثبات است.

د. چین. بر اساس جدول (۳)، متغیرهای توضیحی حدود ۸۰ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با چین را توضیح می‌دهند.

با توجه به مدل کوتاه‌مدت، همان‌گونه که انتظار می‌رفت، ضریب متغیر درآمد ایران منفی و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده‌است. به نظر می‌رسد، با افزایش درآمد ملی، واردات بیش از صادرات افزایش می‌یابد. این امر، بدتر شدن تراز تجاری کشور را به دنبال دارد. بر اساس این یافته، می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد کرد. همچنین، ضریب متغیر درآمد شریک تجاری (چین) طبق انتظار، مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار برآورد شده‌است. ضرایب متغیر نرخ ارز منفی و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و چین، در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود؛ به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در

مقابل چین بدتر می‌شود. در مقابل، ضریب متغیر وقفه تراز تجاری معنادار به‌دست نیامده‌است. بر این اساس، تراز تجاری از مقادیر گذشته خود تأثیر معناداری نمی‌پذیرد.

ضریب متغیر (مجازی) جنگ تحمیلی منفی و در سطح ۵ درصد معنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، همان‌گونه که انتظار می رفت، جنگ تحمیلی رقابت‌پذیری کشور را در مقابل چین کاهش داده‌است. در مقابل، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز اثر معناداری بر نرخ واقعی ارز (ریال در مقابل واحد پول چین) نداشته است.

بر اساس مدل بلندمدت، همان‌گونه که انتظار می‌رفت، ضریب متغیر درآمد ملی منفی و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده‌است. بر اساس این یافته، می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد کرد. همچنین، ضریب متغیر درآمد کشور خارجی (چین) مثبت و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده‌است. بدین ترتیب، انتظار می‌رود با فرض ثبات سایر شرایط و با رشد اقتصادی شریک تجاری، تراز تجاری کشور، در بلندمدت، بهبود پیدا کند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ ارز اثر مثبت، ولی غیر معنادار، بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل چین دارد. بدین ترتیب، عکس‌العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی‌شود. همچنین، بر اساس یافته‌های این تحقیق، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز اثر منفی، ولی غیرمعنادار، بر تراز تجاری کشور داشته است؛ در حالی که جنگ تحمیلی، اثر منفی و معنادار (در سطح ۵ درصد) داشته است.

سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر ۰.۱۰- و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده‌است. بر اساس این یافته، در هر دوره، ۱۰ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در تراز تجاری تصحیح می‌شود و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌گردد.

آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ نشانگر پایداری ضرایب برآورد شده هستند؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری ایران و چین طی دوره مورد مطالعه، با ثبات است.

ه. امارات متحده عربی. بر اساس جدول (۳)، متغیرهای توضیحی بالغ بر ۷۰ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با امارات متحده عربی را توضیح می دهند.

با توجه به مدل کوتاه‌مدت، همان‌گونه که انتظار می‌رفت، ضریب متغیر درآمد ایران منفی و در سطح ۵ درصد معنادار به دست آمده‌است. بر اساس این نتیجه، به نظر می‌رسد، با افزایش درآمد ملی، واردات بیش از صادرات افزایش می‌یابد. این امر، بدتر شدن تراز تجاری کشور را به دنبال دارد. ضریب متغیر درآمد شریک تجاری (امارات)، بر خلاف انتظار، منفی و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده‌است. بر این اساس، این کشور، در قبال ایران، احتمالاً، از سیاست تولید کالاهای جانشین واردات استفاده می کند. ضرایب متغیر نرخ ارز منفی و معنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و امارات، در کوتاه مدت، تأیید می‌شود. به عبارت دیگر، در کوتاه مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در مقابل این کشور بدتر می شود. همچنین، ضریب متغیر نرخ ارز مثبت و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده است. این یافته می‌تواند در چارچوب فرضیه منحنی جی تفسیر و توجیه شود؛ یعنی افزایش نرخ ارز می تواند سبب بهبود تراز تجاری دو جانبه ایران و امارات در طی زمان شود. به هر حال، این موضوع به بررسی بیشتر، نیاز دارد.

بر اساس مدل بلندمدت، ضریب متغیر درآمد ایران مثبت و در سطح یک درصد معنادار به‌دست آمده‌است. بدین ترتیب، انتظار می‌رود که در بلندمدت، افزایش درآمد ملی کشور، سبب بهبود تراز تجاری در مقابل امارات شود. همچنین، ضریب متغیر درآمد کشور خارجی (امارات) منفی و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده‌است. بدین ترتیب، انتظار می‌رود که با فرض ثبات سایر شرایط و با رشد اقتصادی امارات، تراز تجاری کشور، در بلندمدت، بدتر شود. نتایج تحقیق نشان می دهد که نرخ ارز اثر مثبت و معنادار (در سطح یک درصد) بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل امارات دارد. بدین ترتیب، عکس‌العمل بلندمدت تراز تجاری، در مقابل افزایش نرخ ارز، تأیید می‌شود.

سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا حدود ۰.۹۰- و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده‌است. بر اساس این یافته، در هر دوره ۹۰ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در تراز تجاری تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شود.

آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ نشانگر پایداری ضرایب برآوردشده هستند و، بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری ایران و امارات، طی دوره مورد مطالعه، با ثبات است.

در مجموع، نتایج به‌دست آمده نشانگر تأیید منحنی جی در کوتاه‌مدت برای دو کشور مورد مطالعه است. در مقابل، ضریب متغیر نرخ ارز در مدل بلندمدت تنها برای کشور امارات متحده عربی مثبت و معنادار به‌دست آمده؛ در حالی که این ضریب، برای کشور دیگر مثبت ولی غیرمعنادار برآورد شده‌است. بدین ترتیب، منحنی جی کوتاه‌مدت برای دو کشور امارات متحده عربی و چین تأیید می‌شود؛ ولی تنها برای کشور امارات متحده عربی، به‌طور کامل، تأیید می‌شود.

٤.بحث و نتیجه گیری

در این مقاله، با استفاده از مدل ARDL و به‌کارگیری داده‌های تجارت دو جانبه ایران و شرکای اروپایی و آسیایی منتخب، طی دوره زمانی ۸۵ تا ۱۳۵۸، به آزمون فرضیه منحنی جی دو جانبه پرداخته شد. در این تحقیق، دو فرضیه مطرح شد:

اولین فرضیه این است که آیا پدیده منحنی جی میان ایران و شرکای تجاری منتخب آن تأیید می‌شود؟ بعد از استخراج نتایج مربوط به برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی و ضرایب بلندمدت این متغیرها از مدل، مشاهده کردیم که وجود منحنی جی تنها برای کشور امارات متحده عربی، به طور کامل، تأیید می‌شود. برای کشورهای دیگر چنین پدیده ای مشاهده نمی شود ، برای چین بخشی از منحنی جی تأیید شد.

دومین فرضیه این است که آیا تفاوت معناداری بین وقفه زمانی بهبود تراز تجاری میان ایران و شرکای تجاری منتخب آن وجود دارد؟ با تخمین مدل‌ها مشخص شد که در بعضی از کشورها تعداد وقفه‌ها برای بهبود تراز تجاری، یک، برای بعضی دو و برای بعضی دیگر این وقفه وجود نداشت. لذا، این فرضیه تأیید می‌شود؛ به عبارت دیگر، تفاوت معناداری بین وقفه زمانی بهبود تراز تجاری میان ایران و شرکای تجاری منتخب آن وجود دارد. درخور ذکر است که برای بعضی از مدل‌ها حتی وجود رابطه بلندمدت نیز تأیید نشد، که خود دلیل دیگری برای تفاوت بین بهبود در تراز تجاری با کشورهای مختلف است. با مقایسه ضرایب تصحیح خطا می‌توان این تفاوت را، از دید دیگری، نیز تأیید کرد.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.(بی تا). اداره بررسی-های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *گزارش اقتصادی و ترازنامه طی سال‌های مختلف*، تهران: انتشارات بانک مرکزی.

کازرونی، علیرضا و مجیری، هادی. (۱۳۸۹). بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش کشور شریک منتخب تجاری. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ٤٥، ۱۰۲-۷۲.

گمرک جمهوری اسلامی ایران.(۱۳۸٦).*گزارش تجارت خارجی ایران*. www.irica.gov.ir

معماریان، عرفان و جلالی نائینی، سید احمد رضا. (۱۳۸۹). آثار کوتاه مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲، ٦۹-٤٥.

مهرآرا، محسن و عبدی، علیرضا. (۱۳۸٦). عوامل تعیین کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۱، ۲٦-۱.

Aftab, Z. & Khan, S. (2008). Bilateral J-curve between Pakistan and her trading partners. *Pide Working Papers*.

Baharumshah, A. Z. (2001). The effect of exchange rate on bilateral trade balance: new evidence from Malaysia and Thailand. *Asian Economic Journal*, 15, 291–312.

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19, 267–283

Bahmani Oskooee, M. & Ratha, A. (2007). The Bilateral J-Curve: Sweden versus Her 17 Major Trading Partners. *International Journal of Applied Economics*, 4 (1), 1–13.

Bahmani Oskooee, M. & Goswami, G. G. (2003a). A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan vs. her major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, 27, 102–13.

Bahmani Oskooee, M. & Goswami, G. G. (2003b). The bilateral J-curve: Australia versus her 23 trading partners. *Journal of Economics and Finance*, 44(2), 110-120.

Bahmani Oskooee, M. & Alse J. (1994). Short-run versus longrun effects of devaluation: error correction modeling and cointegration . *Eastern Economic Journal*, 20(4), 453–64.

Bahmani Oskooee, M. & Tatchawan, K. (2001). Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. *Journal of Economic Development*, 26, 107–17.

Bahmani Oskooee, M. & Malixi, M. (1992). More evidence on the J-curve from LDCs. *Journal of Policy Modeling*, 14, 641–53.

Bahmani Oskooee, M. & Pourheydarian, M. (1991). The Australian J-curve: a reexamination. *International Economic Journal*, 5, 49–58.

Bahmani Oskooee, M. & Brooks, T. J. (1999). Bilateral J-curve between US and her trading partners. *Weltwirtschaftliches Archive*, 135,156–65.

Bahmani Oskooee, M. & Kantipong, T. (2001). Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. *Journal of Economic Development*, 26, 107–17.

Bahmani Oskooee, M. & Ardalani, Z. (2007). Is there a J-Curve at the Industry Level?. *International Economic Journal*, 14, 31-42.

Bahmani Oskooee, M., Goswami, G. G., and Talukdar, B. K. (2005). The bilateral J curve: Australia versus her 23 trading partners. *Australian Economic Papers*, 44, 110-120.

Wassink, D. & Carbaugh, R. (1989). Dollar-Yen exchange rate effects on trade. *Revista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 36(12), 1075–88.

Brissimis, S. N. & Leventakis, J. A. (1989). The effectiveness of devaluation: a general equilibrium assessment with reference to Greece. *Journal of Policy Modeling*, 11(2), 247–71.

Demirden, T. & Pastine, I. (1995). Flexible exchange rates and the J-curve: an alternative approach. *Economics Letters*, 48, 373–377.

Flemingham, B. S. (1988).Where is the Australian J-curve?. *Bulletin of Economic Research*, 40(1), 43–56.

Gujarati, D.M. (2004).*Basic Econometrics*, The McGraw Hill Companies.

Gupta Kapoor, A. & Ramakrishnan, U. (1999). Is there a J-curve? A new estimation for Japan. *International Economic Journal*, 13, 71–9.

Hacker, R. S. & Abdulnasser, H. J. (2003). Is the J-curve effect observable for small North European economies?.*Open Economies Review*, 14, 34-119.

Halicioglu F. (2007). *The Bilateral J-Curve: Turkey versus her 13 Trading Partners*. MPRA Paper, No. 3564.

Himarios, D. (1985). The effects of devaluation on the trade balance: a critical view and reexamination of Miles's (New Results), *Journal of International Money and Finance*, 4, 553–563.

Hoque, A. (1995). Terms of trade and current account deficit in the Australian context. *Journal of Quantitative Economics*, 27(11), 169–79.

Jungho, B., (2006). The J-curve effect and the US–Canada forest products trade. *Journal of Forest Economics*, 13(4), 245-258.

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

Lal, A. K. & Lowinger, T. C. (2002). The J-curve: evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17, 397–415.

Lee, J. & Chinn, M. D. (2002). Current account and real exchange rate dynamics in the G-7 countries. *IMF Working Paper*.

Bahmani Oskooee, M.(1985). Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67, 500–504.

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

Mahdavi, S. & Sohrabian, A. (1993). The exchange value of the dollar and the US trade balance: an empirical investigation based on cointegration and Granger causality tests. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 33(4), 343–358.

Marwah, K. & Klein, L. R. (1996). Estimation of J-curve: United States and Canada. *Canadian Journal of Economics*, 29, 523–539.

Meade, E. E. (1988). Exchange rates, adjustment, and the J-curve. *Federal Reserve Bulletin*, October, 633–644.

Miles, M. A. (1979). The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results. *Journal of Political Economy*, 87(3), 600–620.

Moffett, M. H. (1989). The J-curve revisited: an empirical examination for the United States. *Journal of International Money and Finance*, 8, 425–444.

Noland, M. (1989). Japanese trade elasticities and the J-curve. *Review of Economics and Statistics*, 71, 175–179.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, *in Centennial Volume of Rangar Frisch (Eds) S.* Strom, A. Holly, & Diamond, Y., Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1996). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. *DAE Working Paper*,No. 9514. Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Rosensweig, J. A. & Koch, P. D. (1988). The US dollar and the 'Delayed J-curve". *Economic Review*, Federal Reserve of Atlanta.

Silva, S. D. & Moura, G. (2005). *Is There a Brazilian J−Curve?,* CSC working paper, 20-39.

Shirvani, H. & Wilbratte, B. (1997). The relation between the real exchange rate and the trade balance: an empirical reassessment. *International Economic Journal*, 11(1), 39–49.

Wilson, P. (2001). Exchange rates and the trade balance for dynamic Asian economies: does the J-curve exist for Singapore, Malaysia and Korea?. *Open Economies Review*, 12, 389–413.

Zhang, Z. (1996). The exchange value of the Renminbi and China's balance of trade: an empirical study. *NBER Working Papers Series*, Working Paper.