فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال پانزدهم، شماره ۴۵، زمستان ۱۳۸۹، صفحات ۱۰۲-۷۷

بررسی اثر کاهش ارزش پول ملّی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری (روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی)

دکتر علیرضا کازرونی* و هادی مجیری**

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

این مطالعه به صورت تجربی، پویایی اثر منحنی *J* دو جانبه بین ایران و شش شریک منتخب تجاری‌اش (چین، فرانسه، آلمان، کره جنوبی، سوئیس و امارات متحده عربی) را با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵- ۱۹۷۹ بررسی می‌کند. اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش ریال بر تراز تجاری بین ایران و شش شریک تجاری‌اش با استفاده از روش اقتصاد سنجی الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1] و الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد گردیده و پایداری مدلهای بلندمدت تراز تجاری نیز با استفاده از آزمونهای ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMSQ بررسی شده است. نتایج تجربی دلالت بر این دارد که وجود اثر منحنی *J* در کوتاه‌مدت، بین ایران با چین و امارات تأیید گردیده در حالیکه در مورد سایر کشورها (فرانسه، آلمان، کره جنوبی و سوئیس) مصداق ندارد. مضاف بر اینکه در بلندمدت، وجود منحنی *J* تنها بین ایران با امارات مورد تأیید قرار گرفته و در مورد سایر کشورهای مورد مطالعه رد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: اثر منحنی *J*، ایران، نرخ ارز واقعی، تراز تجاری، ARDL.
طبقه‌بندی JEL: C22، F14، F31.

* استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز Kazerooni@tabrizu.ac.ir
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز HM1362@gmail.com

1. Auto Regressive Distributed Lag Model (ARDL)

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

ابزارهای مداخلات ارزی دولتها مختلف می باشند. از جملهٔ آنها می‌توان به کاهش ارزش خارجی پول ملّی[1]، افزایش ارزش خارجی پول ملّی[2]، سیستم‌های چند نرخی ارز و غیره اشاره کرد. دولتها برای ایجاد تعادل خارجی از این ابزارهای ارزی استفاده می‌کنند که به عنوان بخشی از مجموعهٔ تدابیر اقتصادی دولت، جهت بهبود در وضعیت تراز پرداخت‌های کشور مطرح می باشند. تقلیل ارزش خارجی پول ملی، اغلب از اجزاء مهم برنامه‌های تعدیل ساختاری، خصوصاً از عوامل تدارک دیده شده توسط صندوق بین‌المللی پول[3] و بانک جهانی[4] است.

طرفداران کاهش ارزش پول معتقدند که کاهش ارزش پول ملّی، موجب افزایش تولید و در نتیجه بالا رفتن سطح اشتغال، درآمد، صادرات و همچنین بهبود وضعیت تراز تجاری[5] می‌شود و کسری تراز پرداخت‌ها[6] را جبران می کند. اما در سال ۱۹۷۲ تراز تجاری ایالات متحده با تضعیف ارزش دلار نه تنها بهبود نیافت، بلکه بدتر نیز شد. از اینرو محققان بر آن شدند تا اثرات کوتاه مدت و بلندمدت تضعیف ارزش پول ملی بر تراز تجاری را مشخص نمایند. در این راستا دو روش اصلی برای بررسی اثرات تغییرات نرخ ارز روی تراز تجاری پیشنهاد شده است: روش اول، رهیافت کشش مارشال ـ لرنر[7] بوده که تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری را آنی دانسته و تحلیلی ایستا از آن ارائه می‌دهد. اما رهیافت دوم که موسوم به اثر منحنی J می باشد برخلاف

1. Depreciation
2. Appreciation
3. International Monetary Found (IMF)
4. World Bank (WB)
5. Trade Balance
6. Balance of Payments

۷ . بر اساس شرط مارشال لرنر، مشروط بر اینکه کشش‌های عرضه صادرات و تقاضای وادرات کشور خودی بی‌نهایت باشد، در این صورت تأثیر کاهش ارزش پول داخلی بر تراز تجاری به صورت رابطه $\frac{dCA}{dS} = M(\eta_X + \eta_M - ۱)$ محاسبه می‌شود. در این رابطه در صورتی تراز تجاری با کاهش اررزش پول داخلی بهبود پیدا می‌کند که مجموع قدر مطلق کشش‌های تقاضای صادرات و واردات بزرگتر از یک باشد ($|\eta_X| + |\eta_M| > ۱$). از طرف دیگر زمانی که کشش‌های عرضه صادرات و واردات کمتر از بی‌نهایت باشد (شرط بیکردایک، رابینسون و متزلر)، در آن صورت تأثیر کاهش ارزش پول داخلی بر تراز تجاری به صورت رابطه $\frac{dCA}{dS} = \frac{\varepsilon_x(\eta_x - ۱)}{\varepsilon_X + \varepsilon_M} + \frac{\eta_M(\varepsilon_M + ۱)}{\eta_M + \varepsilon_M}$ محاسبه می‌شود. در این رابطه، S، نرخ ارز (ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی) و ε_M و ε_x به ترتیب معرف کشش عرضه صادرات و واردات کشور خودی و η_X و η_M کشش تقاضای صادرات کشور خودی و کشش تقاضای وادرات کشور خودی می‌باشند (Pilbeam,2006).

Archive of SID

www.SID.ir

روش قبلی بیان می‌کند که عکس‌العمل تراز تجاری در قبال تغییرات نرخ ارز نه تنها آنی نبوده، بلکه جنبهٔ پویا داشته و ممکن است در طی دوره‌ای از زمان به وقوع بپیوندد.

بررسی تجارت خارجی ایران (میزان صادرات غیرنفتی و واردات کالا) طی سال های اخیر مبین این بوده است که تراز تجاری غیرنفتی کشور همواره منفی بوده، به طوری که کسری تراز تجاری ایران در سال ۱۳۸۵ به ۲۸/۷۲۵۷ میلیارد دلار رسیده است. همچنین در این سال، ایران با ۸۹ کشور دارای تراز تجاری منفی و با ۹۰ کشور دیگر دارای تراز تجاری مثبت بوده است.[۱]

در ایران نیز همانند برخی کشورهای در حال توسعه، کاهش ارزش خارجی پول ملّی با اهداف اقتصادی مختلفی طراحی شده است که در این تحقیق اثرات آن در جهت نیل به هدف، یعنی بهبود در وضعیت تراز تجاری ایران با شرکای تجاری منتخب (چین، فرانسه، آلمان، کره جنوبی، سوئیس و امارات متحده عربی)[۲] با رویکرد اثر منحنی J و استفاده از روش ARDL در دورهٔ زمانی ۲۰۰۵ ـ ۱۹۷۹ بررسی می شود.

در این راستا، سازماندهی مقاله به این شکل می‌باشد: بخش دوم به مرور ادبیات تحقیق می‌پردازد. در بخش سوم ضمن ارائه مدل اقتصادسنجی تحقیق و روش تخمین آن، نتایج تجربی بدست آمده نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد. بخش آخر نیز اختصاص به بیان نتایج و پیشنهادات سیاستگذاری دارد.

۲. ادبیات تحقیق

۲-۱. مبانی نظری اثر منحنی J[۳]

برای اولین بار مگی این پدیده را با فرض برقراری شرط مارشال ـ لرنر[۴] این گونه تفسیر نمود: «تضعیف پول ملی ابتدا وضعیت حساب جاری[۵] را بدتر می کند، چون با تضعیف پول ملی مقدار حقیقی حجم صادرات و واردات تغییر نمی کند ولی واردات نسبت به قبل گرانتر می‌شود و لذا وضعیت تراز تجاری بدتر می‌شود. با گذشت زمان هم تولیدکنندگان و هم مصرف کنندگان نسبت به تضعیف پول ملی واکنش نشان داده و مقادیر صادرات و واردات بر اساس قیمت نسبی کالاهای

۱. گمرک جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی سال، (۱۳۸۵).

۲. دلیل انتخاب کشورهای مذکور این است که به طور متوسط بیش از ۵۴ درصد کل کسری تراز تجاری و حدود ۵۸/۹۵ درصد از کل سهم تجارت خارجی ایران در دورهٔ زمانی مورد مطالعه با این کشورها می‌باشد.

3. J – Curve Effect Approach
4. Marshal – Lerer Condition
5. Current Account

Archive of SID

www.SID.ir

داخلی شروع به تعدیل کرده و وضعیت تراز تجاری رو به بهبودی می‌نهد. 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 J می باشد، اثر منحنی J نامیده می‌شود».[1]

کاهش ارزش پول ملی دارای دو اثر مقداری و ارزشی می‌باشد. تأثیر مقداری کاهش ارزش پول نمایانگر افزایش میزان صادرات و کاهش واردات است و تأثیر ارزشی آن نشانگر افزایش هزینهٔ واردات بر حسب پول داخلی می‌باشد. در عمل مشاهده می‌شود که تأثیر ارزشی که منجر به بدتر شدن تراز تجاری می گردد، ممکن است قبل از تأثیر مقداری که باعث بهبود تراز تجاری می‌شود، اتفاق افتد. برای مثال فرض کنید که ارزش ریال کاهش یابد، کالاهای صادراتی ایران برای مدتی همان‌هایی خواهند بود که قبل از کاهش ارزش پول سفارش شده‌اند و چنانچه قیمت این قبیل از کالاها در زمان سفارش به ریال تعیین شده باشد، دریافتی های حاصل از صادرات در مقابل کاهش ارزش پول فوراً عکس‌العمل نشان نمی‌دهند و ثابت باقی می‌مانند. اما کالاهای وارداتی که قبل از کاهش ارزش پول سفارش شده بودند، قیمت بسیاری از آنها بر حسب پول خارجی تعیین شده که در نتیجهٔ کاهش ارزش ریال، هزینهٔ ریالی آنها افزایش خواهد یافت. پس از سپری شدن دورهٔ مزبور، هنگامی که قراردادهای جدید منعقد می‌شوند، صادرات و واردات نسبت به کاهش ارزش پول واکنش نشان می‌دهند که البته هر گونه بهبود در تراز پرداخت‌ها به پایداری و ثبات بازار ارز و برقراری شرط مارشال ـ لرنر بستگی دارد. وضعیت مزبور چنانچه گفته شد به اثر منحنی J مشهور است؛ زیرا در صورت وقوع وضعیت یاد شده، منحنی مازاد تجاری به صورت J مانند رسم خواهد شد.[2]

۲-۲. مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات تجربی، اثر منحنی J را به دو صورت مورد بررسی قرار داده‌اند: نخست مقالات اولیه‌ای که داده‌های کلّ تجارت را مدنظر قرار می‌دادند و دوّم، مقالات اخیراً منتشر شده بر داده‌های تجارت دو جانبه تأکید نموده[3] که از جمله می‌توان به مطالعات بهمنی اسکوئی و بروکس[4]، اشاره نمود. در این مطالعات همزمان تراز تجاری یک کشور می‌تواند با یک شریک تجاری بهبود یافته

1. Magee, (1973)

۲. رحیمی بروجردی، (۱۳۷۶).

3. Bilateral trade

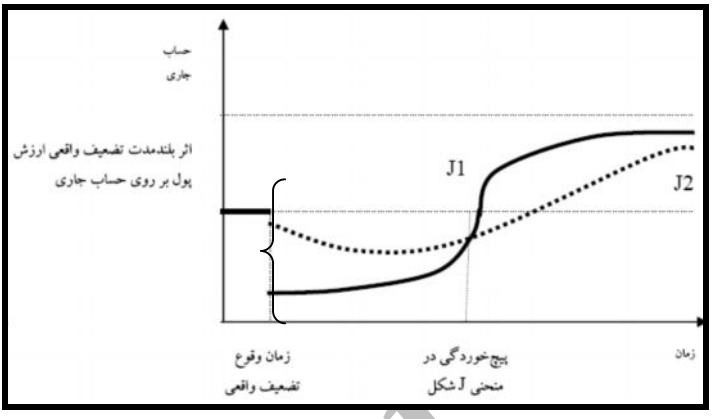
4. Bahmani-Oskooee, M. and T.J. Brooks, (1999)

Archive of SID

www.SID.ir

و با شریک دیگر بدتر شود. همچنین در تحلیل‌های تجارت دو جانبه، در کنار کاهش تورش تجمیع[۱]، نیازی به استفاده از متغیر جانشین «درآمد بقیّهٔ دنیا» نیز وجود ندارد.[۲]

نمودار ۱. اثر منحنی *J*[۳]



۲-۲-۱. مطالعات خارجی

رابطهٔ بین تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری برای بسیاری از کشورها مورد بررسی قرار گرفته است. آنچه از مجموع این مطالعات برمی‌آید، عدم وجود یک اجماع کلی در ارتباط با موضوع مطروحه است. بدین ترتیب که مطالعات انجام شده، بعضاً به نتایج کاملاً متفاوتی رسیده‌اند. در ادامه برای آشنایی بیشتر با فضای ادبیات تجربی رابطهٔ نرخ ارز و تراز تجاری، با توجه به حجم زیاد مطالعات، تعدادی از مطالعات خارجی انجام شده که هم به لحاظ نگرش تئوریک و هم به لحاظ نمونه‌های انتخابی متنوع می‌باشند، ارائه می‌شود.

ویلسون (۲۰۰۱)[۴] در مطالعه‌ای وجود اثر منحنی *J* دو جانبه بین سنگاپور، مالزی و کره را با آمریکا و ژاپن آزمون کرد. وی با استفاده از رهیافت VAR و داده‌های سالانهٔ دورهٔ زمانی ۱۹۹۶-

---

۱. هر گاه با یک کاسه کردن داده‌های آماری واحدهای جزئی اقتصاد، به روابط کلی بین متغیرها در اقتصاد دست یابیم، الزاماً این نتایج قابل تعمیم به نتایج حاصل از مشاهدات هر یک از واحدهای جزئی اقتصاد نبوده و میانگین نتایج واحدهای جزئی متفاوت از نتایج کلی باشد، اصطلاحاً این پدیده را تورش تجمیع (Aggregation Bias) گویند.

2. Rose, A.K. and J.L. Yellen, (1989)

۳. *J*۱ (منحنی پررنگ) مربوط به اثر منحنی *J* کوتاه‌مدت و *J*۲ (منحنی نقطه‌چین) مربوط به اثر منحنی *J* بلندمدت می‌باشد.

4. Wilson, P., (2001)

Archive of SID

www.SID.ir

۱۹۷۰ واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری را نسبت به تضعیف ارزش پول ملی بررسی کرد. نتایج، وجود اثر منحنی J را تأیید نکرد.

بهارومشاه (۲۰۰۱)[1] با استفاده از مدل VAR و داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶-۱۹۸۰ به بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر تراز تجاری دو جانبهٔ مالزی و تایلند با آمریکا و ژاپن پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه وجود اثر منحنی J را مورد تأیید قرار نمی‌دهد.

بهمنی اسکویی و کانتی پونگ (۲۰۰۱)[2] در مطالعه‌ای با عنوان منحنی J دو جانبه بین تایلند و شرکای تجاری آن، با استفاده از داده‌های دو جانبهٔ فصلی دورهٔ زمانی ۱۹۹۷ - ۱۹۸۴ و به کارگیری روش ARDL به بررسی واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری تایلند نسبت به تضعیف ارزش پول ملی آن پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که اثر منحنی J تنها میان کشورهای تایلند و ژاپن و تایلند و ایالات متحدهٔ آمریکا مشاهده می‌شود.

لی و چین (۲۰۰۲)[3] با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ ـ ۱۹۷۹ و رهیافت VAR، منحنی J را برای ۷ کشور مورد ارزیابی قرار دادند. نتیجهٔ تحقیق عدم وجود اثر منحنی J را در این کشورها نشان می‌دهد.

لال و لوئینگر (۲۰۰۲)[4] در مطالعه ای با عنوان منحنی J برای کشورهای آسیای شرقی، با استفاده از داده‌های دو جانبهٔ فصلی دورهٔ زمانی ۱۹۹۸ـ۱۹۸۰ و تحلیل هم‌انباشتگی، وجود اثر منحنی J را مورد تأیید قرار داده و نشان دادند که به لحاظ دورهٔ تأثیرگذاری و شدت تأثیر، اختلاف معنی‌داری بین کشورها وجود دارد.

هکر و هاتمی (۲۰۰۳)[5] با استفاده از تابع واکنش آنی و با به کارگیری داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ ـ ۱۹۷۷ وجود منحنی J را برای ۵ کشور اروپای شمالی[6] مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که وجود اثر منحنی J برای هر ۵ کشور تأیید می‌شود.

آرورا، بهمنی اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳)[7] در مطالعه ای با عنوان منحنی J دو جانبه بین هند هند و شرکای تجاری‌اش، با استفاده از داده‌های دو جانبه فصلی دورهٔ زمانی ۱۹۹۸ـ ۱۹۷۷ و روش

1. Baharumshah, A.Z., (2001)
2. Bahmani-Oskooee, M. and T. Kantipong, (2001)
3. Lee, J. and M.D. Chinn, (2002)
4. Lal, A.K. and T.C. Lowinger, (2002)
5. Hacker, R.S. and A. Hatemi, (2003)

۶. بلژیک، دانمارک، هلند، نروژ و سوئد.

7. Arora, S.Bahman-Oskooee, M. and G.G. Goswami, (2003)

Archive of SID

www.SID.ir

ARDL وجود اثر منحنی J را تنها میان هند با کشورهای استرالیا، آلمان، ایتالیا و ژاپن تأیید کردند.

بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۴b)[1] وجود منحنی J دو جانبه را بین آمریکا و ۱۸ شریک تجاری‌اش با استفاده از داده‌های فصلی و به کارگیری روش ARDL در دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۵ مورد آزمون قرار دادند. آنها لگاریتم صادرات بر واردات را به عنوان متغیر وابسته و درآمد داخلی، درآمد شرکای تجاری و نرخ ارز واقعی دو جانبه را به عنوان متغیر مستقل وارد مدل کرده و به این نتیجه رسیدند که اثر منحنی J دو جانبه تنها بین آمریکا با ۱۱ شریک تجاری‌اش مشاهده می‌شود.

بهمنی اسکویی، گوسوامی و تالوکدر (۲۰۰۵)[2] با استفاده از مدل تحلیل هم‌انباشتگی و داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۲۰۰۱ ـ ۱۹۷۳ به بررسی واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری دو جانبهٔ استرالیا و ۲۳ شریک تجاری‌اش نسبت به تضعیف ارزش پول ملی آن پرداختند. بر اساس نتایج این مطالعه، اثر منحنی J تأیید نمی‌شود.

مورا و داسیلوا (۲۰۰۵)[3] در مطالعهٔ خود تحت این عنوان که آیا منحنی J در برزیل وجود دارد؟ با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۲۰۰۳ ـ ۱۹۹۰ و به کارگیری روش VAR به بررسی واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری نسبت به تضعیف پول ملی پرداختند. آنها شواهدی برای تأیید اثر منحنی J نیافتند.

بیک (۲۰۰۶)[4] در مطالعهٔ خود تحت عنوان اثر منحنی J در تجارت تولیدات جنگلی بین آمریکا و کانادا، با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵ـ ۱۹۸۹ و رهیافت ARDL، به شواهد بسیار اندکی برای تأیید وجود اثر منحنی J بین تجارت تولیدات جنگلی آمریکا با کانادا دست یافت.

بهمنی اسکویی و اردلانی (۲۰۰۷)[5] در مطالعهٔ خود وجود اثر منحنی J را در ۶۶ بخش صنعتی ایالات متحدهٔ آمریکا آزمون کردند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۱ و به کارگیری روش VAR به این نتیجه رسیدند که فقط در ۶ مورد اثر منحنی J تأیید می‌شود و کاهش ارزش دلار در ۲۲ مورد اثر بلندمدت داشته است.

1. Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha, (2004b)
2. Bahmani-Oskooee, M., G.G. Goswami and B.K. Talukdar, (2005)
3. Moura, G. and S. Da Silva, (2005)
4. Beak, J., (2006)
5. Bahmani- Oskooee, M. and Z. Ardalani, (2007)

Archive of SID

www.SID.ir

بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۷)[1] وجود اثر منحنی Jدو جانبه برای سوئد و ۱۷ شریک تجاری آن را مورد آزمون قرار دادند. آنها از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵ ـ ۱۹۸۰ و روش VAR جهت بررسی واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری نسبت به تضعیف ارزش پول ملی استفاده کردند. بر اساس نتایج این مطالعه در ۱۴ کشور، تضعیف ارزش کرون اثر کوتاه‌مدت و معنی‌داری بر تراز تجاری داشته است و وجود اثر منحنی J فقط در ۵ کشور تأیید شده است.

خلیجی اوغلو (۲۰۰۷)[2] در مطالعه‌ای با عنوان منحنی Jدو جانبه بین ترکیه و ۱۳ شریک تجاری‌اش، با استفاده از داده‌های دو جانبه و سالانهٔ دورهٔ زمانی ۲۰۰۵ ـ ۱۹۸۵ و روش ARDL نشان داد که اثر منحنی J بین ترکیه با هیچ کدام از شرکای تجاری‌اش مشاهده نمی‌شود. استفاده از آزمون های CUSUM و CUSUMSQ نیز استحکام روابط تجاری را در ۸ کشور تأیید می‌کند.

آفتاب و خان (۲۰۰۸)[3] در تحقیقی تحت عنوان اثر منحنی Jدو جانبه بین پاکستان و شرکای تجاری‌اش، با استفاده از داده‌های فصلی دو جانبه برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۵ ـ ۱۹۸۰ و به کارگیری روش ARDL به بررسی عکس‌العمل کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری پاکستان نسبت به تضعیف پول ملی در مقابل ۱۲ شریک تجاری‌اش پرداخته و به این نتیجه رسیدند که اثر منحنی J مشاهده نمی‌شود.

همانطور که ملاحظه می‌شود، برآیند کلی مطالعات خارجی حاکی از این می‌باشد که با به کارگیری روش‌های مختلف اقتصادسنجی، وجود اثر منحنی Jبین یک کشور با شرکای عمدهٔ تجاری‌اش تأیید نمی‌شود.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

رحیمی بروجردی (۱۳۷۲) با استفاده از داده‌های سالانهٔ دوره‌های زمانی ۱۳۶۸- ۱۳۴۵، ۱۳۶۸- ۱۳۵۳ و ۱۳۶۸- ۱۳۵۷، مطالعه‌ای را در مورد تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر تراز پرداخت‌های ایران انجام داده است. نتایج تحقیق مؤید برقراری هر دو شرط مارشال ـ لرنر و مارشال ـ لرنر تعمیم یافته برای تمامی دوره‌ها می‌باشد. به عبارتی دیگر، سیاست کاهش ارزش پول ملی کشور توانسته است کسری تجاری را تقلیل داده و تراز پرداخت‌های کشور را بهبود بخشد.

1. Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha, (2007)
2. Halicioglu, F., (2007)
3. Aftab, Z. and S. Khan, (2008)

Archive of SID

www.SID.ir

بهمنی اسکوئی (۱۳۷۲) در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران، اثرات کاهش ارزش ریال را روی تولید داخلی، تورم و موازنهٔ تجاری با استفاده از داده‌های سالانه برای دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ ـ ۱۹۵۹ بررسی کرده است. وی با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی متقابل و مدل تصحیح خطا، نشان می‌دهد که کاهش ارزش ریال تأثیر مثبت روی تراز تجاری داشته است.

نیلی (۱۳۷۶) با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی و داده‌های سالانهٔ دورهٔ زمانی ۱۳۷۴ ـ ۱۳۳۸ نشان داد که نرخ ارز واقعی، قیمت نسبی انرژی و نرخ سود واقعی تسهیلات بانکی، سه متغیر مرتبط با یکدیگرند که نقش مؤثری در تعیین نرخ رشد اقتصادی و بهبود تراز پرداخت‌ها دارند. نتایج این تحقیق مؤید تأثیرگذاری نرخ ارز واقعی بر تجارت خارجی است. به طوری که افزایش نرخ ارز واقعی موجب افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش واردات می‌شود.

رحیمی بروجردی (۱۳۷۶) در مطالعه‌ای با عنوان ارز و صادرات غیرنفتی، برای بررسی اثر سیاست‌های ارزی بر تجارت خارجی، از داده‌های سالانه دورهٔ زمانی ۱۳۷۳-۱۳۴۵ و یک الگوی VAR استفاده کرده است. نتایج حاصل از تخمین معادلات به این صورت است که در معادلهٔ واردات، تنها وقفهٔ نرخ ارز واقعی به طور خفیف تغییرات واردات را توضیح می‌دهد.

اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان پویایی‌های تراز تجاری، بررسی منحنی J شکل رابطهٔ تجاری ایران با آلمان، با استفاده از تکنیک‌های عکس‌العمل تکانه‌ای و تجزیه واریانس، در قالب الگوهای تصحیح خطا و ARDL به بررسی نحوهٔ عکس‌العمل و پویایی‌های تراز تجاری (کالایی) ایران با آلمان نسبت به تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی (یورو ـ ریال) در دورهٔ زمانی ۲۰۰۴ ـ ۱۹۹۵ پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از عدم تأیید وجود اثر منحنی J بین تراز تجاری و نرخ ارز مؤثر واقعی طی دورهٔ مورد بررسی می‌باشد. مزیت این تحقیق نسبت به مطالعات داخلی پیشین را نیز می‌توان به صورت زیر برشمرد:

۱. متفاوت و جدید بودن دورهٔ زمانی تحقیق (۲۰۰۵ ـ ۱۹۷۹)؛
۲. استفاده از داده‌های دوجانبه[1] بین ایران و شش شریک تجاری‌اش
۳. تعریف شاخص تراز تجاری به صورت نسبت صادرات به واردات و محاسبهٔ نرخ ارز واقعی به صورت متقاطع و بر حسب شاخص قیمت عمده‌فروشی (PPI)؛
۴. به کارگیری آزمونهای ثبات ساختاری برای بررسی استحکام نتایج بلندمدت.

1. Bilateral Data

Archive of SID

www.SID.ir

۳. معرفی مدل اقتصادسنجی و روش تخمین

با مروری بر ادبیات موضوع، می‌توان مدل زیر را برای بررسی وجود اثر منحنی J بین ایران و شش شرکای تجاری منتخبش در بلندمدت ارائه کرد:[۱]

$$LnTB_{j,t} = b_0 + b_1 LnY_{IR,t} + b_2 LnY_{j,t} + b_3 LnREX_{j,t} + U_t \qquad (۱)$$

که در آن شرح متغیرها به صورت زیر است:

TBj: شاخص تراز تجاری ایران در برابر شریک تجاری j؛

این متغیر به صورت نسبت صادرات به واردات[۲] در مدل ملحوظ می‌شود.

$$TB_j = \frac{EX_j}{IM_j} \qquad (۲)$$

EX_j: ارزش صادرات ایران به کشور j بر حسب میلیون دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰؛

IM_j: ارزش واردات ایران از کشور j بر حسب میلیون دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ می‌باشد.

Y_{IR}: تولید ناخالص داخلی ایران بر حسب میلیون دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰؛

Y_j: تولید ناخالص داخلی کشور j بر حسب میلیون دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰؛

REX_j: نرخ ارز واقعی دو جانبه بین ریال ایران و پول رایج هر یک از شرکای تجاری‌اش می‌باشد. این متغیر بر اساس شاخص قیمت عمده‌فروشی (PPI) و به صورت متقاطع محاسبه می‌شود.

$$REX_{PPI} = NER.(PPI_j / PPI_{IR}) \qquad (۳)$$

PPI_j: شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت کشورهای منتخب (عمده‌فروشی)؛

PPI_{IR}: شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت ایران (عمده‌فروشی)؛

---

۱. این مدل برگرفته از مقالهٔ زیر می‌باشد:

Bahmani-Oskooee, M. and T. Kantipong, (2001), "Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partners"

۲. معمولاً تراز تجاری یک کشور به صورت تفاوت بین ارزش صادرات و واردات کالاها و خدمات تعریف می‌شود. اما در صورتی که تابع تراز تجاری به صورت لگاریتمی بیان شود، در این صورت تحت شرایطی که تراز تجاری منفی شود، لگاریتم ارزش صادرات منهای وادرات قابل محاسبه نخواهد بود. لذا در چنین مواردی بهتر است شاخص تراز تجاری به صورت نسبت ارزش صادرات به واردات بیان شود. تا لگاریتم گیری این شاخص با مشکل مواجه نشود

Archive of SID

www.SID.ir

NER: تعداد واحدهای پول داخلی در مقابل یک واحد از پول شرکای تجاری

کاربرد نرخ ارز متقاطع (CER)[1]

از آنجا که یکی از مهم‌ترین محدودیتهای این تحقیق عدم انتشار نرخ‌های مستقیم ارز با شرکای تجاری منتخب در بولتن‌های بین‌المللی می‌باشد، لذا به منظور رفع این مشکل، نرخ ارز واقعی به صورت غیرمستقیم و یا متقاطع حساب شده است. به عبارتی دیگر، نرخ مبادله بین دو پول (به عنوان مثال یوان چین و ریال ایران) می‌تواند از طریق نرخ‌های برابری این دو پول بر حسب پول سوم (دلار) تعیین شود.

$$\text{ارزش یوان چین به ریال ایران} = \frac{\text{ارزش یوان چین به دلار آمریکا}}{\text{ارزش ریال ایران به دلار آمریکا}}$$

برای نشان دادن وضعیت واقعی اقتصاد ایران، متغیر مجازی[2] (D_W) برای سالهایی که کشور درگیر جنگ تحمیلی بود (۱۳۶۷ ـ ۱۳۵۹)، نیز به مدل اضافه می‌شود.

برای تعیین علامت‌های انتظاری ضرایب متغیرها، هیچ پیش‌بینی قبلی دربارهٔ b_1 و b_2 وجود ندارد چرا که آنها کاملاً تجربی هستند. اگر افزایش در Y_{IR} واردات را افزایش داده باشد؛ انتظار می‌رود که b_1 منفی تخمین زده شود. ممکن است افزایش در Y_{IR} باعث استفادهٔ ایران از سیاست جایگزینی واردات شده باشد، در این صورت b_1 مثبت می‌شود. از آنجا که با افزایش درآمد کشورهای خارجی، ممکن است صادرات ایران به آن کشورها افزایش یافته باشد، b_2 مثبت خواهد بود. ولی اگر افزایش درآمد این کشورها باعث استفادهٔ آنها از سیاست تولید کالاهای جانشین واردات در قبال کالاهای صادراتی ایران شده باشد، ممکن است b_2 منفی برآورد شده و صادرات ایران کاهش یافته باشد. در نهایت نیز برای اثبات وجود اثر منحنی J در بلندمدت تفسیر این گونه خواهد بود: اگر افزایش نرخ ارز باعث افزایش نسبت حجم صادرات به واردات شده باشد، در آن صورت b_3 مثبت برآورد خواهد شد؛ به این معنی که با افزایش نرخ ارز وضعیت تراز تجاری بهبود یافته است. لذا می‌توان وجود اثر منحنی J را در بلندمدت تأیید کرد.[3]

---

1. Cross Exchange Rate (CER)

۲. مقدار این متغیر برای سال‌های جنگ یک ($D=1$) و برای بقیهٔ سال‌ها صفر ($D=0$) می‌باشد.

3. Halicioglu, F., (2007)

Archive of SID

www.SID.ir

دورهٔ زمانی این تحقیق فاصلهٔ سالهای ۲۰۰۵- ۱۹۷۹ می‌باشد. آمار و ارقام مربوط به این متغیرها، از طریق گمرک ایران (آمار صادرات و واردات متقابل برای محاسبهٔ شاخص تراز تجاری) و IFS[1] (آمارهای مربوط به PPI[2]، NER[3] برای محاسبهٔ RER و GDP کشورهای مورد مطالعه) جمع‌آوری شده است.

٤. روش تخمین و تحلیل نتایج تجربی تحقیق

در این مطالعه با توجه به حجم نمونه مورد مطالعه و به منظور برآوردهای نسبتاً بدون تورش[4] از ضرایب بلندمدت مدل از روش هم‌انباشتگی ARDL[5] استفاده شده است. قبل از بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، لازم است مرتبه پایایی متغیرها تعیین شده و سپس الگوی پویای کوتاه‌مدت جهت بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی تخمین زده شود. نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل به جزء نرخ‌های واقعی ارز دو جانبه کشورها با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا گردیده و متغیر نرخ واقعی ارز بین کشورها با دو مرتبه تفاضل‌گیری پایا شده است[6]. از آنجا که یکی از مزایای روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی نسبت به سایر روشهای هم‌انباشتگی و بویژه روش جوهانسن- جوسیلیوس، عدم نگرانی در خصوص پایایی متغیرها است. بنابراین بدون در نظر گرفتن پایایی متغیرها در سطح و یا تفاضل مرتبه اول، می‌توان تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست آورد.

علاوه بر این از آنجا که جهت تأیید وجود اثر منحنی *J* باید الگویی به کار گرفته شود که نتایج آن قابلیت تحلیل در کوتاه‌مدت و بلندمدت را داشته باشد[7]، لذا استفاده از رهیافت ARDL مطمئن‌ترین روش برای تخمین همگرایی بین متغیرهای مدل خواهد بود.

در ادامه و با توجه به نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق به بررسی تابع تراز تجاری دو جانبه بین ایران با شش شرکای تجاری منتخب آن با استفاده از الگوی *ARDL* پرداخته می‌شود. از

1. International Financial Statistics (IFS)
2. Producing Price Index
3. Nominal Exchange Rate

۴. یکی از مزایای روش ARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی این است که برای نمونه‌های با حجم اندک برآورد نسبتاً بدون تورشی از ضرایب ارائه می‌نماید. برای مطالعه بیشتر در این زمینه نگاه کنید به: نوفرستی (۱۳۷۸).

5. Auto Regressive Distributed Lag

۶. نتایج آزمونهای ریشه واحد متغیرهای مدل در پیوست مقاله ارائه شده است.

۷. یادآوری می‌شود که بر اساس تئوری، کاهش ارزش پول با وقفه‌های زمانی بر تراز پرداخت‌ها اثر می‌گذارد؛ لذا هم اثر کوتاه‌مدت و هم اثر بلندمدت دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

اینرو الگوی پویای زیر به منظور تفسیر رفتار تراز تجاری دو جانبه بین ایران با شرکای تجاری منتخب در کوتاه‌مدت در نظر گرفته شده است.

$$LnTB_{j,t} = b_0 + \sum_{i=1}^{n_1} b_{1i} LnTB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} b_{2i} LnY_{IR,t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} b_{3i} LnY_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} b_{4i} LnREX_{j,t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن شرح متغیرها به صورت زیر است:

TB_j: شاخص تراز تجاری ایران در برابر شریک تجاری j می‌باشد و به صورت نسبت صادرات ایران به کشور j به وارداتش از آن کشور بیان می‌شود.

Y_{IR}: تولید ناخالص داخلی ایران بر حسب میلیون دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰؛

Y_j: تولید ناخالص داخلی کشور j بر حسب میلیون دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰؛

و REX_j: نرخ ارز واقعی دو جانبه بین ریال ایران و پول رایج هر یک از شرکای تجاری‌اش می‌باشد. تمامی متغیرهای مذکور به صورت لگاریتمی و واقعی به کار برده می‌شوند.

برای تعیین علامت‌های انتظاری ضرایب متغیرها ـ همانطور که قبلاً هم اشاره شد ـ هیچ پیش‌بینی قبلی دربارهٔ b_{2i} و b_{3i} وجود ندارد چرا که آنها کاملاً تجربی هستند. اگر افزایش در Y_{IR} واردات را افزایش داده باشد؛ انتظار می‌رود که b_{2i} منفی تخمین زده شود. ممکن است افزایش در Y_{IR} باعث استفادهٔ ایران از سیاست تولید کالاهای جانشین واردات شده باشد، در این صورت b_{2i} مثبت خواهد شد. از آنجا که با افزایش درآمد کشورهای خارجی، ممکن است صادرات ایران به آن کشورها افزایش یافته باشد، b_{3i} مثبت خواهد بود. ولی اگر افزایش درآمد این کشورها باعث استفادهٔ آنها از سیاست جایگزینی واردات در قبال کالاهای صادراتی ایران شده باشد، ممکن است b_{3i} منفی برآورد شده و صادرات ایران کاهش یافته باشد. در نهایت نیز برای اثبات وجود اثر منحنی J در کوتاه‌مدت تفسیر این گونه خواهد بود: اگر در وقفهٔ صفر افزایش نرخ ارز نسبت حجم صادرات به واردات (شاخص تراز تجاری) را کاهش داده باشد، b_{4i} منفی برآورد خواهد شد، یعنی اینکه افزایش نرخ ارز وضعیت تراز تجاری را بدتر کرده است. حال اگر در وقفهٔ یک، باز هم همین شرایط حاکم باشد، b_{41} باز منفی برآورد خواهد شد که نشانگر بدتر شدن وضعیت تراز تجاری بعد از یک دوره وقفه می‌باشد. ولی اگر در وقفهٔ یک، عکس وضعیت فوق برقرار می‌شد (افزایش نرخ ارز نسبت حجم صادرات به واردات را افزایش می‌داد) در آن صورت b_{41}

Archive of SID

www.SID.ir

مثبت برآورد شده و بیانگر این می‌باشد که وضعیت تراز تجاری بعد از طی یک دوره وقفه بهبود یافته است. برقراری شرایط اخیر (یعنی بدتر شدن وضعیت تراز تجاری با افزایش نرخ ارز در وقفهٔ صفر و بهبود آن بعد از یک دوره وقفه) گواه وجود اثر منحنی J در کوتاه‌مدت می‌باشد. برای وقفه‌های بیشتر از یک نرخ ارز نیز می‌توان تفسیری شبیه تفسیر فوق را بیان نمود. به طور مثال، اگر افزایش نرخ ارز، وضعیت تراز تجاری را در وقفه‌های صفر و یک، بدتر کند (یعنی نسبت حجم صادرات به واردات را کاهش دهد) ولی در وقفهٔ دوم تراز تجاری رو به بهبود گذارد، باز اثر منحنی J تأیید خواهد شد. مسألهٔ اصلی در مدل‌های کوتاه‌مدت این است که بعد از تخریب وضعیت تراز تجاری، بایستی آثار بهبود آن بعد از طی چند دوره وقفهٔ کوتاه پدیدار شود تا بتوان بر وجود اثر منحنی J صحه گذاشت.[1]

با توجه به مدل $ARDL$ فوق، الگوی ECM ایران و شرکای تجاری‌اش به شرح زیر می‌باشد:

$$\Delta LnTB_{j,t} = \alpha_{0} + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_{1i} \Delta LnTB_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \alpha_{2i} \Delta LnY_{IR,t-i} + \sum_{i=1}^{n_3} \alpha_{3i} \Delta LnY_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \alpha_{4i} \Delta LnREX_{j,t-i} + \lambda ECM_{t-1} + U_t$$

برآورد مدل های کوتاه‌مدت با در نظر گرفتن حداکثر ۳ وقفه[2] برای هر متغیر آغاز می‌شود. قدم بعدی تعیین تعداد وقفهٔ بهینهٔ هر یک از متغیرها بر اساس یکی از چهار معیار $\overline{R}^2$، آکائیک (AIC)، شوارتز ـ بیزین (SBC) و حنان کوئین (HQC) می‌باشد. با توجه به اینکه حجم نمونه انتخابی کمتر از ۱۰۰ مشاهده (۲۶ مشاهده) بوده، و نیز اینکه معیار شوارتز ـ بیزین، کم‌هزینه‌ترین مدل را پیشنهاد می‌کند (یعنی در تعداد وقفه ها صرفه‌جویی می‌کند)[3]، از این معیار استفاده خواهد شد. بعد از تخمین تمامی روابط کوتاه‌مدت، با استفاده از آمارهٔ t بنرجی، وجود روابط بلندمدت بررسی شده و به برآورد آنها پرداخته می‌شود. سپس مدل ECM برای شاخص تراز تجاری ایران با تک تک کشورها برآورد شده و در آخر نیز با استفاده از آزمون‌های گرافیکی $CUSUM$ و $CUSUMSQ$، ثبات ساختاری مدل‌های بلندمدت بررسی خواهد شد.

---

1. Halicioglu, F., (2007)

۲. این تعداد وقفه، پیش فرض خود نرم‌افزار Microfit می‌باشد. ولی بعد از انجام آزمون پایایی برای بار اول، می‌توان تعداد وقفهٔ بهینه هر متغیر را با استفاده از یکی از چهار معیار مذکور تعیین کرد.

۳. نوفرستی، (۱۳۷۸)، ص ۴۷.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. ضرایب برآورد شدهٔ الگوی پویای کوتاه‌مدت

متغیرها / شور	وضعیت ضرایب	$LX_i(-1)$	$LX_i(-2)$	LY_{IR}	LY_j	$LY_i(-1)$	LZ_j	$LZ_i(-1)$	$LZ_i(-2)$	C	D_W	آمارهٔ F	$\overline{R}^2$	نتیجه
	ضرایب	-۰/۰۴	-	-۷/۲۶*	۱۰/۰۳*	-۷/۵۱	-۰/۵۵*	۰/۷۳*	-	۱۱۰*	-۰/۹۵*	۱۲/۶۵۰**	۰/۷۹۵	تأیید اثر منحنی J
چین	انحراف معیار	۰/۱۳۹	-	۱/۴۶	۳/۸۶	۳/۸۸	۰/۱۴۷	۰/۱۶۰	-	۲۹/۰۶	۰/۳۷۸	-		
	ارزش احتمال	۰/۷۶۲	-	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۰۷۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۲	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰		
	ضرایب	-۰/۰۱۵	-	-۵/۰۱۳	۱۰/۱۴۵	-	-۰/۵۸۳*	۰/۴۶۱	-	-۱۵۷/۶	۰/۰۱۷۲	۲/۳۴۰**	۰/۲۹۰	عدم تأیید اثر منحنی J
فرانسه	انحراف معیار	۰/۲۴۴	-	۲/۷۷۰	۵/۲۵۹	-	۰/۲۵۸	۰/۲۸۷	-	۱۲۶/۱۲	۰/۷۷۹	-		
	ارزش احتمال	۰/۹۴۹	-	۰/۰۸۸	۰/۰۷۱	-	۰/۰۳۷	۰/۱۲۶	-	۰/۲۲۸	۰/۹۸۳	۰/۰۶۷		
	ضرایب	-۰/۹۲۹*	-۰/۳۶۲*	-۲۰/۱۲۰*	-۴۳/۶۷۵*	۶۴/۸۴۹*	-۰/۰۴۰	-۱/۰۷۱*	-	-۹۸/۶۱۰	-۰/۲۸۷	۸/۲۱۴**	۰/۷۳۰	عدم تأیید اثر منحنی J
آلمان	انحراف معیار	۰/۲۱۵	۰/۱۴۹	۲/۹۰۶	۱۴/۱۷۴	۱۵/۶۴۳	۰/۲۸۸	۰/۲۸۷	-	۱۰۱/۷۶۸	۰/۷۸۰۷	-		
	ارزش احتمال	۰/۰۰۱	۰/۰۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۸۹۲	۰/۰۰۲	-	۰/۳۴۸	۰/۷۱۸	۰/۰۰۰		
	ضرایب	۰/۵۹۲*	-	-۱/۹۹۱	۰/۵۴۹	-	-۰/۴۱۲	۰/۵۶۴*	-	۳۵/۰۶۸	-۱/۲۹۳	۱۹/۷۴۵**	۰/۸۴۵	عدم تأیید اثر منحنی J
رهٔ جنوبی	انحراف معیار	۰/۱۷۳	-	۱/۷۸۶	۱/۰۱۳	-	۰/۲۳۸	۰/۲۳۵	-	۳۹/۹۲۱	۰/۶۴۹	-		
	ارزش احتمال	۰/۰۰۳	-	۰/۲۸۰	۰/۵۹۵	-	۰/۱۰۲	۰/۰۲۸	-	۰/۳۹۲	۰/۰۶۳	۰/۰۰۰		
	ضرایب	۰/۳۲۵	-	-۲/۰۴۴	۹/۲۱۱	-۰/۲۲۲	-۰/۴۷۶	۱/۱۵۶*	-۰/۹۹۰*	-۱۸۳/۲۰	۰/۲۰۵	۶/۳۷۹**	۰/۶۶۸	عدم تأیید اثر منحنی J
سوئیس	انحراف معیار	۰/۲۴۷	-	۳/۱۵۷	۱۰/۱۱۸	۱۲/۲۳۷	۰/۲۴۰	۰/۳۱۰	۰/۲۷۱	۱۱۰/۳۱۷	۰/۷۲۶	-		
	ارزش احتمال	۰/۲۰۸	-	۰/۵۳۱	۰/۳۷۷	۰/۹۸۶	۰/۰۶۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۱۱۸	۰/۷۸۲	۰/۰۰۱		
	ضرایب	۰/۰۸۲۷	-	۵/۳۳۲*	-۶/۴۸۹*	-	-۰/۵۸۴*	۱/۱۲۸۵*	-	۲۲/۹۰۱	-۰/۱۶۴	۹/۶۵۰**	۰/۷۱۶	تأیید اثر منحنی J
امارت	انحراف معیار	۰/۱۲۴	-	۱/۹۲۰	۱/۳۵۹	-	۰/۱۹۷	۰/۲۰۸	-	۳۸/۲۴۴	۰/۳۷۳	-		
حدهٔ عربی	ارزش احتمال	۰/۵۱۳	-	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	-	۰/۵۵۷	۰/۶۶۵	۰/۰۰۰		

منبع: نتایج تحقیق

* بیانگر معنی‌دار بودن ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد.

** مقدار این آماره، فرضیهٔ صفر بودن همزمان همهٔ ضرایب را رد می‌کند.

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت تراز تجاری ایران با هر یک از شرکای تجاری آن نشان می‌دهد که برای کشورهای چین و امارت متحده عربی وجود منحنی J تأیید شده و برای سایر کشورهای شریک تجاری ایران اثر منحنی J تأیید نمی‌شود. پس از برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت لازم است وجود رابطه بلندمدت بر اساس محاسبه مقدار آماره آزمون t و مقایسه آن با مقادیر بحرانی بنرجی، دولادو و مستر مورد آزمون قرار گیرد. نتایج در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت

کشور	مقدار آمارهٔ t محاسباتی	مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر	نتیجه
چین	-۷/۴۸۰*	-۳/۵۷	رابطهٔ بلندمدت وجود دارد.
فرانسه	-۴/۱۶۰*	-۳/۵۷	رابطهٔ بلندمدت وجود دارد.
آلمان	-۶/۳۰۰*	-۳/۵۷	رابطهٔ بلندمدت وجود دارد.
کرهٔ جنوبی	-۲/۳۶۰	-۳/۵۷	رابطهٔ بلندمدت وجود ندارد.
سوئیس	-۲/۷۳۰	-۳/۵۷	رابطهٔ بلندمدت وجود ندارد.
امارات متحدهٔ عربی	-۷/۴۰۰*	-۳/۵۷	رابطهٔ بلندمدت وجود دارد.

منبع: نتایج تحقیق

* بیانگر وجود رابطهٔ بلندمدت می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول فوق می‌توان بیان کرد که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برای ایران با کشورهای چین، فرانسه، آلمان و امارات متحده عربی وجود داشته در حالیکه رابطه هم‌انباشتگی بین ایران و کشورهای سوئیس و کره جنوبی برقرار نمی‌باشد. در ادامه با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی بین ایران با کشورهای چین، فرانسه، آلمان و امارات متحده عربی، به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخته می‌شود. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول ۳ می‌توان بیان کرد که متغیر تولید ناخالص داخلی ایران در معادله برآورد شده بین ایران و چین دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران می‌باشد. به عبارت دیگر کشش تراز تجاری نسبت به تولید ناخالص داخلی ایران برابر با ۶/۹۶- بوده که نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی، کسری تراز تجاری ایران به میزان ۶/۹۶ درصد افزایش می‌یابد. علاوه بر این کشش تراز تجاری ایران نسبت به تولید ناخالص داخلی چین برابر با

Archive of SID

www.SID.ir

۲۴/۱۸ بوده که نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی چین، تراز تجاری ایران به میزان ۲۴/۱۸ درصد بهبود پیدا می‌کند.

جدول ۳. تخمین ضرایب بلند مدت

متغیرها / کشور	وضعیت ضرایب	LY_{IR}	LY_j	LZ_j	C	D_W	نتیجه
چین	ضرایب	-۶/۹۶۸*	۲/۴۱۸*	۰/۱۷۳	۱۰۶/۲۹۴*	-۰/۹۱۶*	عدم تأیید وجود اثر منحنی J
	ارزش احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۱۴	۰/۰۰۲	۰/۰۲۳	
	انحراف معیار	۱/۳۳۸	۰/۴۴۱	۰/۱۳۴	۲۷/۸۴۰	۰/۳۶۴	
فرانسه	ضرایب	-۴/۹۳۵	۹/۹۸۸*	-۰/۱۲۰	-۱۵۵/۱۷۲	۰/۰۱۷	عدم تأیید وجود اثر منحنی J
	ارزش احتمال	۰/۰۷۱	۰/۰۳۲	۰/۵۸۲	۰/۱۸۱	۰/۹۸۳	
	انحراف معیار	۲/۵۵۹	۴/۲۶۶	۰/۲۱۴	۱۱۱/۳۴۹	۰/۷۶۶	
آلمان	ضرایب	-۸/۷۸۰*	۹/۲۴۰*	-۰/۴۵۰*	-۴۳/۰۳۲	-۰/۱۲۵	عدم تأیید وجود اثر منحنی J
	ارزش احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۶۶	۰/۷۱۳	
	انحراف معیار	۰/۸۷۶	۱/۹۴۶	۰/۰۹۳	۴۶/۱۷۰	۰/۳۳۴	
امارت متحدهٔ عربی	ضرایب	۵/۸۱۳*	-۷/۰۷۵*	۰/۵۹۳*	۲۴/۹۶۸	-۰/۱۷۹	تأیید وجود اثر منحنی J
	ارزش احتمال	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۵۶۳	۰/۶۶۰	
	انحراف معیار	۱/۸۵۸	۱/۲۸۸	۰/۱۹۹	۴۲/۳۲۸	۰/۴۰۱	

منبع: نتایج تحقیق

* بیانگر معنی‌دار بودن ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

علاوه بر این نرخ واقعی ارز دو جانبه بین ایران و چین نیز تأثیر مثبت بر تراز تجاری ایران داشته ولی این تأثیرگذاری به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. برای کشور امارات متحده عربی نیز نرخ واقعی ارز دو جانبه ایران و امارت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران داشته به طوریکه با افزایش یک درصدی نرخ واقعی ارز بین دو کشور، تراز تجاری ایران به میزان ۰/۵۹ درصد بهبود پیدا می‌کند. علاوه بر این نتایج تخمین ضرایب بلندمدت بیانگر این است که در بلندمدت اثر منحنی J صرفاً برای ایران و امارت متحده عربی برقرار بوده و برای ایران با سایر شرکای تجاری‌اش منحنی J برقرار نمی‌باشد.

جدول ٤. ضرایب برآورد شدهٔ الگوی تصحیح خطا (ECM)

کشور	وضعیت ضریب	ECM_{t-1}	نتیجه
چین	ضرایب	-۰/۱۰۴*	تعدیل به کندی به سمت تعادل بلند مدت گرایش پیدا می‌کند.
	ارزش احتمال	۰/۰۰۰	
	انحراف معیار	۰/۰۱۴	
فرانسه	ضرایب	-۰/۱۰۱*	تعدیل به کندی به سمت تعادل بلند مدت گرایش پیدا می‌کند.
	ارزش احتمال	۰/۰۰۱	
	انحراف معیار	۰/۰۲۴	
آلمان	ضرایب	-۰/۲۹۱*	تعدیل با سرعت پایین به سمت تعادل بلند مدت گرایش پیدا می‌کند.
	ارزش احتمال	۰/۰۰۰	
	انحراف معیار	۲/۲۹۱	
امارات متحدهٔ عربی	ضرایب	-۰/۹۱۷*	تعدیل با سرعت بسیار بالایی به سمت تعادل بلند مدت گرایش پیدا می‌کند.
	ارزش احتمال	۰/۰۰۰	
	انحراف معیار	۰/۱۲۴	

منبع: نتایج تحقیق

* بیانگر معنی‌دار بودن ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد.

نتایج تخمین مدل تصحیح خطا برای کشورهای چین، فرانسه، آلمان و امرات متحده عربی نشان می‌دهد که سرعت خطای تعدیل به سمت مقدار بلندمدت برای کشور امارات متحده عربی در مقایسه با سایر کشورها بیشتر بوده و تعدیل در مدت زمان کمتری صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر در هر دوره در حدود ۰/۹۲ از خطای تعدیل، تعدیل گردیده در حالیکه برای سایر کشورها

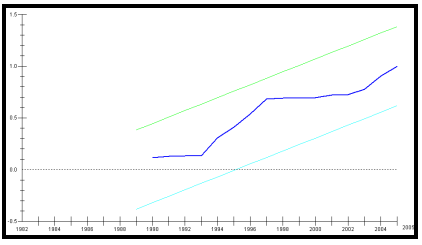
Archive of SID

www.SID.ir

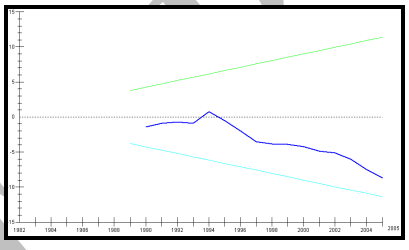
سرعت تعدیل پایین می‌باشد. در ادامه به منظور بررسی ثبات و پایداری ضرایب بلندمدت برآورد شده از آزمونهای *CUSUM* و *CUSUMSQ* استفاده شده است که نتایج بیانگر پایداری ضرایب بلندمدت برآورد شده ایران با چهار شریک تجاری‌اش می‌باشد. نتایج آزمونهای استحکام ضرایب مدل در نمودارهای زیر ارائه شده است.

نمودار ۱. آزمون *CUSUM* و *CUSUMSQ* برای تراز تجاری ایران با چین

CUSUMSQ

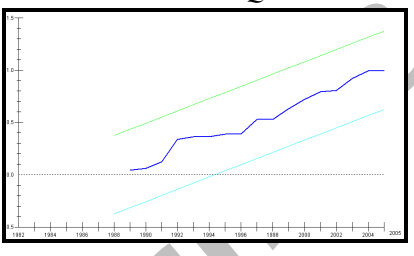


CUSUM

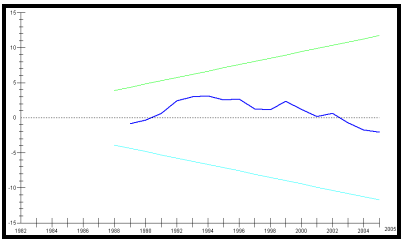


نمودار ۲. آزمون *CUSUM* و *CUSUMSQ* برای تراز تجاری ایران با فرانسه

CUSUMSQ

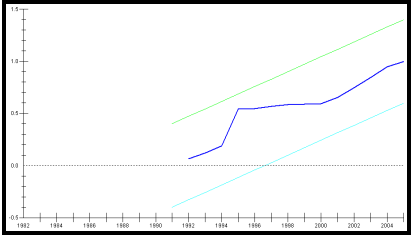


CUSUM

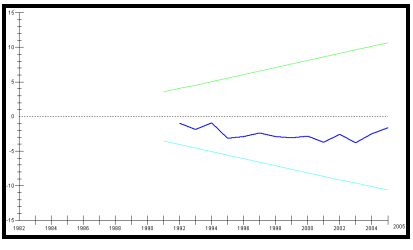


نمودار ۳. آزمون *CUSUM* و *CUSUMSQ* برای تراز تجاری ایران با آلمان

CUSUMSQ



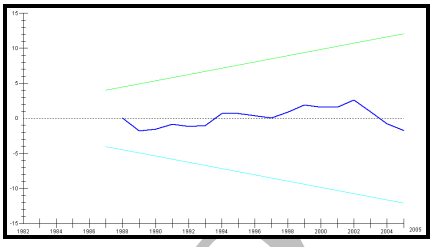
CUSUM



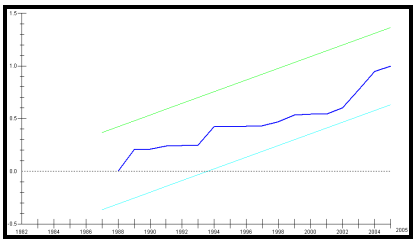
www.SID.ir

نمودار ٤. آزمون *CUSUM* و *CUSUMSQ* برای تراز تجاری ایران با امارات متحدهٔ عربی

CUSUM



CUSUMSQ



منبع: نتایج تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی تحقیق

از آنجا که یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر اقتصاد هر کشور خصوصاً بخش تجارت خارجی و تراز پرداخت ها، نرخ ارز می‌باشد، در این راستا، این تحقیق به دنبال بررسی تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شرکای تجاری منتخب بوده و از نقطه نظر نتایج تجربی این مطالعه حاوی نتایج نهایی و پیشنهادات سیاستگذاری می‌باشد که به تفصیل در زیر ارائه شده است:

الف- نتایج

- در تخمین مدلهای کوتاه مدت، ضریب وقفهٔ متغیر وابسته، اغلب بی‌معنی بوده است که بیانگر این است که متغیر تراز تجاری به دورهٔ قبلی خود وابستگی ندارد.
- در مدلهای برآورد شده، اکثراً ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی ایران معنی‌دار بوده است که این به معنی تأثیرپذیری شاخص تراز تجاری از این متغیر می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش تولید ناخالص داخلی ایران، تمایل به واردات از کشورهای خارجی به خصوص شرکای عمدهٔ تجاری افزایش یافته و همین عامل باعث بدتر شدن تراز تجاری ایران در قبال این کشورها شده است. یعنی اگر کشور تاکنون سیاست تولید کالاهای جانشین واردات را در برنامهٔ کاری خود داشت، در این امر موفق نبوده است.
- در مورد اثر GDP کشورهای خارجی، این اثر برای کشورهای چین، فرانسه و آلمان، مثبت و معنی‌دار بدست آمده است. می‌توان این نتیجه را به این صورت تحلیل کرد که با افزایش GDP کشورهای خارجی و به تبع آن افزایش قدرت خرید این کشورها، تمایل وارداتی آنها از ایران افزایش یافته است. این امر با افزایش صادرات ایران به این کشورها، باعث افزایش تراز تجاری ایران شده است. لذا تأثیر این متغیر بر تراز تجاری ایران مثبت

Archive of SID

www.SID.ir

می‌باشد. با توجه به سهم اندک ایران در تجارت بین‌الملل، شاید طبیعی به نظر برسد که کشورهای مزبور نیازی به جایگزین کردن کالاهای داخلی به جای کالاهای وارداتی از ایران را ندارند. البته این پدیده برای کشور امارات اتفاق نمی‌افتد. بدین معنی که اثر افزایش درآمد امارات روی تراز تجاری ایران منفی می‌باشد. یعنی ممکن است این کشور در قبال ایران از سیاست جایگزینی کالاهای وارداتی استفاده کند.

- منفی و معنی‌دار برآورد شدن ضریب متغیر مجازی جنگ (D_W)، نشان‌دهندهٔ این واقعیت است که با بروز جنگ تحمیلی، توانمندی کشور برای تولید و صادر کردن کالا کاهش یافته و نیاز به کالاهایی که در داخل نمی‌توان تولید کرد، افزایش یافته است. در نتیجه جنگ تأثیر منفی بر تراز تجاری داشته است.
- بر اساس نتایج تحقیق به جز برای کشور امارات متحدهٔ عربی، وجود اثر منحنی J بلندمدت، بین ایران و بقیهٔ کشورهای مورد بررسی تأیید نمی‌شود.

ب- توصیه‌های سیاستی

- با توجه به اینکه وجود اثر منحنی J در تجارت ایران با عمدهٔ شرکای منتخب تأیید نمی‌شود، لذا لازم است سیاستگذاران به منظور جلوگیری از اثرات کاهش قدرت پول (افزایش نرخ ارز) که موجب بدتر شدن وضعیت تراز تجاری کشور می‌گردد، تدابیری اندیشیده و از افزایش بیش از اندازهٔ نرخ ارز اجتناب نمایند.
- از آنجا که یکی از پیامدهای مهم وابستگی تراز تجاری به نرخ ارز واقعی، تحت تأثیر قرار گرفتن میزان اثر بخشی سیاست‌های صادراتی دولت می‌باشد، سیاستگذاران بایستی به هنگام اعمال سیاست‌های خود، عکس‌العمل تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز را مدنظر قرار دهند.
- چنانچه دیدیم، از آنجا که با افزایش درآمد ملّی کشور، واردات آن از کشورهای شریک تجاری افزایش یافته است، لذا بهتر است افزایش در درآمد ملّی را در جهت تقویت زیرساختهای اقتصادی برای تولید کالاهای جانشین واردات و کالاهای داخلی دارای مزیت نسبی سوق دهیم تا این امر باعث تخریب هر چه بیشتر تراز تجاری کشور نشود.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

الف- فارسی

اخباری، محمد و آمنه، خوشبخت (۱۳۸۵)، «پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان»، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۷۴، مرداد و شهریور، صص. ۱۶۰ ـ ۱۲۳.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ادارهٔ بررسی‌های اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ سالهای مختلف، تهران.

بهمنی اسکوئی، محسن (۱۳۷۲)، «اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال در دورهٔ پس از انقلاب اسلامی»، گزارش سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، موسسهٔ تحقیقات پولی و بانکی، تهران.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۲)، «بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های جمهوری اسلامی ایران: تخمین کشش مارشال ـ لرنر و مارشال ـ لرنر تعمیم یافته»، گزارش سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، موسسهٔ تحقیقات پولی و بانکی. تهران.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۶)، «ارز و صادرات غیرنفتی»، موسسهٔ تحقیقات پولی و بانکی، تهران.

گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمارهای مربوط به صادرات و واردات سالهای مختلف.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، «ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی»، تهران، انتشارات موُسسهٔ رسا، چاپ اول.

نیلی، مسعود (۱۳۷۶)، «چارچوبی سازگار برای سیاستگذاری ارز»، گزارش هفتمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، موسسهٔ تحقیقات پولی و بانکی، تهران.

ب) انگلیسی

Aftab, Z. and S. Khan (2008), "Bilateral J-Curves between Pakistan and Her Trading Partners", *PIDE Working Paper*, no. 45, Islamabad.

Arora, S., M. Bahman-Oskooee. and G.G, Goswami (2003), "Bilateral J-Curve Between India and her Trading Partners", Jo*urnal of Applied Economics*, vol. 35, pp. 1037 - 1041.

Baharumshah, A.Z. (2001), "The Effect of Exchange Rate on Bilateral Trade Balance: New Evidence from Malaysia and Thailand", *Asian Economic Journal*, vol. 15, no. 3, pp. 291 – 311.

Archive of SID

www.SID.ir

Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha (2004b), "Dynamics of the U.S. Trade with Developing Countries", *The Journal of Developing Areas*, vol. 37, no. 2, pp. 1 - 11.

Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha (2007), "The Bilateral J-Curve: Sweden Versus Her 17 Major Trading Partners", *International Journal of Applied Economics*, vol. 4, pp. 1 - 13.

Bahmani-Oskooee, M. and T. Kantipong (2001), "Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partners", *Journal of Economic Development*, vol. 26, no. 2, December, pp. 107-117.

Bahmani-Oskooee, M. and T.J. Brooks (1999), "Bilateral J-Curve Between U.S. and her trading partners", *Weltwirtschaftliches Archive*, vol. 135, no. 1, March, pp. 156-165.

Bahmani-Oskooee, M. and Z. Ardalani (2007), "Is there a J-Curve at the Industry Level?", *Economics Bulletin*, vol. 6, no. 26, January, pp. 1 - 12.

Bahmani-Oskooee, M., G.G. Goswami and B.K. Talukdar (2005), "The Bilateral J-curve: Australia Versus her 23 Trading Partners", *Australian Economic Papers*, vol. 44, pp. 110 - 120.

Beak, J. (2006), "The J-Curve Effect and the US–Canada Forest Products Trade", *Journal of Forest Economics*, vol. 13, pp. 245 - 258.

Hacker, R.S. and A. Hatemi-J (2003), "Is the J-Curve Effect Observable for Small North European Economies?", *Open Economies Review*, vol. 14, pp. 119 - 134.

Halicioglu, F. (2007), "The Bilateral J-Curve: Turkey Versus her 13 Trading Partners", Department of Economics, Yeditepe University, MPRA Paper no. 3564, November (http://mpra.ub.uni-Muenchen.de/3564/ MPRA Paper).

Lal, A.K. and T.C. Lowinger (2001), "The J-Curve: Evidence from East Asia", *Journal of Economic Integration*, vol. 17, pp. 397 - 415.

Lee, J. and M.D. Chinn (2002), "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G 7 Countries", *IMF Working Paper*, no. WP/02/130.

Magee, S.P. (1973), "Currency Contracts, Pass Through and Devaluation", *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 303 - 325.

Moura, G. and S. Da Silva (2005), "Is there a Brazilian J-curve?", *Economic Bulletin*, vol. 6, pp. 1 - 17.

Pilbeam, K. (2006), "International Finance", Third Edition, Palgrave Macmillan Press.

Rose, A.K and, J.L. Yellen (1989), "Is There a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, no. 1, July, pp. 53 - 68.

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*, vol. 12, pp. 389 - 413.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافتهٔ متغیرهای اصلی (عرض از مبدأ و روند زمانی) در سطح معنی‌دار ۵٪

نام متغیر	تعریف	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌دار ۵٪	آمارهٔ آزمون	نتیجه
LX_C	شاخص تراز تجاری ایران با چین	-۳/۵۹۴۳	-۲/۵۲۶۱	ناپایا
LX_F	شاخص تراز تجاری ایران با فرانسه	-۳/۵۹۴۳	-۲/۲۵۸۰	ناپایا
LX_G	شاخص تراز تجاری ایران با آلمان	-۳/۵۹۴۳	-۳/۲۳۹۲	ناپایا
LX_K	شاخص تراز تجاری ایران با کرهٔ جنوبی	-۳/۵۹۴۳	-۰/۹۰۴۱	ناپایا
LX_S	شاخص تراز تجاری ایران با سوئیس	-۳/۵۹۴۳	-۱/۳۳۶۵	ناپایا
LX_U	شاخص تراز تجاری ایران با امارات	-۳/۵۹۴۳	-۳/۰۷۷۲	ناپایا
LY_C	تولید ناخالص داخلی چین	-۳/۶۰۲۷	-۳/۲۱۱۱	ناپایا
LY_F	تولید ناخالص داخلی فرانسه	-۳/۶۰۲۷	-۲/۶۳۰۳	ناپایا
LY_G	تولید ناخالص داخلی آلمان	-۳/۶۰۲۷	-۱/۸۵۹۶	ناپایا
LY_K	تولید ناخالص داخلی کرهٔ جنوبی	-۳/۶۰۲۷	-۰/۷۸۰۸	ناپایا
LY_S	تولید ناخالص داخلی سوئیس	-۳/۶۰۲۷	-۲/۴۶۰۶	ناپایا
LY_U	تولید ناخالص داخلی امارات	-۳/۶۰۲۷	-۲/۰۴۹۸	ناپایا
LY_I	تولید ناخالص داخلی ایران	-۳/۶۰۲۷	-۲/۶۳۸۱	ناپایا
LZ_C	نرخ ارز واقعی بر حسب یوان چین	-۳/۵۹۴۳	-۲/۲۰۰۰	ناپایا
LZ_F	نرخ ارز واقعی بر حسب فرانک فرانسه	-۳/۵۹۴۳	-۲/۱۵۷۴	ناپایا
LZ_G	نرخ ارز واقعی بر حسب مارک آلمان	-۳/۵۹۴۳	-۲/۵۶۰۰	ناپایا
LZ_K	نرخ ارز واقعی بر حسب وون کره جنوبی	-۳/۵۹۴۳	-۲/۷۰۹۷	ناپایا
LZ_S	نرخ ارز واقعی بر حسب فرانک سوئیس	-۳/۵۹۴۳	-۲/۵۳۸۴	ناپایا
LZ_U	نرخ ارز واقعی بر حسب درهم امارات	-۳/۵۹۴۳	-۲/۳۰۴۶	ناپایا

منبع: نتایج تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافتهٔ متغیرهای اصلی (تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها)

نام متغیر	تعریف	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌دار ٪۵	آمارهٔ آزمون	نتیجه
DLX_C	شاخص تراز تجاری ایران با چین	-۳/۶۰۲۷	-۴/۵۲۳۴	پایا
DLX_F	شاخص تراز تجاری ایران با فرانسه	-۳/۶۰۲۷	-۴/۸۵۱۳	پایا
DLX_G	شاخص تراز تجاری ایران با آلمان	-۳/۶۰۲۷	-۴/۰۴۰۷	پایا
DLX_K	شاخص تراز تجاری ایران با کرهٔ جنوبی	-۳/۶۰۲۷	-۴/۳۵۴۰	پایا
DLX_S	شاخص تراز تجاری ایران با سوئیس	-۳/۶۰۲۷	-۴/۷۴۴۵	پایا
DLX_U	شاخص تراز تجاری ایران با امارات	-۳/۶۰۲۷	-۴/۸۱۲۵	پایا
DLY_C	تولید ناخالص داخلی چین	-۳/۶۱۱۹	-۴/۴۴۴۱	پایا
DLY_F	تولید ناخالص داخلی فرانسه	-۳/۶۱۱۹	-۴/۷۷۴۶	پایا
DLY_G	تولید ناخالص داخلی آلمان	-۳/۶۱۱۹	-۴/۰۰۷۱	پایا
DLY_K	تولید ناخالص داخلی کرهٔ جنوبی	-۳/۶۱۱۹	-۴/۳۳۴۹	پایا
DLY_S	تولید ناخالص داخلی سوئیس	-۳/۶۱۱۹	-۴/۳۲۰۱	پایا
DLY_U	تولید ناخالص داخلی امارات	-۳/۶۱۱۹	-۴/۳۹۷۴	پایا
DLY_I	تولید ناخالص داخلی ایران	-۳/۶۱۱۹	-۴/۳۵۸۵	پایا
DLZ_C	نرخ ارز واقعی بر حسب یوان چین	-۳/۶۰۲۷	-۱/۹۰۶۳	ناپایا
DLZ_F	نرخ ارز واقعی بر حسب فرانک فرانسه	-۳/۶۰۲۷	-۱/۷۹۱۹	ناپایا
DLZ_G	نرخ ارز واقعی بر حسب مارک آلمان	-۳/۶۰۲۷	-۲/۴۸۲۷	ناپایا
DLZ_K	نرخ ارز واقعی بر حسب وون کره جنوبی	-۳/۶۰۲۷	-۱/۱۹۳۴	ناپایا
DLZ_S	نرخ ارز واقعی بر حسب فرانک سوئیس	-۳/۶۰۲۷	-۱/۴۸۳۹	ناپایا
DLZ_U	نرخ ارز واقعی بر حسب درهم امارات	-۳/۶۰۲۷	-۳/۱۷۸۶	ناپایا

منبع: نتایج تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافتهٔ متغیرها (تفاضل مرتبهٔ دوم متغیرها)

نام متغیر	تعریف	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌دار ٪۵	آمارهٔ آزمون	نتیجه
$D2LZ_C$	نرخ ارز واقعی بر حسب یوان چین	-۳/۶۱۱۹	-۳/۹۸۲۲	پایا
$D2LZ_F$	نرخ ارز واقعی بر حسب فرانک فرانسه	-۳/۶۱۱۹	-۳/۹۷۸۴	پایا
$D2LZ_G$	نرخ ارز واقعی بر حسب مارک آلمان	-۳/۶۱۱۹	-۳/۸۰۳۶	پایا
$D2LZ_K$	نرخ ارز واقعی بر حسب وون کره جنوبی	-۳/۶۱۱۹	-۳/۷۵۶۱	پایا
$D2LZ_S$	نرخ ارز واقعی بر حسب فرانک سوئیس	-۳/۶۱۱۹	-۴/۰۸۷۴	پایا
$D2LZ_U$	نرخ ارز واقعی بر حسب درهم امارات	-۳/۶۱۱۹	-۵/۰۸۴۹	پایا

منبع: نتایج تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir