

منحنی جی دو جانبه میان ایران و شرکای منتخب

Bilateral J-Curve among Iran and Selected Partners

Saeed Rasekhi*, Abdollah Rostami**

سعید راسخی*، عبد... رستمی**

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

پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۱۸

دریافت: ۱۳۹۱/۶/۷

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.

چکیده:

مطالعات تجربی درباره اثرات کوتاه مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز تجاری، در دو گروه طبقه بندی می شوند. دسته اول، داده‌های تجارت خارجی را در سطح کلی یعنی میان یک کشور و کل دنیا، به کار 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 دو جانبه میان ایران و شرکای تجاری آسیایی و اروپایی منتخب آن شامل چین، امارت متحده عربی، فرانسه، آلمان و سوئیس، با بکارگیری مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی ARDL و با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۵۸ است. بر اساس نتایج به دست 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 تجارتی منتخب آن، متفاوت است. باید یادآور شد که تمامی ضرایب با توجه به آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ ثبات دارند.

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

طبقه بندی JEL: F14، F17، F31، F32

*.Associate Professor, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.(Corresponding Author).

E-Mail:saeed_rasekhi@yahoo.com.

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

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

E-Mail:saeed_rasekhi@yahoo.com.

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



۱. مقدمه

سیاست کاهش ارزش پول ملی در برابر پول‌های خارجی^۱، یکی از مجموعه سیاست‌های تعدیل و تثبیت اقتصادی است که کشورها، با هدف بهبود موازنه تراز تجاری^۲ و تقویت رقابت پذیری بین المللی، اتخاذ می‌کنند. در کشورهای در حال توسعه، تقلیل ارزش پول ملی، تعادل 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 می‌شود؛ 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 کالای طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد که تراز تجاری (غیرنفتی) ایران همواره منفی بوده است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بی تا). از دلایل مهم شکل‌گیری این وضعیت، می‌توان 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^۳ را برای ایران و شش شریک تجاری منتخب آن شامل چین، آلمان، فرانسه، سوئیس، کره جنوبی و امارات متحده عربی، که بر اساس آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران، بیش از ۶۵٪ 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^۴، 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)^۵ و سایر منابع منابع گردآوری شده است. در جدول (۱)، مطالعات تجربی در باب فرضیه منحنی J خلاصه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، نتیجه قطعی در رابطه با وجود منحنی J به دست 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 اقتصادسنجی به کار 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 می‌شود.

۱-۲. راه‌کار کشش مارشال- لرنر^۶

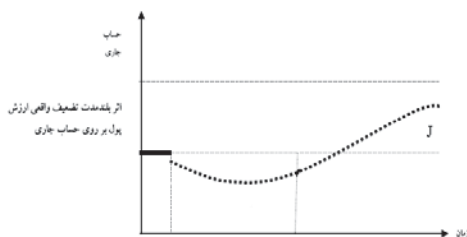
در چارچوب این رهیافت، نحوه واکنش کل درآمد حاصل از صادرات و مخارج واردات نسبت به کاهش ارزش پول ملی به کشش منحنی‌های صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز بستگی دارد. مشخصاً حساب جاری موقعی در برابر کاهش ارزش پول کشور به‌طور طبیعی عکس‌العمل نشان می‌دهد که مجموع قدرمطلق کشش‌های تقاضا برای واردات در داخل و خارج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

4. Autoregressive Distributed Lags, ARDL.
5. International Monetary Fund
6. Marshal – Lerner Approach

1. Devaluation
2. Current Account
3. Bilateral J Curve



ملی، که شبیه حرف جی است، منحنی جی نامیده می شود و در نمودار (۱) آمده است.



نمودار (۱). منحنی جی

جانز و رومبرگ^۲ (۱۹۷۳)، وجود وقفه زمانی در اثرگذاری مثبت سیاست تضعیف پول ملی بر تراز تجاری را ناشی از عواملی چون وقفه تشخیص، وقفه تصمیم گیری، وقفه توزیع، وقفه جایگزینی و وقفه تولید می دانند. بهمنی اسکویی و کانتی پونگ^۳ (۲۰۰۱)، معتقد هستند 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.

۲-۳. پیشینه تحقیق

در مورد مطالعات تجربی، پدیده منحنی جی به دو صورت بررسی شده است. مقالاتی که داده های کل تجارت را مدنظر قرار می دهند (بیشتر آن ها مربوط به سال های گذشته است)، و مقالاتی که به تازگی منتشر شده اند و داده های تجارت دو جانبه^۴ را به کار می گیرند. بهمنی اسکویی و بروکز^۵ (۱۹۹۹)، معتقد که تراز تجاری کشور می تواند با یک شریک تجاری بهبود پیدا کند و، در عین حال، تراز تجاری همین کشور با کشور دیگر بدتر شود. جدول (۱)، مروری بر مطالعات مشابه پیشین، در مورد موضوع تحقیق می باشد.

می توان اثبات کرد که شرط عکس العمل طبیعی حساب جاری به صورت زیر است:

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

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:

$$|\sigma_x| + |\sigma_m| > 1 \quad (2)$$

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 کشش های تقاضای صادرات و واردات بزرگتر از واحد باشد. مهم ترین ایرادات شرط مارشال- لرنر عبارتند از:

الف) فرض می کند منحنی های 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 نمی کنند؛ بلکه زمانی این سیاست اتخاذ می شود که تراز حساب جاری کسری دارد.

۲-۲. راه کار منحنی جی

به عقیده مگی^۱ (۱۹۷۳)، تضعیف پول ملی ابتدا وضعیت حساب جاری را بدتر می کند؛ زیرا با تضعیف پول ملی حجم صادرات و واردات تغییر نمی کند. ولی واردات، نسبت به قبل، گران تر می شود. با گذشت زمان هم تولیدکنندگان هم مصرف کنندگان، نسبت به تضعیف پول ملی واکنش نشان می دهند. مقادیر صادرات و واردات، بر اساس قیمت نسبی کالاهای داخلی، به تعدیل می رود و وضعیت تراز تجاری، به تدریج، بهبود می یابد. به عبارت دیگر، تضعیف پول ملی با وقفه های زمانی بر تراز تجاری تأثیر می گذارد. نمودار تأخیر واکنش تراز تجاری نسبت به تضعیف پول

2. Junz & Rhomberg

3. Bahmani Oskooee & Kantipong

4. Bilateral trade

5. Bahmani Oskooee & Brooks

1. Magee



ادامه جدول ۱.

نتایج مهم	دوره زمانی	نمونه آماری	روش برآورد	مطالعه
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۹۱-۱۹۹۶ فصلی	چین	تحلیل هم گرایی	زانگ (۱۹۹۶)
تأیید منحنی جی	۱۹۷۷-۱۹۹۲ فصلی	کانادا و ایالات متحده با پنج شریک عمده تجاری شان	OLS	مرواح و کلین (۱۹۹۶)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۳-۱۹۹۰ فصلی	آمریکا و شش شریک تجاری اش	روش جوهانسون و تکنیک همگرایی	شیروانی و ولیریت (۱۹۹۷)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۹۶-۱۹۷۵ فصلی	ژاپن	VAR	گوپتا کاپور و راماکریشنان (۱۹۹۹)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۳-۱۹۹۶ فصلی	آمریکا و شش شریک تجاری اش	ARDL	بهمنی اسکویی و بروکس (۱۹۹۹)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۰-۱۹۹۶ فصلی	سنگاپور، مالزی، کره، آمریکا و ژاپن	VAR	ویلسون (۲۰۰۱)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۸۰-۱۹۹۶ فصلی	مالزی و تایلند با شرکای تجاری منتخب آنها	VAR	بهارومشاه (۲۰۰۱)
تأیید منحنی جی میان تایلند و ژاپن، تایلند و آمریکا	۱۹۹۷-۱۹۸۴ فصلی	تایلند و پنج شریک تجاری اش	ARDL	بهمنی اسکویی و کانتی پونگ (۲۰۰۱)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۹-۲۰۰۰ فصلی	کانادا، آلمان، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، آمریکا و بریتانیا	VAR	لی و چین (۲۰۰۲)
تأیید منحنی جی	۱۹۸۰-۱۹۹۸ فصلی	کشورهای آسیای شرقی	ARDL	لال و لاونگر (۲۰۰۲)
تأیید منحنی جی میان هند و استرالیا، هند با آلمان و ایتالیا و ژاپن	۱۹۷۷-۱۹۹۸ فصلی	هند و شرکای تجاری	ARDL	بهمنی اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۳-۱۹۹۸ فصلی	ژاپن و شرکای تجاری	ARDL	بهمنی اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳)
تأیید منحنی جی	۱۹۹۷-۲۰۰۰ فصلی	بلژیک، دانمارک، هلند، نروژ و سوئد	تابع واکنش آبی	هکر و عبدالناصر (۲۰۰۳)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۳-۲۰۰۱ فصلی	استرالیا با ۲۳ شریک تجاری	تحلیل همگرایی	بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۰۵)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۹۰-۲۰۰۳ فصلی	برزیل	VAR	سرجیو داسیلوا ومورا (۲۰۰۵)

جدول ۱. مطالعات تجربی درباره فرضیه منحنی جی

نتایج مهم	دوره زمانی	نمونه آماری	روش برآورد	مطالعه
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۶۹-۱۹۷۳ ماهانه	آمریکا	آماري	مگی (۱۹۷۳)
تأیید وجود وقفه زمانی در اثرگذاری سیاست تضعیف ارزش پول ملی بر تراز تجاری	۱۹۵۳-۱۹۶۹ سالانه	۱۳ کشور صنعتی	OLS	جانز و رومرگ (۱۹۷۳)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۵۶-۱۹۷۲ سالانه	۱۴ کشور	SURE	میلز (۱۹۷۹)
در ۹ مورد از ۱۰ مورد کاهش ارزش پول، تراز تجاری را بهبود می بخشد.	۱۹۵۲-۱۹۷۲ سالانه	۱۰ کشور	OLS	هیمازیوس (۱۹۸۵)
شواهد منحنی جی معکوس برای یونان، هند و کره بدست آمد. در بلندمدت کاهش ارزش پول سبب بهبود تراز تجاری تایلند شده است.	۱۹۷۳-۱۹۸۰ فصلی	یونان، هند، کره و تایلند	ساختار وقفه ای آلمون	بهمنی اسکویی (۱۹۸۵)
تأیید منحنی جی	۱۹۷۵-۱۹۸۴ فصلی	یونان	ساختار وقفه ای آلمون	بریسیمیس و لیونتانکیس (۱۹۸۹)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۶۸-۱۹۸۶ فصلی	آمریکا	علیت گرنجر	روزنویگ و کخ (۱۹۸۸)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۶۴-۱۹۸۴ فصلی	آمریکا	شبیه سازی و مدل تعادل جزئی	مید (۱۹۸۸)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۴-۱۹۸۵ فصلی	استرالیا	مدل با وقفه های توزیعی نامعقد	فلمینقام (۱۹۸۸)
تأیید منحنی جی	۱۹۷۸-۱۹۸۸ فصلی	آمریکا و ژاپن	سری زمانی	واسینگ و کاریق (۱۹۸۹)
تأیید منحنی جی	۱۹۷۸-۱۹۸۷ فصلی	آمریکا	معادلات همزمان	موقت (۱۹۸۹)
تأیید منحنی جی	۱۹۷۰-۱۹۸۵ فصلی	ژاپن	2SLS	نولند (۱۹۸۹)
تأیید منحنی جی برای کشورهای برزیل، یونان، کره و هند	۱۹۷۳-۱۹۸۵ فصلی	۱۳ کشور درحال توسعه آسیا و اروپا و آمریکای لاتین	ساختار وقفه ای آلمون	بهمنی اسکویی و مالکسی (۱۹۹۲)
تأیید منحنی ل	۱۹۷۳-۱۹۸۹ فصلی	آمریکا	هم انباشتگی انگل - گرانجر	مهدوی و سهرلیان (۱۹۹۳)
تأیید منحنی جی برای کشورهای کاستاریکا، ایرلند، هلند و ترکیه	۱۹۷۱-۱۹۹۰ فصلی	۱۹ کشور توسعه یافته و ۲۲ کشور در حال توسعه	هم انباشتگی انگل - گرانجر	بهمنی اسکویی و آلس (۱۹۹۴)
عدم تأیید منحنی جی	۱۹۷۴-۱۹۸۳ فصلی	استرالیا	هم گرایی سری زمانی	هوک (۱۹۹۵)



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

$$CA = P X \left(R \frac{P}{P^*} \cdot P \cdot Y^* \right) - P^* R \frac{P}{P^*} M \left(R \frac{P}{P^*} \cdot P \cdot Y \right) \quad (6)$$

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

$$CA = f(Y, Y^*, RE, P, P^*) \quad (7)$$

در چارچوب معادله (۷) و در میان مدت، افزایش نرخ ارز، سبب افزایش مقدار صادرات و کاهش مقدار واردات و بهبود تراز تجاری می شود که اثر مقداری^۱، نامیده می شود. از سوی دیگر، بر اساس اثر ارزشی واردات^۲، افزایش نرخ ارز سبب می شود که هر واحد از کالای وارداتی گران تر شود و تراز تجاری نامساعدتر گردد. فرضیه منحنی J ادعا می کند که، در کوتاه مدت، واکنش صادرات و واردات نسبت به تغییر نرخ ارز بسیار کم می شود و اثر ارزشی واردات غالب می گردد.

طبق جونز و رومبرگ^۳ (۱۹۷۳)، دلایل این واکنش ضعیف، عبارتند از: (الف) وقفه شناسایی^۴ در باب آگاهی از تغییر شرایط رقابتی بازار؛ (ب) وقفه تصمیم^۵ در باب انعقاد قراردادهای و برقراری روابط تجاری جدید؛ (ج) وقفه تحویل^۶ تحویل در باب قراردادهای قبلی بر اساس قیمت های قبلی؛ (د) وقفه جایگزینی^۷، در باب جایگزینی موجودی استفاده شده و تجهیزات قدیمی؛ (ه) وقفه تولید^۸ در باب تغییر در قابلیت ها و الگوهای عرضه در تطبیق با شرایط تغییر یافته است. در این شرایط، با تضعیف پول ملی، تراز تجاری، ابتدا، کاهش پیدا می کند و، سپس، با قوی تر شدن اثر، مقداری بهبود می یابد. البته، عبور آهسته نرخ ارز،

ادامه جدول ۱.

مطالعه	روش برآورد	نمونه آماری	دوره زمانی	نتایج مهم
جانگو (۲۰۰۶)	ARDL	تولیدات جنگلی آمریکا و کانادا	۱۹۸۹-۲۰۰۵ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
بهمنی اسکویی و اردلانی (۲۰۰۷)	VAR	۶۶ بخش صنعتی ایالات متحده آمریکا	۱۹۹۱-۲۰۰۲ ماهانه	تأیید منحنی جی در ۶ مورد
بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۷)	VAR	سوئد و شریک تجاری اش	۱۹۸۰-۲۰۰۵ فصلی	تأیید منحنی جی در ۵ مورد
خلیجی اوغلو (۲۰۰۷)	ARDL	ترکیه و شریک تجاری اش	۱۹۸۵-۲۰۰۵ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
مهرآرا و عبیدی (۱۳۸۶)	ARDL	ایران	۱۳۳۸-۱۳۸۳	توضیح رفتار تراز تجاری بر اساس نرخ ارز حقیقی در بازار موازی
آفتاب و خان (۲۰۰۸)	ARDL	پاکستان و شریک تجاری اش	۱۹۸۰-۲۰۰۵ فصلی	عدم تأیید منحنی جی
معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹)	VECM	ایران در برابر شرکای عمده تجاری	۱۹۹۲-۲۰۰۴	تأیید منحنی جی در کوتاه مدت
کارزونی و مجیری (۱۳۸۹)	ARDL	ایران و شریک منتخب تجاری	۱۹۷۹-۲۰۰۵	عدم تأیید منحنی جی در اکثر موارد

۳. روش شناسی و برآورد مدل

۳-۱. یک مدل عمومی برای تراز تجاری

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

$$M = M(E, P, Y) \quad (3)$$

$$X = X(E, P, Y^*) \quad (4)$$

حال، تراز تجاری کشور خودی بر حسب پول ملی به صورت رابطه (۵)، نوشته می شود:

$$TB = P X (E, P, Y^*) - E P^* M (E, P, Y) \quad (5)$$

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



واقعی ایران در رابطه با شریک تجاری j در زمان t است. برخی مطالعات تجربی، از نسبت صادرات به واردات برای اندازه‌گیری تراز تجاری استفاده کرده‌اند. نک:

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

در این صورت، تفاضل مرتبه اول 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:^۱

$$RE_{CPI} = E(CPI_F / CPI_i)$$

$$RE_{PPI} = E(PPI_F / PPI_i) \quad (9)$$

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 می‌رود 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 می‌رود 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^۲ (۱۹۹۵)، معادله (۸) به صورت یک مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، در نظر گرفته می‌شود:

۱. در محاسبه شاخص CPI کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله منظور می‌شوند. مانند خدمات که از مصادیق غیر قابل مبادله محسوب می‌شوند. اما در محاسبه PPI سهم کالاهای قابل مبادله بسیار بیشتر از شاخص CPI است. به طوری که لاقط خدمات در نظر گرفته نمی‌شوند. در این بررسی، از هر دو شاخص استفاده شده است.

موضوع را قدری پیچیده‌تر می‌کند (Hacker & Abdunaser, 2003).

تولیدکنندگان، در واکنش به تغییر نرخ ارز، شاید نتوانند به سرعت قیمت خارجی محصولات خود را در خارج به فروش می‌رسانند را تغییر دهند. به این دلیل که آنها نمی‌خواهند 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 می‌کند. بدین ترتیب، در کوتاه‌مدت، مشاهده می‌شود 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 بود، زیرا تولیدکنندگان، درجه انتقال نرخ ارز را تغییر می‌دهند. 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 می‌شود، 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.

۲-۳. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

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

$$\ln TB_{j,t} = a + b \ln Y_{IR,t} + c \ln Y_{j,t} + d \ln RE_{j,t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

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



در این تحقیق ARDL است، نیازی به هم مرتبه بودن متغیرها نیست و می توان مدل را، در صورتی که متغیرها مرتبه انباشتگی مختلفی داشته باشند، تخمین زد. (Gujarati, 2004:541)

در ادامه، ابتدا تعداد حداکثر وقفه ها ۲ انتخاب شدند. در قدم بعدی از چهار معیار ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2)، آکائیک (AIC)^۴، شوارتز بیزین (SBC)^۵ و حنان کوئین (HQC)^۶ یکی انتخاب شد. در این رابطه، از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده شد؛ زیرا تخمین ضرایب را با کمترین وقفه ممکن می سازد (همان جا). جدول های (۲) و (۳) نتایج برآورد مدل های 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 می کنند.^۷ بر اساس این جدول ها، آماره دوربین - واتسون بیانگر عدم خودهمبستگی در مدل های منتخب است. همچنین، آزمون های تشخیص نشانگر عدم وجود همبستگی سریالی، شکل تبعی درست و عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل های برآورد شده هستند. در ادامه، نتایج آزمون فرضیه های تحقیق، به تفکیک کشورهای مورد مطالعه، ارائه می شود.

الف - سوئیس. بر اساس جدول (۲)، متغیرهای توضیحی حدود ۶۷ تا ۷۹ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با سوئیس را توضیح می دهند. با توجه به مدل کوتاه مدت، ضرایب متغیر نرخ ارز منفی و معنادار به دست آمده است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و سوئیس در کوتاه مدت، تأیید می شود. به عبارت دیگر، در کوتاه مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در مقابل این کشور بدتر می شود. بر اساس مدل بلندمدت، نرخ ارز اثر

$$\Delta \text{LnTB}_{j,t} = a_0 + \sum_{i=1}^n b_i \Delta \text{LnTB}_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_i \Delta \text{LnY}_{IR,t-i} + \sum_{i=1}^n d_i \Delta \text{LnY}_{j,t-i} + \sum_{i=1}^n f_i \Delta \text{LnRE}_{j,t-i} + \delta_1 \text{LnTB}_{j,t-1} + \delta_2 \text{LnY}_{IR,t-1} + \delta_3 \text{LnY}_{j,t-1} + \delta_4 \text{LnRE}_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

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

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$$

(11)

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 می شود. اگر F محاسباتی بزرگتر از کران بالای یاد شده باشد، فرضیه صفر رد می شود؛ یعنی هم انباشتگی 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، نمی توان در باب هم انباشتگی متغیرها اظهار نظر قطعی کرد. در مرحله دوم، مدل تصحیح خطا (ECM)^۲ مرتبط با رابطه تعادلی بلندمدت با استفاده از روش ARDL برآورد می شود.

آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۳، 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

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 بنزجی، دولاو و مستر (۱۹۹۸) مقایسه می شود. اگر آماره محاسباتی بزرگتر از آماره بحرانی جدول باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می شود.

1. Null Hypothesis (H_0)
2. Error Correction Model (ECM)
3. Augmented Dickey Fuller (ADF)



عدم تعادل کوتاه مدت در تراز تجاری تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می شود. بر اساس آزمون های CUSUM و CUSUMSQ، فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری ۵٪ نمی توان رد کرد. می توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری دو جانبه ایران و سوئیس، در دوره مورد مطالعه، به اثبات رسیده است.

منفی و معنادار بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل سوئیس دارد. بدین ترتیب، عکس العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی شود. بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا (که از روش ARDL بدست آمده است)، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا $0/71-$ تا $0/67-$ ، به دست آمده و در سطح یک درصد معنادار شده است. بر اساس این یافته، در هر دوره حدود ۷۰ درصد از

جدول ۲. نتایج برآورد مدل کوتاه مدت، بلندمدت و مدل عمومی تصحیح خطای تراز تجاری ایران با کشورهای اروپایی منتخب، طی دوره زمانی ۸۵-۱۳۵۸ شمسی.

کشور		سوئیس				فرانسه				آلمان		نرخ واقعی ارز	
		بر حسب CPI		بر حسب PPI		بر حسب CPI		بر حسب PPI		بر حسب CPI			
آماره	ضریب	آماره	ضریب	آماره	ضریب	آماره	ضریب	آماره	ضریب	آماره	ضریب		
t		t		t		t		t		t			
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	متغیر مجازی جنگ	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وقفه اول متغیر وابسته	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وقفه دوم متغیر وابسته	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	درآمد ایران	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	درآمد کشور خارجی	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وقفه اول درآمد کشور خارجی	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وقفه دوم درآمد کشور خارجی	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	نرخ ارز	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وقفه اول نرخ ارز	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وقفه دوم نرخ ارز	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	ضریب تعیین تعدیل شده	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	آماره دوربین واتسون	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	همبستگی سریالی	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	شکل تبعی مدل	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	ناهمسانی واریانس	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	وجود رابطه بلندمدت	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	متغیر مجازی جنگ	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	متغیر مجازی یکسان سازی	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	درآمد ایران	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	درآمد خارجی	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	نرخ ارز	
-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۲۷	-۰/۷۹	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۲	-۰/۱	ضریب ECM	



ب. آلمان. بر اساس جدول (۲)، متغیرهای توضیحی حدود ۷۷ تا ۷۳ درصد از تغییرات تراز تجاری ایران با آلمان را توضیح می دهند. با توجه به مدل کوتاه مدت، ضریب متغیر درآمد ایران منفی و در سطح یک درصد معنادار به دست آمده است. به نظر می رسد با افزایش درآمد ملی، واردات بیش از صادرات افزایش می یابد، که بدتر شدن تراز تجاری کشور را در مقابل آلمان به دنبال دارد. بر اساس این یافته، می توان 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 شده است. بر این اساس، به نظر می رسد 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 غیر معنادار به دست آمده است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و آلمان در کوتاه مدت تأیید نمی شود. 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 این یافته، می توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد نمود. 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 غیر معنادار بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل آلمان دارد. بدین ترتیب، عکس العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی شود. سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا، که از روش ARDL به دست آمده - است، 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 آزمون های 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 می دهند. بدین ترتیب، به نظر می رسد 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 به دست آمده است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و فرانسه، در کوتاه مدت، تأیید می شود. به عبارت دیگر، در کوتاه مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در مقابل فرانسه بدتر می شود. بر اساس مدل بلندمدت و، همان گونه که انتظار می رفت، ضریب متغیر درآمد ملی منفی و در سطح ۱۰ درصد معنادار به دست آمده است. بر اساس این یافته، می توان 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 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، عکس- العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی شود.

سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا - که از روش ARDL به دست 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 آزمون های CUSUM و



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

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

منبع: محاسبات محققین

درآمد شریک تجاری (چین) طبق انتظار، مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار برآورد شده است. ضرایب متغیر نرخ ارز منفی و در سطح یک درصد معنادار بدست آمده است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و چین، در کوتاه مدت تأیید می شود؛ به عبارت دیگر، در کوتاه مدت، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری ایران در مقابل چین بدتر می شود. در مقابل، ضریب متغیر وقفه تراز تجاری معنادار به دست نیامده است. بر این اساس، تراز تجاری از مقادیر گذشته خود تأثیر معناداری نمی پذیرد.

ضریب متغیر (مجازی) جنگ تحمیلی منفی و در سطح ۵ درصد معنادار به دست آمده است. بدین ترتیب، همان گونه که انتظار می رفت، جنگ تحمیلی رقابت پذیری کشور را در

فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری ۰/۵ نمی توان 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 می دهند. با توجه به مدل کوتاه مدت، همان گونه که انتظار می رفت، ضریب متغیر درآمد ایران منفی و در سطح یک درصد معنادار به دست آمده است. به نظر می رسد، با افزایش درآمد ملی، واردات بیش از صادرات افزایش می یابد. این امر، بدتر شدن تراز تجاری کشور را به دنبال دارد. بر اساس این یافته، می توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره زمانی مورد بررسی رد کرد. همچنین، ضریب متغیر



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 شده است. 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 به دست آمده است. بدین ترتیب، فرضیه منحنی جی دو جانبه ایران و امارات، در کوتاه مدت، تأیید می شود. 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 به دست آمده است. این یافته می تواند 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 به دست آمده است. بدین ترتیب، انتظار می رود 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 شده است. پس، انتظار می رود 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، عکس العمل بلندمدت تراز تجاری، در مقابل افزایش نرخ ارز، تأیید می شود.

سرانجام، بر اساس مدل عمومی تصحیح خطا، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا حدود ۰.۹۰- و در سطح یک درصد معنادار برآورد شده است. بر اساس این یافته، در هر دوره ۹۰ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت در تراز تجاری تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می شود. آزمون-های CUSUM و CUSUMSQ نشانگر پایداری ضرایب برآورد شده هستند و، بنابراین، می توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری ایران و امارات، طی دوره مورد مطالعه، با

مقابل چین کاهش داده است. در مقابل، سیاست یکسان سازی نرخ ارز اثر معناداری بر نرخ واقعی ارز (ریال در مقابل واحد پول چین) نداشته است. بر اساس مدل بلندمدت، همان گونه که انتظار می رفت، ضریب متغیر درآمد ملی منفی و در سطح یک درصد معنادار به دست آمده است. بر اساس این یافته، می توان 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 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 مثبت، ولی غیر معنادار، بر تراز تجاری بلندمدت ایران در مقابل چین دارد. بدین ترتیب، عکس العمل بلندمدت تراز تجاری در مقابل افزایش نرخ ارز تأیید نمی شود. همچنین، بر اساس یافته های این تحقیق، سیاست یکسان سازی نرخ ارز اثر منفی، ولی غیر معنادار، 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 شده است. بر اساس این یافته، در هر دوره، ۱۰ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت در تراز تجاری تصحیح می شود و به تعادل بلندمدت نزدیک می گردد. آزمون های CUSUM و CUSUMSQ نشانگر پایداری ضرایب برآورد شده هستند؛ بنابراین، می توان نتیجه گرفت که تابع تراز تجاری ایران و چین طی دوره مورد مطالعه، با ثبات است.

۵. 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 کوتاه مدت، همان گونه که انتظار می رفت، ضریب متغیر درآمد ایران منفی و در سطح ۵ درصد معنادار به دست آمده است. بر اساس این نتیجه، به نظر می رسد، با افزایش درآمد ملی، واردات بیش از صادرات افزایش می یابد. این



ثبات است. در مجموع، نتایج به دست آمده نشانگر تأیید منحنی جی در کوتاه مدت برای دو کشور مورد مطالعه است. در مقابل، ضریب متغیر نرخ ارز در مدل بلندمدت تنها برای کشور امارات متحده عربی مثبت و معنادار به دست آمده؛ در حالی که این ضریب، برای کشور دیگر مثبت ولی غیرمعنادار برآورد شده است. بدین ترتیب، منحنی جی کوتاه مدت برای دو کشور امارات متحده عربی و چین تأیید می شود؛ ولی تنها برای کشور امارات متحده عربی، به طور کامل، تأیید می شود.

۴. بحث و نتیجه گیری

در این مقاله، با استفاده از مدل ARDL و به کارگیری داده های 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 تجارتی منتخب آن تأیید می شود؟ 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 می شود. 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 تجارتی میان ایران و شرکای تجارتی منتخب آن وجود دارد؟ با تخمین مدلها مشخص شد که در بعضی از کشورها تعداد وقفه ها برای بهبود تراز تجارتی، یک، برای بعضی دو و برای بعضی دیگر این وقفه وجود نداشت. لذا، این فرضیه تأیید می شود؛ به عبارت دیگر، تفاوت معناداری بین وقفه زمانی بهبود تراز تجارتی میان ایران و شرکای تجارتی 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 تجارتی با کشورهای مختلف است. با مقایسه ضرایب تصحیح خطا می توان 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 سال های 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 پژوهش های اقتصادی ایران، ۴۵، ۱۰۲-۷۲.

گمرک جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۶). گزارش تجارت خارجی ایران. www.irica.gov.ir

معماریان، عرفان و جلالی نائینی، سید احمد رضا. (۱۳۸۹). آثار کوتاه مدت و بلندمدت تکانه های ارزی بر تراز تجاری ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۲، ۶۹-۴۵.

مهرآرا، محسن و عبدی، علیرضا. (۱۳۸۶). عوامل تعیین کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، ۳۱، ۲۶-۱.

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.

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

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



- 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., Goswami, G. G., and Talukdar, B. K. (2005). The bilateral J curve: Australia versus her 23 trading partners. *Australian Economic Papers*, 44, 110-120.
- 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. & Tatchawan, K. (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. (1985). Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67, 500–504.
- 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.
- 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.
- 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.
- Hacker, R. S. & Abdunnasser, 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*.
- 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.
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass through and devaluation. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 303–325.



- 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.
- Rosenzweig, J. A. & Koch, P. D. (1988). The US dollar and the ‘Delayed J-curve’. *Economic Review*, Federal Reserve of Atlanta.
- 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.
- Silva, S. D. & Moura, G. (2005). *Is There a Brazilian J–Curve?*, CSC working paper, 20-39.
- 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.
- 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.