فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نهم/ شماره ۳۱/ تابستان ۱۳۸۶/ صفحات ۱-۲۶

عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران

دکتر محسن مهرآرا *
علیرضا عبدی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۵/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۴/۱۰

چکیده

در این پژوهش، عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری ایران را با استفاده از روش جوهانسون(۱۹۸۸)، انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، فلیپس- هانسن(۱۹۹۵) و ARDL پسران و شین (۱۹۹۷) در دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ مورد بررسی قرار داده‌ایم. برای این منظور، میزان توانایی دو قیمت نسبی- که بر اساس نرخ ارز مؤثر رسمی و نرخ ارز بازار موازی تعریف شده‌اند- در تبیین نوسانات تراز تجاری را با یکدیگر مقایسه کرده‌ایم. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که نرخ مؤثر رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری را بر حسب آزمون‌های هم‌انباشتگی، اندازه و اهمیت آماری ضرایب، آماره‌های تشخیصی و ثبات پارامترها به نحو رضایت‌بخشی تبیین کند؛ اما استفاده از نرخ ارز حقیقی بازار موازی در الگوی تراز تجاری قادر است رفتار بلندمدت و کوتاه‌مدت تراز تجاری را در اقتصاد ایران بر اساس آزمون‌های هم‌انباشتگی و آماره‌های تشخیص به نحو مطلوبی توضیح دهد. در واقع، معیارهای برازش در الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت تراز تجاری به هنگام واردکردن نرخ ارز بازار موازی به نحو قابل توجهی بهبود می‌یابد. به بیان دیگر، آنچه که تصمیم‌ها و جریان‌های تجاری را تحت تأثیر قرار داده، هزینه فرصت واقعی نرخ ارز مبتنی بر مقدار آن در بازار موازی است. در میان عوامل دیگر تأثیرگذار، درآمد شرکای تجاری ایران کمترین و درآمد داخلی بیشترین تأثیر را بر تراز تجاری داشته است.

طبقه‌بندی JEL : F14 ، F31 ، F32

واژگان کلیدی: تراز تجاری، نرخ ارز مؤثر رسمی، نرخ ارز بازار موازی، روش ARDL پسران و شین، ثبات پارامترها.

---

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

e-mail: mmehrara@ut.ac.ir

** کارشناس سازمان امور اقتصادی و دارایی استان تهران

مقدمه

پس از جنگ تحمیلی، رشد اقتصادی سریع و کسری‌های تجاری بالا به همراه تغییر نظام ارزی، نتیجه سیاست‌هایی بود که در دوره برنامه اول(۱۳۶۸-۱۳۷۲) اتخاذ شد. از همان ابتدا مشهود بود که سیکل یادشده (رشد همراه با کسری) برای یک دوره طولانی قابل تداوم نخواهد بود. به نظر می‌رسد احتمالاً انتظار سیاست‌گذاران بر این بود که با اصلاح قیمت‌های نسبی، به‌ویژه در بخش خارجی، کسری‌های بازرگانی در بلندمدت کاهش یابد؛ اما بحران بدهی در سال ۱۳۷۳ و کاهش شدید واردات از طریق تشدید مجدد محدودیت‌های کمی نشان‌داد که سیاست‌گذاران اقتصادی قادر نبوده‌اند تا جریان تراز تجاری را از طریق هدایت و زمان‌بندی صحیح سیاست‌های آزادسازی تجاری هموار کنند. در طراحی موفقیت‌آمیز سیاست‌های تعدیل ساختاری و زمان‌بندی صحیح اجرای این سیاست‌ها، برآورد کشش تراز تجاری نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی از اهمیت زیادی برخوردار است. چنانچه کشش‌های قیمتی و درآمدی به نسبت با ثبات بوده و بتوانیم آنها را بر اساس اطلاعات نمونه با دقت بالایی برآورد کنیم؛ آنگاه تحولات تراز تجاری با اطمینان بیشتری قابل پیش‌بینی خواهد بود.

روش برخورد سنتی با مسئله اثر کاهش ارزش پول داخلی روی تراز تجاری یک کشور بر پایه بررسی شرط مارشال لرنر یا شرط کشش‌ها استوار است. بر اساس این شرط، در صورتی که مجموع کشش‌های تقاضای صادرات و واردات بزرگتر از واحد باشد، کاهش ارزش پول باعث بهبود تراز تجاری در بلندمدت می‌شود. مثال‌هایی از پژوهش‌هایی که از این روش استفاده کرده‌اند، شامل هاتاکر و مگی (۱۹۶۹)، خان (۱۹۷۴)، وارنر و کرینین (۱۹۸۳)، بهمنی اسکویی (۱۹۸۶)، ویلسون و تت[1](۲۰۰۱) و یوسفی و ویرجانتو[2](۲۰۰۳) است. در بیشتر پژوهشها، به جای کنترل‌کردن شرط کشش‌ها، سعی کرده‌اند تا ارتباط مستقیمی بین تراز تجاری و نرخ ارز برقرار کنند. به عنوان نمونه‌هایی از این گروه می‌توان از میلز (۱۹۷۹)، بهمنی اسکویی (۱۹۸۵)، هیماریوس (۱۹۸۹ و ۱۹۸۹)، لین و میلسی- فرتی[3](۲۰۰۲) و سینگ[4](۲۰۰۲) نام برد.

در این مقاله، عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، همچنین، پدیده منحنی J در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۳ بر اساس روش‌های نوین اقتصادسنجی را مطالعه کرده‌ایم. در بخش اول، مبانی نظری اثرات تغییر نرخ ارز بر جریان‌های تجاری (واردات و صادرات) و تراز تجاری را تبیین می‌کنیم. بخش دوم به مرور ادبیات تجربی اختصاص می‌یابد. در بخش سوم، داده‌ها را معرفی کرده و نتایج تجربی را ارایه و تحلیل می‌نماییم. کشش‌های قیمتی و درآمدی در بلندمدت بر اساس روش هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸)[5] برآورد شده، سپس، از روش‌های هم‌انباشتگی انگل و گرنجر

---

1. Wilson and Tat
2. Yousefi and Wirjanto
3. Lane and Milesi-Ferretti
4. Singh
5. Johansen(1988)

(۱۹۸۷)[1]، ARDL پسران و شین (۱۹۹۸)[2] و فلیپس- هانسن(۱۹۹۵)[3] برای مقایسه و بررسی حساسیت نتایج استفاده کرده‌ایم. افزون بر این، اثر دو شاخص با اهمیت از قیمت‌های نسبی- که با استفاده از نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز مؤثر رسمی ساخته شده‌اند- روی تراز تجاری با یکدیگر مقایسه کرده‌ایم. مشاهده خواهیم کرد که نرخ ارز بازار موازی برای تبیین رفتار تراز تجاری را در دوره نمونه توانایی بیشتری داشته است. در بخش چهارم، مباحث ارائه‌شده را خلاصه و جمع بندی می‌کنیم.

۱. مبانی نظری

به پیروی از ادبیات تجربی موجود، در این پژوهش، از الگوی جانشینی غیرکامل- که در آن واردات و تولیدات داخلی جانشین غیرکامل یکدیگر محسوب می‌شوند- برای تصریح الگوی صادرات استفاده کرده‌ایم. افزون بر این، تقاضا برای صادرات، تابعی از درآمد شرکای تجاری و قیمت‌های نسبی است؛ در حالی که عرضه صادرات توسط قیمت‌های صادراتی و جذب داخلی(مبتنی بر رویکرد مازاد قابل صدور) تعیین می‌شود. بدین ترتیب، دستگاه معادلات تجارت خارجی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$m = f(y, rer)$$
$$x^d = f(px, rer, y^*)$$
$$x^s = f(px, c)$$

که در آن، m تقاضای واردات، y درآمد حقیقی، rer نرخ ارز حقیقی، x^d تقاضای صادرات غیرنفتی، px قیمت صادرات بر حسب پول داخلی، y^* درآمد شرکای تجاری، x^s عرضه صادرات غیرنفتی و c جذب داخلی است. با توجه به آن‌که قیمت‌های خارجی تحت تأثیر میزان واردات در اقتصاد ایران نیست، بدین روی، نیازی به الگوسازی عرضه واردات وجود ندارد. باید توجه کرد که اثرات تقاضا یا جذب داخلی توسط قیمت‌ها به‌طور کامل کنترل نمی‌شود و شواهد تجربی و نظری قوی برای اهمیت متغیر جذب c در تابع عرضه صادرات وجود دارد. در مطالعات تجربی، اثر جذب داخلی بر صادرات را منفی در نظر می‌گیرند. در بسیاری از پژوهش‌هایی که تقاضای داخلی به‌طور صریح در الگوی عرضه صادرات لحاظ شده، اثر آن معنادار بوده و علامت مورد انتظار را داشته است[4]؛ اما برای کاهش ابعاد الگو، به هنگام استخراج معادله تراز تجاری از همان درآمد حقیقی به عنوان جانشینی برای جذب داخلی(یعنی انحراف کالاهای صادراتی به سمت بازار داخلی) استفاده می‌شود. این معادلات، در بیشتر موارد به صورت خطی

---

1. Engle-Granger (1987)
2. Pesaran-Shin(1998)
3. Philips-Hansen(1995)
۴. به‌طور مثال Lukonga(1994) و احمد(۲۰۰۰) را ملاحظه نمایید.

لگاریتمی تصریح می‌شود. آزمون‌های تجربی نیز بر اساس تبدیل‌های باکس-کاکس[1] تصریح خطی لگاریتمی را در مقابل تصریح‌های دیگر پذیرفته‌اند. در هر صورت، به منظور ماناکردن متغیرها در واریانس، تبدیل لگاریتمی برای متغیرهای اقتصادی قبل از برآوردهای اقتصادسنجی در بیشتر موارد اجتناب‌ناپذیر است. بدین ترتیب، با اعمال قید برابری عرضه و تقاضای صادرات و فرض خطی-لگاریتمی‌بودن تصریح روابط یادشده، معادله بلندمدت یا استاتیک تراز تجاری به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$tb = \beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 rer + \beta_3 y^*$$

که در آن، $tb=m-x$ لگاریتم نسبت واردات به صادرات غیرنفتی(به عنوان معیاری از تراز تجاری غیرنفتی در حالت تصریح لگاریتمی)، rer لگاریتم نرخ ارز حقیقی و y^* درآمد حقیقی شرکای تجاری ایران است. نرخ ارز حقیقی داخلی یک قیمت نسبی مهم در تعیین موقعیت حساب جاری خارجی در یک اقتصاد باز است. افزایش این قیمت، تولید کالاهای قابل تجارت را سود آور کرده و به انتقال منابع از بخش غیر قابل تجارت به بخش قابل تجارت منجر می‌شود. افزون بر این، مصرف‌کنندگان نیز مصرف کالاهای قابل تجارت را با جانشین‌کردن کالاهای غیر قابل تجارت کاهش می‌دهند. بدین ترتیب، موقعیت حساب جاری خارجی بهبود می‌یابد. به هنگام برآورد الگوی تراز تجاری دو تصریح مورد توجه قرار می‌گیرد. در تصریح اول از نرخ ارز بازار موازی و در تصریح دوم از نرخ ارز مؤثر رسمی برای ساختن شاخص قیمتی rer استفاده شده و توانایی هر یک در تبیین رضایت‌بخش تغییرات تراز تجاری ارزیابی می‌شود.

کاهش ارزش پول داخلی باعث کاهش مقدار واردات و افزایش مقدار صادرات می‌شود؛ اما توجه به این نکته ضروری است که این تغییرات تنها در مقدار واردات و صادرات رخ می‌دهد. آنچه که در این تحلیل اهمیت دارد، ارزش پولی صادرات و واردات است؛ به‌طوری‌که بهبود تراز پرداخت‌ها به تغییر خالص در مقدار دریافتی‌ها و پرداختی‌های ارزی کشور بستگی خواهد داشت. به طور کلی، بر اساس شرط مارشال لرنر، کاهش ارزش پول داخلی زمانی موجب بهبود تراز پرداخت‌های(تراز تجاری) کشور می‌شود که مجموع قدرمطلق ضرایب کشش صادرات و واردات نسبت به قیمت، بیش از واحد باشد. از سوی دیگر، محدودبودن ظرفیت‌های تولیدی و تنگناهای ساختاری، بازتوزیع درآمدی حاصل از کاهش ارزش پول(از صاحبان دستمزد به صاحبان سود و از بخش خصوصی به بخش عمومی)، افزایش هزینه‌های تولید و اثرات تورمی و رکودی حاصل از کاهش ارزش پول، اثر نهایی آن را بر تراز تجاری تا حدی پیچیده می‌سازد[2]. افزون بر این، ممکن است مقدار کشش‌های قیمتی صادراتی و وارداتی در کوتاه‌مدت کمتر از مقدار آن‌ها در بلندمدت باشد. در این حالت، تراز تجاری در واکنش به کاهش ارزش پول از الگوی منحنی J پیروی می‌کند؛ زیرا کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای صادرات و واردات

1.Box-Cox

۲. به‌طور مثال Onafowora(2002) را ملاحظه کنید.

پایین بوده و همچنین، افزایش قیمت کالاهای وارداتی نسبت به کالاهای صادراتی بر حسب پول داخلی سریع‌تر است. به بیان دیگر، در کوتاه‌مدت نوعی چسبندگی وجود دارد؛ زیرا خریداران و تولیدکنندگان در بیشتر موارد به کندی خود را با تغییرات قیمتی، هماهنگ می‌کنند. این موضوع، علل مختلفی دارد، اول، وقفه در واکنش خریداران[1] باعث می‌شود که زمانی طول بکشد تا کالاهای دیگری را جانشین واردات نمایند؛ به علاوه، این وقفه در تجارت بین‌الملل به‌طور معمول طولانی‌تر از بازار داخلی است. دلیل دوم به وقفه در حساسیت تولید[2] بستگی دارد. زمانی که لازم است تا تجارت جدید شکل بگیرد و سفارش جدید دریافت کند، حتی اگر خریداران را به سرعت بتوان پیدا کرد، قرارداد برای خرید تجهیزات جدید، مواد خام، ظرفیت تولید و جز اینها، زمان لازم برای افزایش تولید را طولانی‌تر می‌کند. بنابراین، با کاهش ارزش پول ممکن است در کوتاه‌مدت، ارزش ریالی واردات افزایش یابد، بدون آنکه صادرات به آن اندازه رشد کرده باشد. این موضوع می‌تواند باعث بدترشدن تراز پرداخت‌های کشور شود؛ اما در بلندمدت، مقادیر صادرات و واردات نسبت به قیمت‌های نسبی حساس‌تر شده و تراز تجاری به تدریج بهبود خواهد یافت. در این مقاله، پدیده منحنی J را در اقتصاد ایران آزمون خواهیم کرد.

عامل مهم دیگر در تحولات تراز تجاری کشورها، تغییرات درآمد واقعی داخلی و درآمد شرکای تجاری، همچنین، رابطه میان کشش‌های درآمدی واردات و صادرات است. اگر کشش درآمدی تقاضای واردات بیشتر از صادرات باشد آن‌گاه آن کشور با یک انتخاب دشوار مواجه خواهد بود؛ زیرا اگر همپای شرکای تجاری خود رشد کند، کسری تراز تجاری‌اش در طول زمان افزایش یافته و چنانچه به دنبال حفظ تعادل تراز تجاری خود باشد، باید نرخ رشد کمتری از شرکای تجاری خود را تجربه کند.

۲. مروری بر ادبیات تجربی

پژوهش‌های بسیاری در خصوص اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری برای کشورهای مختلف انجام شده است که در این بخش، برخی از آنها را که مربوط به کشورهای در حال توسعه است مرور می‌کنیم.

خان(۱۹۷۴)[3] با برآورد یک الگوی معادلات همزمان[4] برای بخش خارجی کشور ونزوئلا در سال‌های ۱۹۵۰-۱۹۷۲ نشان داد که کاهش یا تقویت ارزش پول داخلی می‌تواند بر تراز تجاری مؤثر باشد. همچنین، این مطالعه، نتایج به‌دست آمده شرط مارشال- لرنر را برای کشور ونزوئلا تأیید می‌کند.

سولیمان (۱۹۸۶)[5] به بررسی اثرات کاهش ارزش پول اسمی بر تولید، اشتغال و تراز تجاری در یک اقتصاد باز کوچک (شیلی) پرداخته است. نتیجه این پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و

1. Consumer Response Lag
2. Production Response Lag
3. Khan(1974)
4. Simultaneous Equations Model
5. Soliman, Andres(1986)

میان‌مدت کاهش ارزش پول رسمی، اثر انقباضی دارد. افزون بر این، اهمیت آن ناچیز نیست. همچنین، شرایط مارشال - لرنر نیز در کوتاه‌مدت نسبت به میان مدت در اقتصاد شیلی برقرار نمی‌شود. اثر انقباضی کاهش ارزش پول روی تولید و اشتغال تقریباً دو سال و نیم به طول می انجامد. همچنین، سیاست‌های مالی و پولی سازگار می‌تواند اثرات کاهش ارزش پول روی تراز تجاری را تقویت کند.

بهمنی اسکویی(۱۹۸۹)[1] در مقاله "کاهش ارزش پول و منحنی J : برخی مدارک از کشورهای در حال توسعه" از مدلی برای کشف وجود پدیده J استفاده می‌کند. ایشان پدیده منحنی J را با استفاده از آمارهای فصلی چهار کشور در دوره ۱۹۷۳-۱۹۸۰ مورد آزمون قرار داده و در هر مورد، ساختار تأخیری روی متغیر نرخ ارز واقعی را با حداکثر ۱۲ وقفه بررسی می‌کند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تراز تجاری برای هر چهار کشور، ابتدا بهبود یافته و سپس، بدتر شده است. این الگو به چیزی که معکوس منحنی J نامیده می‌شود شباهت دارد. به هر حال، کاهش ارزش پول، در بلندمدت تراز تجاری کشور را بهبود بخشیده است.

اوپادهیایا(۱۹۹۹)[2] در مقاله‌ای اثر کاهش ارزش پول اسمی را روی سطح تولید کل در شش کشور آسیایی هند، پاکستان سریلانکا، تایلند، مالزی و فیلیپین برآورد کرده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، به استثنای پاکستان و تایلند، اثر کاهش ارزش پول به طور عمومی در بلندمدت بر اقتصاد این کشورها ناچیز بوده و در پاکستان و تایلند، کاهش ارزش پول اسمی در بلندمدت اثر انقباضی داشته است.

آنیل و توماس(۲۰۰۲)[3] با استفاده از روش هم‌انباشتگی، مدل تصحیح خطا و توابع عکس‌العمل آنی (IRF[4]) به بررسی عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری کشورهای آسیای جنوبی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۸۵-۱۹۹۸ می‌پردازند. نتیجه به‌دست آمده از این مطالعه بر وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین نرخ ارز مؤثر و تراز تجاری این کشورها تأکید داشته و پدیده منحنی J را در برخی از کشورها تأیید می‌کنند.

یوسفی و ویرجانتو(۲۰۰۳)[5] با استفاده از روش هم‌انباشتگی و داده‌های دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۸ به بررسی اثرات تغییر در نرخ دلار آمریکا بر روی تراز تجاری کشورهای صادرکننده نفت(ایران، عربستان و ونزوئلا)پرداختند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، مجموع کشش‌های قیمتی تقاضای بلندمدت واردات و صادرات برای ایران و ونزوئلا بیش از واحد و برای عربستان کمتر از واحد برآورد شده است. آنها در تحلیل‌های خود بر استفاده از نظام نرخ ارز شناور در این کشورها تأکید می‌کنند.

---

1. Bahmani Oskooee, Mohsen
2. Upadhyaya Kamal (1999)
3. Anil and Thomas(2002)
4. Impulse Response Function
5. Yousefi and Wirjanto(2003)

آقبولا(۲۰۰۵)[1] با استفاده از داده‌های کشور غنا برای دوره ۱۹۴۷-۲۰۰۳ اثر کاهش ارزش پول داخلی این کشور بر روی تراز تجاری را بررسی می‌کند. این پژوهش نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول داخلی در بلندمدت تراز تجاری کشور غنا را بدتر خواهد کرد.

در ایران نیز پژوهش‌های بسیاری در زمینه برآورد تأثیر نرخ ارز بر روی تراز تجاری انجام شده که در ادامه به برخی از آنها اشاره خواهیم کرد. بهمنی اسکویی (۱۳۷۲) در مطالعه‌ای با عنوان "اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران در دوران پس از انقلاب اسلامی"، اثرات کاهش ارزش پول ایران بر تولید، تراز تجاری و تورم را بررسی می‌کند. وی برای این منظور از رویکرد هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا استفاده می‌کند. بر اساس نتایج این مطالعه، در دوره ۱۳۳۸-۱۳۶۹ کاهش واقعی ارزش ریال، منجر به بهبود موازنه تجاری شده است. همچنین، بهبود موازنه تجاری، باید به افزایش تقاضای کل منجر شود که نتیجه آن افزایش در تولید داخلی است.

رحیمی بروجردی(۱۳۷۶) در کتاب "کاهش ارزش پول و تراز پرداخت‌های خارجی ایران" دو الگو را در خصوص اقتصاد ایران بررسی می‌کند. وی نشان می‌دهد سیاست کاهش ارزش پول همراه با سیاست‌های پولی سازگار، واردات را کاهش داده و به دنبال آن تراز تجاری را بهبود می بخشد.

زنگنه(۱۳۸۱) در مطالعه خود با عنوان "تحلیل رابطه نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از رویکرد Pass-Through در اقتصاد ایران" نشان داده است که در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۹ نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر روی قیمت واردات و صادرات دارد و قیمت داخلی واردات تحت تأثیر نرخ ارز و سطح قیمت‌های طرف‌های تجاری قرار می‌گیرد.

ضرغامی(۱۳۸۲) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود با عنوان "ارزیابی تأثیر نظام ارز شناور بر واردات و صادرات غیرنفتی و سطح عمومی قیمت‌ها"، مدل‌هایی برای صادرات و واردات کشور در دورهٔ زمانی ۱۳۶۸-۱۳۷۳ با روش OLS و بر مبنای داده‌های فصلی برآورد می‌کند. نتیجه به دست آمده نشان می‌دهد که نرخ ارز با دو وقفه بر روی صادرات تأثیر مثبت و بر روی واردات تأثیر منفی داشته است.

۳. داده‌ها و نتایج تجربی

۳-۱. معرفی داده‌ها

در این پژوهش، تأثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز بر اساس شاخص‌های مختلف بر تراز تجاری را مورد بررسی قرار می‌دهیم. دو شاخص قیمتی را که احتمالاً حاوی روندهای مشترکی با تراز تجاری هستند، در معادله تراز تجاری استفاده می‌کنیم. این دو شاخص، بر اساس نرخ ارز بازار موازی *(be)* و نرخ ارز مؤثر رسمی *(we)* ساخته می‌شوند. از شاخص قیمت خرده‌فروشی داخلی *(cpi)* و متوسط

1. Agbola(2005)

موزون شاخص قیمت شرکای تجاری ایران برای محاسبه نرخ‌های ارز حقیقی به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$brer = be + p^* - cpi$$
$$wrer = we + p^* - cpi$$

در بیشتر مطالعات تجربی، شاخصی استفاده می‌شود که بهترین برازش را نتیجه دهد. رویکرد مشابهی نیز در این مطالعه اتخاذ شده و اهمیت این شاخص‌ها در بهبود برازش الگو مورد توجه قرار می‌گیرد. در ضمن، به‌کار بردن قیمت‌های نسبی در تابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت واردات مستلزم قید همگنی تقاضا نسبت به قیمت‌های داخلی و خارجی بوده که به منظور کاهش ابعاد دستگاه و رعایت اصل ساده سازی[1] اعمال شده است.

بردار متغیرها برای تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی تراز تجاری حقیقی دلاری *(tb)*، تولید ناخالص داخلی *(y)*، دو شاخص نرخ ارز حقیقی بر اساس نرخ بازار موازی *(brer)* و نرخ مؤثر رسمی *(wrer)* و مجموع تولید ناخالص داخلی در کشورهای شرکای تجاری ایران y^* را شامل می‌شود. در ضمن، تمام متغیرها لگاریتمی هستند. افزون بر این، از یک متغیر موهومی جنگ *(dum)* که برای سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ عدد یک و برای سال‌های دیگر، عدد صفر اختیار می‌کند در الگو استفاده شده است. تراز تجاری حقیقی *(tb)* بر اساس لگاریتم نسبت واردات به صادرات غیرنفتی بر حسب دلارهای حقیقی تعریف می‌شود. واردات (و صادرات) حقیقی دلاری از نسبت واردات دلاری(و صادرات دلاری) به شاخص قیمت کشورهای *OECD* که برای تغییرات ارزش دلار بر حسب *SDR* تعدیل شده است، به دست می‌آید. اطلاعات مربوط به این متغیرها برای دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۴ از نشریات بانک مرکزی و لوح فشرده[2] *IFS* (آمارهای مالی بین المللی) جمع آوری و برای تخمین استفاده شده است.

۳-۲. خواص سری زمانی متغیرها

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی به تعیین خواص سری زمانی متغیرهای الگو بستگی دارد. با توجه به نامانایی بیشتر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، به‌کارگیری اقتصادسنجی متداول برای تحلیل کمی روابط اقتصادی، نتایج گمراه‌کننده‌ای خواهد داشت. به بیان دیگر، نامانایی سری‌های زمانی (داشتن ریشه واحد)، منجر به رگرسیون جعلی می‌شود، به‌طوری‌که آزمون‌های t و F و R^2 اعتبار خود را از دست می‌دهند. بدین روی، برای تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن متغیرهای الگو با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[3] *(ADF)* و آزمون ریشه واحد پرون[4] بررسی می‌شود.

---

1. Parsimony
2. International Financial Statistic
3. Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test
4. Perron

همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، بر اساس آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم‌یافته و فلیپس پرون، متغیرهای الگو غیرمانا و انباشته[1] از درجه واحد می‌باشند (پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند). این نتیجه، نشان می‌دهد که این متغیرها تحت تأثیر تکانه‌های دائمی بوده، به طوری‌که پس از هر تغییر، گرایشی برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند. در ادامه، توانایی دو شاخص نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز مؤثر رسمی را در نوسان‌های تراز تجاری در اقتصاد ایران بررسی می‌کنیم.

جدول-۱. آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون و دیکی-فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل داده‌ها

متغیر	آزمون دیکی- فولر		آزمون فیلیپس-پرون			
	آماره ADF	مقدار بحرانی ٪۱	مقدار بحرانی ٪۵	آماره PP	مقدار بحرانی ٪۱	مقدار بحرانی ٪۵
tb	-۲/۱۹	-۴/۱۷	-۳/۵۱	-۲/۰۶	-۴/۱۷	-۳/۵۱
y	-۱/۹۲	-۴/۱۸	-۳/۵۱	-۱/۹۴	-۴/۱۷	-۳/۵۱
$\underline{y^*}$	-۱/۶۹	-۴/۲۸	-۳/۵۱	-۱/۳۴	-۴/۱۷	-۳/۵۱
wrer	۱/۲۷	-۳/۶۰	-۲/۹۳	-۰/۶۲	-۴/۱۹	-۳/۵۲
brer	-۲/۱۸	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۱/۹۵	-۴/۲۰	-۳/۵۲
D(tb)	-۸/۱۲	-۴/۱۸	-۳/۵۲	-۸/۳۴	-۴/۱۸	-۳/۵۱
D(y)	-۶/۱۰	-۴/۱۸	-۳/۵۱	-۶/۰۹	-۴/۱۸	-۳/۵۱
$\underline{D(y^*)}$	-۴/۱۲	-۴/۱۸	-۳/۵۱	-۴/۱۰	-۴/۱۸	-۳/۵۱
D(wer)	-۷/۴۹	-۳/۶۰	-۲/۹۳	-۸/۶۴	-۴/۱۹	-۳/۵۲
D(brer)	-۵/۳۴	-۴/۲۳	-۳/۵۳	-۴/۹۳	-۴/۲۱	-۳/۵۲

۳-۳. برآورد الگوی تجربی بر اساس نرخ بازار موازی

در این قسمت، توانایی نرخ ارز بازار موازی را در تبیین نوسان‌های تراز تجاری در اقتصاد ایران بر اساس بردار متغیرهای $(tb, y, y^*, brer)$ بررسی می‌کنیم. همان‌طور که اشاره شد، تمام این متغیرها، غیرمانا و دارای یک ریشه واحد هستند. اما تئوری از وجود یک رابطه تعادلی با ثبات میان این متغیرها حکایت دارد، بدین روی، به‌رغم غیرمانا بودن متغیرهای الگو، تئوری اقتصادی مستلزم مانا بودن ترکیب خطی آنها می باشد. تکنیک هم انباشتگی ابزاری را برای آزمون این فرضیه، به‌دست می‌دهد. در ادامه، با روش هم‌انباشتگی جوهانسن، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین این متغیرها را برآورد کرده و سپس، نتایج را با روش‌های دیگر هم‌انباشتگی شامل انگل گرنجر، $ARDL$ پسران- شین و فیلیپس- هنسن

1. Integrated

مقایسه می‌کنیم. در روش جوهانسن، رابطه (یا روابط) تعادلی بلندمدت از یک الگوی خود رگرسیون برداری یا VAR استخراج می‌شود. برآورد الگوی VAR به تعیین طول وقفه بهینه بستگی دارد. برای این منظور، از معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC)[1] و بیزین شوارز (SBC)[2] استفاده می‌کنیم. نتایج به دست آمده از این معیارها برای الگوی تراز تجاری ایران، شامل نرخ ارز بازار موازی، طول وقفه بهینه را برابر دو تشخیص می‌دهد(نتایج برای صرفه جویی ارایه نمی‌شوند).

نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی برای تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت (ابعاد فضای هم‌انباشتگی) در بخش A جدول (۳) ارائه شده است. برای این منظور، از آماره‌های تریس[3] و حداکثر مقدار ویژه[4] استفاده می‌شود. هر چند آزمون تریس تعداد روابط تعادلی بلندمدت را برابر ۲ $r = 2$ تعیین می‌کند، اما آزمون حداکثر مقدار ویژه، سازگار با تئوری اقتصادی بر وجود تنها یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو دلالت دارد. لذا با توجه به ملاحظات نظری، تحلیل‌های هم‌انباشتگی بر اساس فضای هم‌انباشتگی یک بعدی انجام می‌شود.

همان‌طور که در پایان بخش A جدول(۲) ملاحظه می‌شود، متغیرهای درآمد داخلی (y) ، درآمد خارجی (y^*) و نرخ ارز حقیقی ($brer$)، بر اساس آزمون نسبت درستنمایی، برون‌زای ضعیف یا علت بلندمدت تراز تجاری محسوب می‌شوند. در واقع، ضریب جمله تصحیح خطای $ecm\ (tb - tb^*)$ در هیچ یک از معادله‌ها به استثنای معادله Δtb معنادار نیست. بدین روی، به هنگام برآورد معادله بلندمدت تراز تجاری به الگو کردن این متغیرها نیازی نیست. نتایج به دست آمده از برآورد رابطه بلندمدت تراز تجاری پس از اعمال قیود برون زایی، در بخش B جدول(۲) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تمام ضرایب (برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی کشور، نرخ ارز بازار موازی و تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری) که نشان‌دهنده کشش‌های بلندمدت (درآمدی یا قیمتی) هستند، معنادار بوده و علامت مورد انتظار را دارند. در این میان، متغیر درآمد داخلی با ضریب ۰/۹۲ بیشترین و درآمد شرکای تجاری با ضریب ۰/۱۱- کمترین تأثیر را بر تراز تجاری غیرنفتی کشور در بلندمدت داشته‌اند. بدین روی، تأثیر رشد درآمد داخلی بر کسری تراز تجاری غیرنفتی به مراتب از رشد درآمد خارجیان برای بهبود آن بیشتر است. در این میان، نرخ ارز با ضریب ۰/۳۶- ابزار قدرتمندی برای بازگرداندن تعادل تراز تجاری در بلندمدت محسوب نمی‌شود. بنابراین تنها سیاست‌های طرف عرضه یا همانند گذشته محدودیت‌های وارداتی یا درآمدهای نفتی قادر خواهند بود تا تراز خارجی کشور را برقرارساخته و بخش بزرگی از نوسان‌های آن را توضیح دهند.

به‌طور کلی، این اتفاق‌نظر وجود دارد که در کشورهای در حال توسعه، برآورد کشش‌های قیمتی در بیشتر موارد کمتر از واحد بوده است؛ هر چند که برآوردها در پژوهش‌های مختلف تفاوت قابل توجهی با یکدیگر دارند. خان (۱۹۷۴) برای ۱۵ کشور در حال توسعه متوسط کشش‌های قیمتی را (با خارج کردن ترکیه) ۰/۹۴۸ برآورد می‌کند. در مطالعه بهمنی اسکویی (۱۹۸۶) متوسط برآورد کشش‌های قیمتی بلندمدت برای کشور در حال

1. Akaike Information Criteria
2. Schwarz Bayesian Criteria
3. Trace
4. MaximalE igen Value.

توسعه (به استثنای آفریقای جنوبی) ۰/۳۹۵ به دست می‌آید. به علاوه، باید توجه داشت که فینی و همکاران (۱۹۹۲) با توسعه یک الگوی نظری نشان دادند که با فرض جانشینی خالص میان کالاهای داخلی و وارداتی کشش قیمتی واردات یا تراز تجاری در شرایط محدودیت‌های وارداتی کمتر از حد بوده، به‌طوری‌که در غیاب کنترل‌ها، کشش‌های قیمتی واردات و تراز تجاری بزرگتر است. افزون بر این، آنها در مطالعه تجربی خود به این نتیجه رسیدند که درجه باز بودن اقتصادی یا سهم تجارت خارجی با کشش قیمتی تراز تجاری ارتباط مستقیمی دارد. لذا، با توجه به این‌که در طول دوره نمونه، کنترل‌های وسیعی روی واردات (ناشی از محدودیت‌های ارزی یا اتخاذ برخی سیاست‌های صنعتی) وجود داشته، نمی‌توان کشش قیمتی برآورد شده را برای ارزیابی سیاست کاهش ارزش پول به همراه آزادسازی تجاری به کار برد. به این ترتیب، هنگامی که سیاست کاهش ارزش پول در چارچوب یک برنامه تعدیل ساختاری، همزمان با آزادسازی واردات دنبال می شود، اثر آن بر تراز تجاری بیش از حدی است که برآورد یادشده از کشش قیمتی(۰/۳۶-) نشان می‌دهد. به بیان دیگر، آزادسازی، کشش قیمتی را افزایش می‌دهد.

جدول- ۲. تحلیل‌های هم‌انباشتگی برای تراز تجاری در تصریح اول(نرخ بازار موازی)

متغیرهای الگو شده: $(tb, y, y^*, brer)$
متغیرهای قطعی: متغیرهای مجاری و جمله ثابت

فضای هم‌انباشتگی(A)

آزمون تریس				آزمون حداکثر مقدار ویژه				
مقدار بحرانی ٪۹۰	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ٪۹۰	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۶۳/۲	۶۷/۴	۹۱/۱	r≥۱	r=۰	۲۸/۹	۳۱/۵	۴۸/۳	r=۱	r=۰
۴۲/۷	۴۵/۸	۴۶/۸	r≥۲	r≤۱	۲۲/۹	۲۵/۶	۱۷/۴	r=۲	r≤۱
۲۵/۷	۲۸/۵	۲۸/۰	r≥۳	r≤۲	۱۷/۰۱	۱۹/۱	۱۴/۰۷	r=۳	r≤۲
۱۵/۷	۱۷/۵	۱۰/۹	r≥۴	r≤۳	۱۰/۹	۱۲/۹	۹/۸	r=۴	r≤۳

آزمون نسبت درست‌نمایی برای برون‌زایی: $(y, y^*, brer)$

$LR-test \quad \chi^2(۳) = ۳/۲۱ (۰/۴۳)$

متغیرهای الگو شده: tb

متغیرهای الگو نشده: $(y, y^*, brer)$

بردار هم انباشته کننده(B)

	tb	y	y^*	brer
ecm(tb-tb*)	-۱	۰/۹۲	-۰/۱۱	-۰/۳۶
		(۲/۸۸)	(-۲/۳۱)	(-۲/۳۱)

ادامه جدول- ۲.

(C) آزمون‌های تشخیص – مقادیر داخل جدول سطوح اهمیت نهایی (P-Value) هستند				
معادله / آماره‌های آزمون	tb	y	y^*	brer
$AR\ \chi^2(۴)$	۰/۱۵	۰/۲۳	۰/۱۶	۰/۱۶
$RESET\ \chi^2(۱)$	۰/۷۵	۰/۱۱	۰/۳۹	۰/۳۹
$NORM\ \chi^2(۲)$	۰/۳۶	۰/۱۴	۰/۲۴	۰/۰۰
$HET\ \chi^2(۴)$	۰/۴۲	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۷

توضیحات: اعداد داخل پرانتز بیانگر نسبت‌های t است.

نتایج آزمون‌های خوبی برازش یا تشخیص، در بخش C جدول (۲) برای متغیرهای دستگاه ارائه شده است. در این جدول، $AR\ \chi^2(۴)$ آمار آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی جمله‌های اخلال (برای چهار وقفه)، $RESET\ \chi^2(۱)$ آماره آزمون رمزی برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، $NORM\ \chi^2(۲)$ آماره آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها مبتنی بر چولگی[1] و کشیدگی[2] باقیمانده‌ها و $HET\ \chi^2(۴)$ آماره آزمون واریانس همسانی براساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده است. اعداد داخل جدول، سطوح اهمیت نهایی هستند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، معادله تراز تجاری با هیچ مشکلی در خصوص آزمون‌های تشخیصی مواجه نیست. بدین روی، متغیرهای دستگاه بر اساس نرخ ارز بازار موازی قادر خواهند بود تا رفتار تراز تجاری غیرنفتی را به نحو رضایت‌بخشی تبیین کنند.

بر اساس رابطه بلندمدت برآوردشده برای تراز تجاری در جدول (۲)، کشش‌های کوتاه‌مدت تراز تجاری را با برآورد معادلات تصحیح خطای ساختاری بررسی می‌کنیم. برای این منظور، الگوی معادله کوتاه‌مدت تراز تجاری و عبارت ecm به صورت زیر تصریح می شود:

$$\Delta tb_t = \gamma_0 + \sum_i \gamma_{1i}\Delta tb_{t-i} + \sum_i \gamma_{2i}\Delta y_{t-i} + \sum_i \gamma_{3i}\Delta brer_{i-t} + \sum_i \gamma_{4i}\Delta y^* + \alpha ecm_{t-1}$$

$$ecm = tb - tb^*$$

α ضریب جمله تصحیح خطا است. کشش‌های کوتاه‌مدت تراز تجاری نیز از این معادله، محاسبه می‌شوند. به طور مثال، کشش درآمدی کوتاه‌مدت، برابر $\sum\gamma_{2i}/(1-\sum\gamma_{1i})$ و کشش کوتاه‌مدت تراز تجاری نسبت به نرخ ارز حقیقی برابر $\sum\gamma_{3i}/(1-\sum\gamma_{1i})$ است. tb^* نسبت(لگاریتم) واردات به صادرات تعادلی بلندمدت بوده که توسط رابطه بلندمدت به‌دست آمده در جدول(۲)، محاسبه می‌شود.

---

1. Skewness 2. Kurtosis.

نتایج به دست آمده از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا و کوتاه‌مدت معادله تراز تجاری، در جدول (۳) نشان داده می‌شود. به‌طور مثال، کشش کوتاه‌مدت تراز تجاری(واردات به صادرات غیرنفتی) نسبت به تغییرات نرخ ارز نیز به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\sum \gamma_i}{1-\sum \gamma_{1i}} = \frac{-0/12}{1-0/28} = -0/17$$

همان‌طور که مشاهده می‌کنید، کشش کوتاه‌مدت تراز تجاری نسبت به نرخ ارز بازار موازی از کشش بلندمدت آن کمتر است. این کشش کوتاه‌مدت (۰/۱۷-) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت تراز تجاری نسبت به کاهش ارزش پول تا حدی بهبود می‌یابد؛ هرچند که این بهبود یا مازاد در بلند مدت بیشتر است، لذا، پدیده منحنی J در اقتصاد ایران بر اساس نرخ ارز بازار موازی قابل تأیید نخواهد بود.

همانند الگوی بلندمدت، درآمد داخلی و پس از آن، نرخ ارز بازار موازی بر تغییرات کوتاه مدت تراز تجاری بیشترین تأثیر را دارند. این نتیجه- همان‌طور که ساختارگرایانی مانند واینبرگن[1] (۱۹۸۶) و اسلام[2] (۱۹۸۴) برای کشورهای در حال توسعه اشاره می‌کنند- نشان می‌دهد که نرخ ارز برای بازگرداندن تعادل تراز تجاری در دوره نمونه توانایی محدودی داشته است. هرچند کشش بلندمدت تراز تجاری نسبت به تقاضای داخلی تفاوت معناداری از واحد نداشته است، اما اثر همزمان تقاضای نهایی و همچنین، کشش کوتاه‌مدت تراز تجاری نسبت به y به مراتب بزرگتر از کشش بلندمدت آن است. بنابراین، با این‌که در کوتاه مدت تغییرات درآمد، تعادل تراز تجاری غیرنفتی را به‌طور قابل ملاحظه‌ای بر هم می‌ریزد، اما اقتصاد کشور در بلندمدت توانایی بیشتری برای بازگرداندن تعادل در بخش تراز تجاری را داشته است. تراز تجاری (tb) نسبت به عدم تعادل خود با ضریب به نسبت پایین ۰/۱۷- تعدیل می‌شود. در واقع، هزینه‌های عدم تعادل در بخش تجارت خارجی پایین برآورد شده، در نتیجه، متغیر جنگ بر اساس انتظار، عدم تعادل تراز تجاری را افزایش داده است.

الگوی کوتاه‌مدت ECM از تمام آزمون‌های خوبی برازش (واریانس ناهمسانی، شکل تبعی رمزی، نرمالیتی و خودهمبستگی) عبور می‌کند. با این حال، این الگو تنها قادر است پنجاه و پنج درصد (۵۵٪) نوسان‌های تراز تجاری را توضیح دهد. بدین روی، بر اساس انتظار، بخش قابل توجهی از نوسان‌های تراز تجاری بر اساس عواملی توضیح داده می‌شوند که در الگو لحاظ نشده است (مانند محدودیت‌های وارداتی یا تکانه‌های طرف عرضه و بهره‌وری که منجر به رشد صادرات شده‌اند). با توجه به تحولات ساختاری شدید در دوره نمونه (به ویژه دوره جنگ و انقلاب) آزمون‌های ثبات ضرایب ساختاری مبتنی بر مجموع تجمعی باقیمانده‌های عطفی یا $CUSUM$[3] و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های عطفی یا $CUSUMSQ$ استفاده شده است. همان‌طور که در شکل‌های (۱) و (۲) نشان داده شده است، نمودارهای مربوط به این آزمون‌ها به شکل قابل قبولی در دامنه

1. Wijnbergen(1988) 2. Islam(1984)
3. Cumulative plot of recursive residual

اطمینان پنج درصد(۵٪) قرار می‌گیرند که حکایت از باثبات بودن ضرایب به رغم تحولات ساختاری دوره نمونه دارد. برای بررسی بیشتر ثبات ضرایب، برخی متغیرهای مجازی دیگر مانند انقلاب را نیز به الگو اضافه کرده و حساسیت نتایج را به تصریح جدید مورد توجه قرار داده‌ایم؛ اما نتایج آزمون‌های معناداری ضرایب مربوط به آنها نشان داد که ضریب به‌دست آمده برای این متغیرها معنادار نیست.

جدول-۳. ECM برای تابع تراز تجاری

$$dtb = \underset{(5/58)}{7/13} + \underset{(2/25)}{0/28}\, dtb(-2) + \underset{(3/39)}{2/61} dy + \underset{(2/68)}{0/78}\, dy(-1) - \underset{(-5/67)}{0/12}\, dbrer(-1) + \underset{(-5/24)}{0/09} dy^{*}(-1) - \underset{(2/37)}{0/12}\, ecm(-1) + \underset{(4/77)}{0/93}\, dum$$

$R^{2} = 0/55$ AR $\chi^{2}(4) = 1/41(0/257)$ $\chi^{2}(1)$ RESET$=(0/95)0/003$

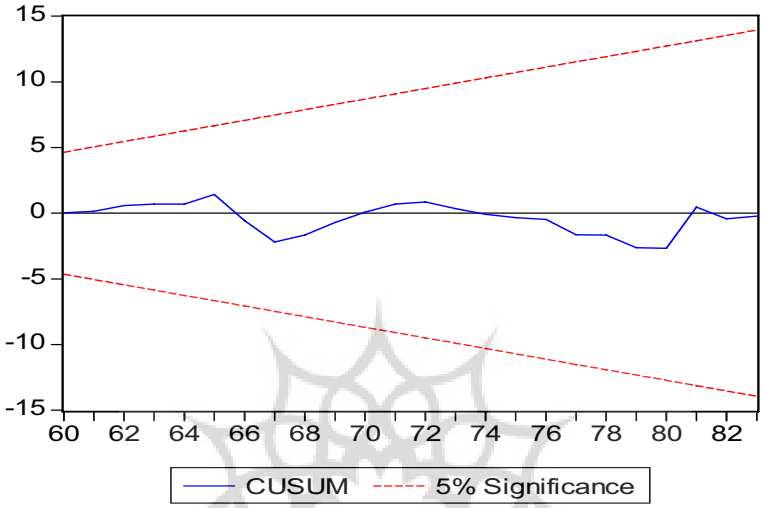
NORM $\chi^{2}(2) = 3/23(0/198)$ HET $\chi^{2}(4) = 2/34(0/037)$

برآورد ضرایب کوتاه‌مدت:

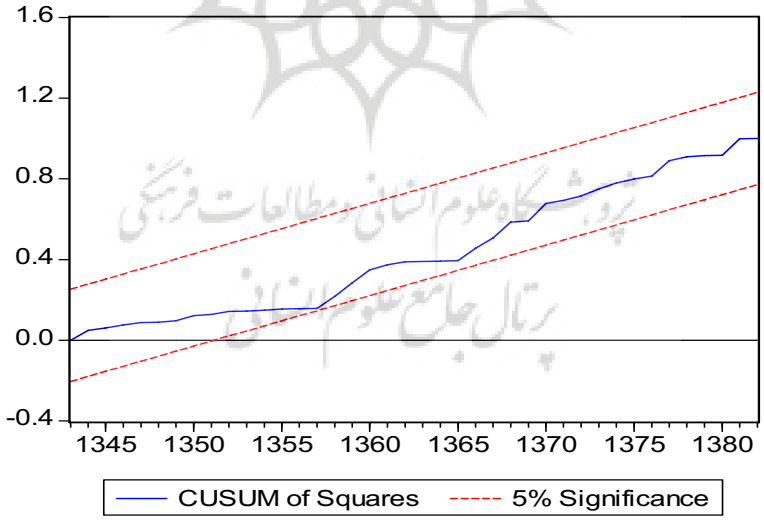
$$dtb = 0/03 + 4/71\, dy - 0/17\, dbrer + 0/12\, dy^{*} - 0/17\, ecm(-1)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار-۱. آزمون CUSUM برای ثبات پارامترها در معادله تراز تجاری مبتنی بر brer

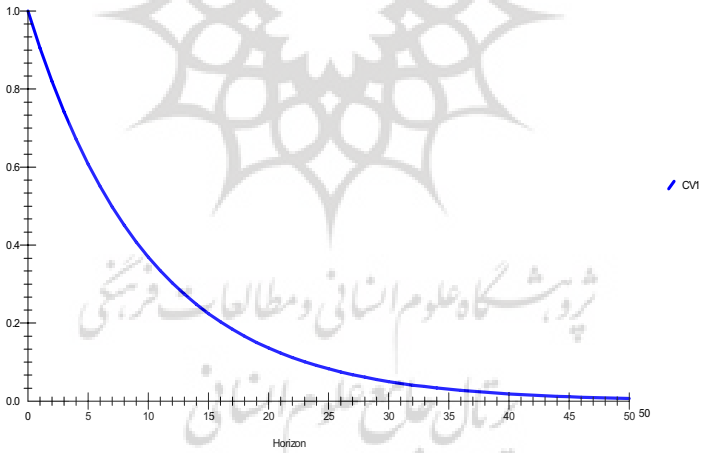


نمودار-۲. آزمون CUSUMSQ برای ثبات پارامترها در معادله تراز تجاری مبتنی بر brer



نمودار (۳)- که به منحنی شدت یا درجه تداوم[1] شهرت دارد- تأثیر تکانه وارد بر کل دستگاه[2] را روی رابطه تعادلی بلندمدت (یا بردار هم انباشته کننده) تراز تجاری در طول زمان نشان می‌دهد. این منحنی در بر گیرنده اطلاعاتی در خصوص سرعت همگرایی الگو به سمت رابطه تعادلی بلندمدت است. به بیان دیگر، منحنی شدت تداوم سرعتی را که با آن، به هنگام تکانه وارد بر کل دستگاه عدم تعادل الگو زایل می‌شود، به نمایش می‌گذارد. مقدار شدت تداوم در زمان صفر یعنی زمان ایجاد تکانه برابر واحد قرار می‌گیرد و پس از آن، چنانچه رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو برقرار باشد، به سمت صفر کاهش می‌یابد. همان‌طور که در نمودار یادشده مشاهده می‌شود، به دنبال تکانه وارد بر کل دستگاه تنها پنجاه درصد(۵۰٪) عدم تعادل اولیه پس از هفت دوره حذف می‌شود. بنابراین، عدم تعادل در بخش خارجی به کندی کاهش یافته و بخش بزرگی از انحراف تراز تجاری از مقدار تعادلی بلندمدت آن پس از یک دوره طولانی در الگو باقی می‌ماند. در نتیجه، سیاست‌ها و ابزارهای سیاستی در طول دوره نمونه قادر به تعدیل سریع عدم تعادل خارجی نبوده‌اند. در واقع، هزینه‌های عدم تعادل خارجی در نظام تجاری کشور کمتر از حد برآورد شده است. این نتیجه، با پایین بودن ضریب جمله تصحیح خطا در الگوی ECM سازگار است.

مودارر-۳. منحنی شدت تداوم اثر تکانه بر روابط بلندمدت تراز تجاری



جدول(۴) نیز نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی و برآورد روابط تعادلی بلندمدت مبتنی بر نرخ بازار موازی ارز را با استفاده از روش‌های غیر سیستمی انگل-گرنجر، $ARDL$ پسران و شین (۱۹۹۸) و فیلیپس- هانسن نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نتایج به طور کیفی تفاوتی با روش سیستمی جوهانسن ندارد. علامت

1. Persistence Profile
2. System-Wide Shock

تمام ضرایب صحیح و در بیشتر موارد معنا دارند. افزون بر این، تمام مقادیر آماره‌های تشخیصی، رضایت‌بخش است(نتایج آماره‌های تشخیص برای صرفه جویی ارایه نشده است). همچنین، ضریب جمله تصحیح خطا نیز از لحاظ مقداری به ضریب به‌دست آمده در دستگاه VAR هم انباشته‌کننده بسیار نزدیک است(نتایج تنها برای الگوی ARDL ارایه شده است). لذا، برآورد این ضریب از ثبات بالایی برخوردار است. در مجموع به نظر می‌رسد که تصریح الگوی تراز تجاری بر اساس نرخ ارز بازار موازی قادر است نوسان‌های تراز تجاری را به نحو رضایت‌بخشی تبیین کند.

جدول-۴. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی و برآورد روابط تعادلی بلندمدت تراز تجاری

برآورد ضرایب بلندمدت مبتنی بر روش انگل گرنجر			
y^*	brer	y	جمله ثابت
-۰/۲۴(-۲/۳۵)	-۰/۴۲ (-۲/۸۷)	۱/۲۱ (۳/۲۱)	۱/۶۰ (۰/۸۸۲)
آزمون‌های هم‌انباشتگی بر اساس آماره‌های دیکی فولر برای اجزای اخلال			
مقدار بحرانی	آماره آزمون		سطح اهمیت نهایی
-۴/۱۹	-۶/۵۲		یک درصد
-۳/۵۲	-۶/۵۲		پنج درصد
-۳/۱۹	-۶/۵۲		ده درصد
برآورد ضرایب بلندمدت مبتنی بر روش **ARDL** پسران و شین			
-۰/۱۸(-۲/۲۹)	-۰/۳۰ (-۲/۰۲)	۱/۵۰ (۱/۹۷)	-۲/۱۲ (-۰/۴۶۸)
ضریب تعدیل		-۰/۱۴ (-۳/۱۵)	
آزمون هم‌انباشتگی در روش **ARDL** پسران و شین			
مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪		آماره **F**	
۴/۴۸		۱۷/۲۲	
برآورد ضرایب بلندمدت به روش فیلیپس- هنسن			
-۰/۱۵ (-۳/۰۲)	-۰/۵۰ (-۳/۱۲)	۰/۹۵ (۲/۰۵)	-۳/۴۵ (-۰/۴۳۱)

توضیحات: اعداد داخل پرانتز بیانگر نسبت‌های t است.

۳-۴. برآورد الگوی تجربی بر اساس نرخ ارز مؤثر رسمی

در این قسمت، الگوی تراز تجاری را مبتنی بر نرخ ارز مؤثر رسمی تصریح کرده و توانایی این نرخ را در تبیین نوسان‌های تراز تجاری در دوره نمونه بررسی می‌کنیم. لذا، بردار متغیرها برای تحلیل‌های هم‌انباشتگی به صورت $(tb, y, y^*, wrer)$ در نظر گرفته می شود. همان‌طور که اشاره شد، تجزیه و تحلیل‌های

هم‌انباشتگی در روش جوهانسن به تعیین طول وقفه صحیح در الگوی VAR بستگی دارد. لـذا، هماننـد تصریح اول، بر اساس معیارهای آماری AIC و SBC در مورد طول وقفـه بهینـه قضـاوت مـی‌کنـیم. از آنجایی که هر دو معیار یادشده در وقفه $P = ۲$ حداکثر می‌شوند، لذا، طول وقفه بهینه در این تصریح نیز برابر دو انتخاب می‌شود.

نتایج به دست آمده از آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسـون و تعیـین تعـداد روابـط بلندمـدت مبتنـی بـر آماره‌های آزمون نسبت درست‌نمایی، تریس[1] و حداکثر مقـدار ویـژه[2] در جـدول (۵) نشـان داده شـده اسـت. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس آزمون تریس و حداکثر مقدار ویژه، در سطوح اطمینان ۵ و ۱۰ درصد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود یک بردار هم‌انباشتگی مورد قبول واقع می‌شود. به بیان دیگر، آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسون بر خلاف انتظارات نظـری، وجـود روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای دستگاه را رد می‌کند. این نتیجه می‌تواند نشان دهد کـه شـکل تبعی غلط، حذف متغیرهای مربوط و یا دیگر خطاهـای تصـریح داشـته اسـت. البتـه، بـا وجـود رابطـه بلندمدت میان نرخ ارز بازار موازی و تراز تجاری که در قسمت قبل بررسی شد، نبـود رابطـه بلندمـدت میان نرخ مؤثر ارز و تراز تجاری را می‌توان به عدم استفاده از اطلاعات کامل تجاری در محاسبه نـرخ ارز یادشده، به ویژه در نظر نگرفتن آثار مالیات‌ها، یارانه‌ها و محدودیت‌های تجـاری نسـبت داد. شـواهد بـه دست آمده، اهمیت نرخ ارز بازار موازی را در مقایسه با قیمت‌های نسبی دیگـر در تبیـین رفتـار واردات نشان می‌دهد. در واقع، نرخ ارز مؤثر رسمی با محدودیت زیادی برای پـیش‌بینـی رفتـار بلندمـدت تـراز تجاری مواجه است. افزون بر این، نتایج رابطه بلندمـدت بـرآورد شـده در بخـشB جـدول (۵) از نظـر علامت و به ویژه اهمیت آماری ضرایب رضایت‌بخش نیست. در واقع، هیچ یک از ضرایب در ایـن رابطـه معنادار نیستند. به بیان دیگر، نرخ ارز بازار موازی رفتار تراز تجاری را از نرخ‌هـای رسـمی بهتـر توضـیح می‌دهد. آماره‌های تشخیصی در بخش C جدول نیز به ویژه برای معادله تراز تجـاری از رضـایت‌بخشـی کمتری برخوردارند. در واقع، اطلاعات دستگاه بر اساس نرخ مؤثر رسمی قادر نیست تا رفتار تراز تجاری را به نحو رضایت‌بخشی توضیح دهد. این نتایج، نشان می‌دهـد کـه هرچنـد بخـش قابـل ملاحظـه‌ای از واردات و صادرات بر اساس سهمیه‌های ارزی و نرخ‌های کنترل‌شده رسمی انجام گرفته، امـا نرخـی کـه رفتار واردکنندگان و صادرکنندگان را متأثر ساخته، نرخ ارز بازار موازی بوده است.

پرتال جامع علوم انسانی

1.Trace Likelihood Ratio 2. Maximum Eigen Value

جدول-۵. تحلیل‌های هم‌انباشتگی برای تراز تجاری در تصریح دوم(نرخ مؤثر رسمی)

متغیرهای الگو شده: $(tb, y, y^*, wrer)$

متغیرهای قطعی: متغیرهای مجاری و جمله ثابت

فضای هم‌انباشتگی(A)

آزمون تریس					آزمون حداکثر مقدار ویژه				
مقدار بحرانی ٪۹۰	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ٪۹۰	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۶۳/۲	۶۷/۴	۳۸/۳۱	r≥۱	r=۰	۲۸/۹	۳۱/۵	۲۴/۲	r=۱	r=۰
۴۲/۷	۴۵/۸	۲۰/۹۶	r≥۲	r≤۱	۲۲/۹	۲۵/۶	۱۷/۴	r=۲	r≤۱
۲۵/۷	۲۸/۵	۳/۵۶	r≥۳	r≤۲	۱۷/۰۱	۱۹/۱	۳/۵۶	r=۳	r≤۲
۱۵/۷	۱۷/۵	۱/۹۸	r≥۴	r≤۳	۱۰/۹	۱۲/۹	۱/۸	r=۴	r≤۳

بردار هم انباشته کننده(B)

wrer	y^*	y	tb	
۰/۰۶	-۰/۵۱	۱/۹۲	-۱	ecm(tb-tb*)
(۱/۱۱)	(-۰/۹۱)	(۱/۰۹)		

(C) آزمون‌های تشخیص – مقادیر داخل جدول سطوح اهمیت نهایی (P-Value) هستند

معادله / آماره‌های آزمون	wrer	y^*	y	tb
AR χ^2(۴)	۰/۰۰	۰/۱۴	۰/۴۵	۰/۰۵
RESET χ^2(۱)	۰/۰۹	۰/۲۶	۰/۱۰	۰/۰۰
NORM χ^2(۲)	۰/۰۰	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۰۶
HET χ^2(۴)	۰/۰۳	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۱۲

توضیحات: اعداد داخل پرانتز بیانگر نسبت های t است.

برآورد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بر اساس روش‌های غیرسیستمی انگل-گرنجر، *ARDL* پسران و شین (۱۹۹۸) و فیلیپس- هانسن در جدول (۶) نتایج مشابهی را نشان می‌دهد. بر اساس این رویکردها نیز فرضیه وجود هم‌انباشتگی رد شده، به‌طوری‌که هیچ رابطه بلندمدتی میان متغیرهای الگو برقرار نیست. به علاوه، در هر سه روش، ضرایب برآورد شده معنادار نبوده و برخی از آنها علامت مورد انتظار را ندارند. همچنین، استفاده از نرخ مؤثر رسمی منجر به بی‌ثباتی ضرایب کوتاه‌مدت شده است. به‌طور مثال، آزمون‌های ثبات ضرایب

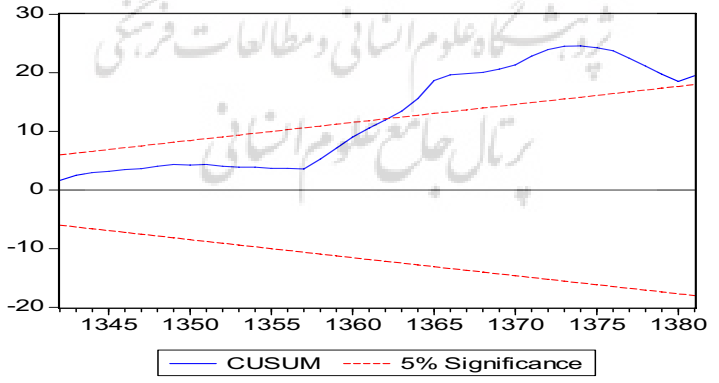
ساختاری CUSUM و CUSUMSQ برای الگوی ARDL که در نمودارهای ۴ و ۵ نشان داده می‌شود، بر بی‌ثباتی الگوی تصریح شده بر اساس نرخ مؤثر رسمی دلالت دارد.

جدول-۶. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی و برآورد روابط تعادلی بلندمدت تراز تجاری

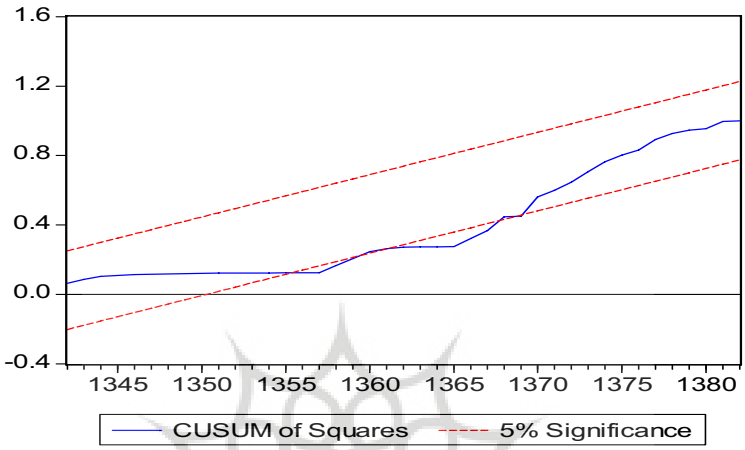
برآورد ضرایب بلندمدت مبتنی بر روش انگل گرنجر			
y^*	*wrer*	y	جمله ثابت
-۰/۲۸(-۰/۹۱)	۰/۳۵ (۱/۳۰)	۰/۲۶ (۰/۸۲۲)	-
آزمون‌های هم‌انباشتگی بر اساس آماره های دیکی فولر برای اجزای اخلال			
مقدار بحرانی	آماره آزمون		سطح اهمیت نهایی
-۴/۲۰			یک درصد
-۳/۵۲	-۴/۴۱		پنج درصد
-۳/۱۹	-۴/۴۱		ده درصد
برآورد ضرایب بلندمدت مبتنی بر روش *ARDL* پسران و شین			
-۰/۶۵(-۱/۱۷)	-۰/۲۴ (-۰/۶۰۹)	۰/۳۶ (۱/۰۸)	-۵/۴۲ (-۱/۱۱)
ضریب تعدیل			-۰/۲۴ (-۱/۴۵)
آزمون هم‌انباشتگی در روش *ARDL* پسران و شین			
مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪		آماره F	
۴/۴۸		۳/۰۱	
برآورد ضرایب بلندمدت به روش فیلیپس- هنسن			
-۰/۰۹(-۲/۱۳)	-۰/۲۸ (-۱/۰۵)	۰/۳۷ (۱/۰۲)	-۱/۳۵ (-۰/۸۱)

توضیحات: اعداد داخل پرانتز بیانگر نسبت‌های t است.

نمودار-۴. آزمون CUSUM برای ثبات پارامترها در معادله تراز تجاری مبتنی بر wrer



نمودار-۵. آزمون CUSUMSQ برای ثبات پارامترها در معادله تراز تجاری مبتنی بر wrer



۴. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت را بر اساس روش‌های نوین اقتصادسنجی مورد بررسی قرار دادیم. ابتدا، تحلیل‌های هم‌انباشتگی بر اساس روش جوهانسن (شامل آزمون رابطه تعادلی بلندمدت و برآورد ضرایب یا کشش‌های بلندمدت) ارائه شد؛ سپس، از روش‌های هم‌انباشتگی انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، *ARDL* پسران و شین (۱۹۹۸) و فلیپس- هانسن(۱۹۹۵) برای مقایسه نتایج و بررسی حساسیت برآوردها به روش‌های اقتصادسنجی یادشده استفاده کردیم. معادله تراز تجاری با الهام از مبانی نظری و ادبیات تجربی به‌عنوان تابعی از درآمد داخلی، درآمد شرکای تجاری و قیمت نسبی(نرخ ارز حقیقی) تصریح شده‌است. در معادله تراز تجاری، توانایی دو قیمت نسبی را، که بر اساس نرخ ارز موازی و نرخ ارز مؤثر رسمی تعریف شده است- در تبیین نوسان‌های تراز تجاری مقایسه کردیم.

نتایج به دست آمده در این پژوهش نشان می‌دهد که نرخ ارز مؤثر رسمی قادر نیست نوسان‌های متغیر نسبت واردات به صادرات را در طول دوره نمونه به نحو رضایت‌بخشی تبیین نماید. در مقابل، به‌هنگام استفاده از نرخ ارز بازار موازی، وجود روندهای مشترک یا آزمون‌های هم‌انباشتگی تأییدشده و برازش الگوها به‌طور قابل ملاحظه‌ای بهبود می‌یابد. در واقع، با در نظر گرفتن متغیر نرخ ارز مؤثر رسمی حقیقی در الگوی تراز تجاری، فرضیه وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو (بر اساس فروض مختلف) ردشده و آماره‌های تشخیص و ثبات ضرایب بر رضایت‌بخش نبودن الگو دلالت دارد.

بنابراین، هرچند حجم زیادی از واردات و صادرات در بسیاری از دوره‌ها با استفاده از نرخ رسمی ارز انجام گرفته اما هزینه فرصت واقعی آن که تراز تجاری را متأثر ساخته، نرخ ارز بازار موازی بوده است. به این ترتیب، در ادامه نتایج تصریح معادله تراز تجاری بر حسب نرخ ارز موازی تحلیل می‌شود.

به هنگام استفاده از نرخ ارز موازی، کشش‌های درآمدی و قیمتی بلندمدت تراز تجاری در تمام رویکردهای مختلف (انگل و گرنجر، $ARDL$ پسران و شین و فیلیپس- هنسن) علامت مورد انتظار را داشته و با دقت بالایی مخالف صفر برآورد می‌شوند. متوسط کشش‌های قیمتی بلندمدت به‌دست‌آمده توسط روش‌های مختلف بین ۰/۳۰- تا ۰/۵۰- و متوسط کشش‌های درآمدی بلندمدت(داخلی) بین ۰/۹۲ تا ۱/۵ برآورد می‌شود. در این میان، درآمد داخلی بیشترین تأثیر و درآمد شرکای تجاری کمترین تأثیر را (با کششی بین ۰/۱۱- تا ۰/۲۴-) بر تراز تجاری داشته است. کاهش ارزش پول داخلی حتی در کوتاه مدت قادر است، تراز تجاری را بهبود بخشد؛ بدین روی، شواهدی در خصوص منحنی J در اقتصاد ایران وجود ندارد. البته، بر اساس الگوی نظری فینی و همکاران(۱۹۹۲) کشش قیمتی و درآمدی در شرایط وجود محدودیت‌های کمی روی تجارت خارجی کمتر از حد برآورد شده و نمی‌توان از آن برای ارزیابی اثر سیاست کاهش ارزش پول روی واردات در شرایطی که این سیاست مقارن با آزادسازی‌های تجاری نیز می‌شد، استفاده کرد. بدین ترتیب انتظار می‌رود که همراهی سیاست کاهش ارزش پول با آزاد سازی تجاری، اثرات با اهمیتی بر روی تراز تجاری داشته باشد. متغیرهای قیمتی و درآمدی بر اساس الگوی استاندارد تنها می‌توانند پنجاه درصد (۵۰٪) نوسان‌های تراز تجاری را در اقتصاد ایران توضیح دهند. بخش بزرگی از تحولات تراز تجاری غیرنفتی از عواملی مانند کنترل‌ها و محدودیت‌های تجاری، نوسان‌های درآمد نفتی یا عوامل طرف عرضه ناشی می‌شود که اثرات آنها در الگو قابل اندازه گیری نیست.

تراز تجاری نسبت به عدم تعادل دستگاه به کندی (با ضریب بین ۰/۱۲- تا ۰/۱۴-) تعدیل می شود. افزون بر این، منحنی شدت تداوم نشان می‌دهد که تنها پنجاه درصد(۵۰٪) عدم تعادل اولیه (انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت) پس از هفت دوره حذف می‌شود. به بیان دیگر، عدم تعادل در بخش خارجی به کندی کاهش یافته و انحراف تراز تجاری از مقدار تعادلی بلندمدت آن به کندی از بین می‌رود. لذا، سیاست‌ها و ابزارهای سیاستی در طول دوره نمونه قادر به تعدیل سریع عدم تعادل خارجی نبوده است. در واقع، هزینه‌های عدم تعادل خارجی در نظام تجاری کشور کمتر از حد برآورد شده است.

با توجه به نتایج به دست آمده از این پژوهش، توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌شود:

الف، انتخاب روش مناسب در محاسبه نرخ ارز در توضیح رفتار تجارت خارجی کشور از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. برای محاسبه اثر نرخ ارز بر تراز تجاری، لازم است هزینه فرصت واقعی آن با درنظرگرفتن مالیات‌ها، سوبسیدها، سیاست‌های تجاری و محدودیت‌های کمی مورد توجه قرار گیرد. نرخ ارز رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری کشور را به نحو رضایت‌بخشی پیش‌بینی کند.

ب، با توجه به آسیب‌پذیری بالای کشور نسبت به تحولات خارجی (به ویژه درآمدهای نفتی)، انعطاف‌پذیری بیشتر نرخ ارز، سرعت همگرایی به سمت تعادل داخلی و خارجی و هزینه‌های عدم‌تعادل در اقتصاد را کاهش می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن(۱۳۸۰)، اقتصادسنجی کاربردی: رویکردهای نوین. تهران. انتشارات دانشگاه تهران.

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن(۱۳۸۳)، انحراف نرخ ارز حقیقی تعادلی و سیاست‌های تجاری در اقتصاد ایران. پژوهشنامه بازرگانی. فصلنامه شماره ۳۳.

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن(۱۳۸۴)، روش‌های تنظیم و ایجاد تعادل در بازار ارز و تشویق خرید کالا و خدمات از داخل. تهران. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش سالانه و ترازنامه سال‌های مختلف.

بهمنی اسکویی، محسن(۱۳۷۲)، اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران در دوران پس از انقلاب اسلامی. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

پسران، هاشم(۱۳۷۷)، یکسان‌سازی نرخ ارز و نقش بازار و برنامه‌ریزی در بازسازی اقتصادی ایران. سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

پورعبدالهیان، محسن(۱۳۷۸)، نوسانات نرخ واقعی ارز و تأثیر آن بر عرضه صادرات غیرنفتی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

پورمقیم، سیدجواد(۱۳۷۷)، سیاستهای مطلوب ارزی صادرات غیرنفتی. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

تقی، هومن(۱۳۷۶)، تأثیر تغییر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی و واردات ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

خیابانی، ناصر(۱۳۸۰)، یکسان‌سازی نرخ ارز و اثرات آن بر متغیرهای اقتصادی. تهران. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

رحیمی بروجردی، علیرضا(۱۳۷۶)، کاهش ارزش پول و تراز پرداختهای خارجی ایران. وزارت امور اقتصادی و دارایی. تهران. چاپ اول.

رحیمی بروجردی، علیرضا(۱۳۷۹)، اقتصاد بین‌الملل. تهران. دفتر نشر بصیرت فرهنگی.

رفعتی، محمدرضا؛ عسگری، علی؛ مهرگان، نادر(۱۳۷۲)، ارز از چند نرخی تا تک‌نرخی. تهران. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

ضرغامی، بابک(۱۳۸۲)، ارزیابی تأثیر نظام ارز شناور بر واردات و صادرات غیرنفتی و سطح عمومی قیمت‌ها. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تربیت مدرس.

زنگنه، محمد(۱۳۸۱)، تحلیل رابطه نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از رویکرد Pass-Through در اقتصاد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

فرهندی، علی(۱۳۶۸)، ارزیابی سیاست ارزی در ایران. معاونت پژوهشی و برنامه‌ریزی دانشگاه تهران.

گروه توسعه اقتصادی و اجتماعی منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا(۱۳۸۱). نکات اصلی گزارش بانک جهانی در مورد سیاستهای ارزی و تجاری در ایران. ترجمه محمد زاغیان و فاطمه مهدی‌پور. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی. معاونت پژوهشهای بازرگانی- اقتصادی. مدیریت پژوهشهای حقوق اقتصاد و بازرگانی.

نادری، ابوالقاسم؛ اخوی، احمد؛ حکیمی، شیرین(۱۳۶۹)، بررسی مسائل و مشکلات صادرات غیرنفتی. تهران. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

نوفرستی، محمد(۱۳۷۷)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران. انتشارات رسا.

نوفرستی، محمد؛ عرب‌مازار، عباس(۱۳۷۳)، یک الگوی اقتصادسنجی کلان برای اقتصاد ایران. پژوهشها و سیاستهای اقتصادی. شماره اول.

یزدان‌پناه، احمد(۱۳۷۹)، آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. رساله کارشناسی ارشد. تهران. دانشکده اقتصاد دانشگاه الزهرا.

Agbola, Y. Damoense (1996). Estimating the Long-run Effects of Exchange Rate Devaluation on the Trade Balance of South Africa. The Review of Economic Studies, 58, PP. 407–436.

Anil K. Lal, and Thomas C. Lowinger (2002). Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment in South Asia Countries. Journal of Asian Economics. 13, PP. 371-383.

Argy, V. (1994). International Macroeconomics: Theory and Policy. New York: Routledge.

Bahmani Oskooee, Mohsen. (1989). Devaluation and The J Curve: Some Evidence from LDC_s. The Review of Economics and Statistics. No.3.

Bahmani-Oskooee, M., (1986). Determinants of International Trade Flows: the Case of Developing Countries. Journal of Development Economics, 20, pp.107-123

Bahmani-Oskooee, Mohsen, and Aghdas Mirzai (2000). Real and Nominal Effective Exchange Rates for Developing Countries: 1973:1-1997:3. Applied Economics. 32, pp.411-428.

Buluswar, M.D., Thompson, H. and Upadhyaya, K.P. (1996). Devaluation and The Trade Balance in India. Journal of Asian Economics, p.12.

Chinn, Menzine D. (2005). A Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation. Open Economies Review. 7, pp.127–145.

Filbo, Barbosa, and H. Nelson. (2004). Growth, Exchange Rates and Trade in Brazil: A Structuralism Post – Keynesian Approach. Institute of Economics Federal University of Rio de Janeiro.

Goldstein, Morris and Moshin Khan, (1978). The Supply and Demand for Exports: a Simultaneous Approach. Review of Economics and Statistics, 60, pp.275-286.

Gylfason, T., and M. Radetzki. (1991). Does Devaluation Make Sense in the Least Developed Countries?. Economic development and Cultural Change, University of Chicago.

Houthakker, H.S. and S. P. Maggee(1969). Income and Price Elasticities in World Trade. The Review of Economics and Statistics, 2, pp.111-127.

Khan, Mohsin. (1974). Import and Export Demand in Developing Countries. IMF Staff Papers,21, pp.678-693.

Khan, Mohsin. (1975). The Structure and Behavior of Imports of Venezuela. Review of Economics and Statistics. 57, pp.221-224.

Lane, P.R. Milesi-Ferrett, G.M.(2002). External Wealth, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate. European Economic Review. 46, pp.1049 – 1071

Onafowora, Olugbenga. (2003). Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: is there a J-Curve?. Susquehanna University, Working Paper.

Rincon C., Herman (1996). Testing the Short-and-Long-Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia. Applied Economics Letters, 4, pp. 575–578.

Singh, T. (2002). India's Trade Balance: the Role of Income and Exchange Rates, Journal of Policy Modeling, 24, pp. 437–452.

Soliman, Andres. (1986). Contractionary Devaluation in the Southern Cone: the Case of Chili. Journal of Development Economics, and Vol. 23.

Upadhyaya, Kamal P. (1999). Currency Devaluation, Aggregate Output in the Long Run: an Empirical Study. Economics Letters. 64, pp.197-202.

Wilson, T. and Tat, K.C(2001). Exchange Rates and the Trade Balance: the Case of Singapore 1970 to 1996. Journal of Asian Economics. 12, pp. 47–63.

Yousefi, Ayoub, and Tony S. Wirjanto (2003). Exchange Rate of the US Dollar and the J Curve: the Case of Oil Exporting Countries. Energy Economics. 25, pp. 741-765.