

# تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی (مقایسه تجربه ایران و ترکیه)

محمد اعظم رجبیان\*

مصطفی سلیمی فر\*\*

## چکیده

این مقاله، به بررسی ارتباط میان تراز تجاری غیرنفتی ایران و نرخ ارز حقیقی با استفاده از معادله تراز تجاری، بر مبنای الگوی اصلاح شده رز و یلن و با به کارگیری داده‌های سالانه، طی دوره ۱۳۵۹-۱۳۹۱ پرداخته است. ابتدا برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته و برای بررسی صحت نتایج آزمون دیکی- فولر، آزمون شکست ساختاری پرون انجام شده است، همچنین به منظور تعیین روابط بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت میان تراز تجاری غیرنفتی ایران با متغیرهای نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی ترکیه از الگوی ARDL استفاده شده است. با توجه به تأثیرگذاری مثبت تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت، سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند به‌عنوان یک سیاست تأثیرگذار در بهبود بخشیدن به روند تراز تجارت غیرنفتی ایران و ترکیه، مورد استفاده سیاست‌گذاران واقع شود، اما در بلندمدت ارتباط معناداری بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری مشاهده نشد. همچنین تغییرات تولید ناخالص داخلی ایران، اثر منفی و تولید ناخالص داخلی ترکیه، اثر مثبت قابل توجهی بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند که مطابق با تئوری‌های اقتصاد کلان است.

## واژگان کلیدی

نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری غیرنفتی، الگوی ARDL

\* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) Email: mo\_az719@stu.um.ac.ir

\*\* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد Email: mostafa@um.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۹۴/۸/۴

تاریخ ارسال: ۹۴/۴/۱۶

فصلنامه راهبرد / سال بیست و چهارم / شماره ۷۷ / زمستان ۱۳۹۴ / صص ۲۹۴-۲۷۵

## جستار گشایی

جهت و میزان اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری از موضوعات و مسائل مهمی است که در بسیاری از مطالعات دانشگاهی و کاربردی به آن پرداخته می‌شود. درک رابطه بین تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری کلید موفقیت سیاست‌های تجاری است. اگر تغییر نرخ ارز باعث تعدیل حساب جاری نشود، سیاست‌گذاران باید به ابزار دیگری برای بهبود وضعیت حساب جاری متوسل شوند. در کشورهای نفت‌خیز مانند ایران، یکی از مسائل اساسی در حوزه تجارت بین‌الملل، موضوع درآمدهای نفتی و تأثیرات آن بر اجزای اقتصاد کشور است. بر اساس نتایج بسیاری از مطالعات تجربی، دلیل اصلی توسعه نیافتگی کشورهای نفت‌خیز، اتکا به درآمدهای نفتی می‌باشد.

بر اساس آمار گمرک و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، علی‌رغم رشد صادرات غیرنفتی طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۹، تراز تجاری ایران دارای کسری بوده است. از این رو می‌توان گفت طی این سال‌ها، علی‌رغم نگاه برون‌گرای اقتصادی برنامه‌های توسعه به‌خصوص طی دهه‌های اخیر، هنوز هم توان رقابتی کشور برای حضوری مؤثر در عرصه رقابت جهانی و رهایی از اقتصاد تک‌محصولی نفت، بسیار محدود است.

بر اساس مبانی تجارت بین‌الملل از جمله سیاست‌های ارزی تعدیل‌کننده که می‌تواند در زمینه بهبود تراز تجاری راهگشا باشد، سیاست کاهش ارزش پول ملی است. بر اساس نظریه‌های اقتصادی با اجرای این سیاست، ارزش صادرات کشور افزایش و ارزش واردات کاهش می‌یابد و بنابراین برآیند این دو اثر، منجر به بهبود تراز تجاری کشور مورد نظر خواهد شد. از این رو، انتظار می‌رود یک رابطه مستقیم میان تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری یک کشور وجود داشته باشد.

این موضوع تا سال ۱۹۷۱ در بسیاری از مطالعات تجربی در زمینه تجارت بین‌الملل کاربرد داشت، اما در سال ۱۹۷۱ به دنبال کاهش تراز تجاری کشور آمریکا علی‌رغم کاهش ارزش دلار و به دنبال آن عدم تأیید شرط مارشال-لرنر در سایر کشورها و وخیم‌تر شدن تراز تجاری این کشورها به دنبال تضعیف ارزش پول داخلی آنها، ادبیات جدیدی در ارتباط با تبیین رفتار تراز تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت شکل گرفت. بر این اساس این‌طور عنوان کردند که با کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت به دلیل آنکه حجم صادرات و واردات قابلیت تعدیل آنی نسبت به این تغییر را ندارند، تراز تجاری کاهش یافته و در بلندمدت به دلیل آنکه مصرف‌کنندگان زمان لازم برای تشخیص تغییر در موقعیت رقابتی بین‌المللی و همچنین تولیدکنندگان کالاهای صادراتی، زمان لازم جهت گسترش ظرفیت، تهیه تجهیزات جدید و مواد خام را خواهند داشت،

تراز تجاری افزایش می‌یابد (شاکری، ۱۳۸۷). در حقیقت این تفاوت در واکنش زمانی تراز تجاری نسبت به کاهش ارزش پول داخلی، منجر به بروز پدیده منحنی جی گردید. بر این اساس به جرأت می‌توان گفت این پدیده، از جمله دستاوردهای مهم تجربی محققان در حوزه تجارت بین‌الملل، برای توجیه عکس‌العمل متناقض تراز تجاری نسبت به تغییر در نرخ ارز در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت است.

در این مقاله، نظر به اهمیت سیاست کاهش ارزش پول ملی چه از جنبه اقتصادی و چه از جنبه سیاسی به عنوان ابزار ایجاد و تداوم ارتباط با مجموعه ملل جهان و ایجاد برخی وابستگی‌های متقابل کالایی، در بهبود تراز تجاری و تقویت رقابت‌پذیری بین‌المللی، به بررسی تأثیر این سیاست بر تراز تجاری دوجانبه غیرنفتی میان ایران و کشور ترکیه پرداخته می‌شود. به منظور انتخاب شریک عمده تجاری ایران در بخش غیرنفتی طی دوره موردنظر، دهه پایانی دوره این تحقیق (۱۳۹۱-۱۳۵۹) به دلیل در دسترس بودن آمار تجارت دوجانبه ایران با همه کشورها، به عنوان دوره نمونه انتخاب شده و کشوری که بر مبنای شاخص ارزش تجارت (میانگین مجموع قدر مطلق صادرات غیرنفتی و واردات دو جانبه ایران با این کشورها) طی این دهه، عمده‌ترین شریک تجاری ایران می‌باشد، مورد بررسی قرار می‌گیرد (نتایج محاسبات در بخش ضمیمه قابل مشاهده است).

بر این اساس با توجه به امکان دسترسی به آمار تجارت دوجانبه ایران با این کشورها، ترکیه سومین شریک تجاری ایران در بخش تجارت غیرنفتی پس از کشور امارات متحده عربی و چین، طی این دهه می‌باشد و از آنجایی که عمده تجارت کالایی کشور امارات، صادرات مجدد محسوب می‌شود و این کشور تنها مقصد ورود کالاهای اروپایی و آمریکایی است، چین و ترکیه به عنوان عمده‌ترین شریک تجاری ایران طی دوره مورد نظر می‌باشند. با توجه به برنامه‌ریزی‌های دولت جهت دو برابر شدن حجم مبادلات ایران و ترکیه و همسایگی این کشور با ایران و دروازه ورودی ایران به اروپا، به نظر می‌رسد ترکیه در آینده از مهم‌ترین شرکای تجاری ایران محسوب می‌شود، لذا در این مقاله ارتباط تجاری ایران و ترکیه مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین صرفاً به بررسی تراز تجاری کالایی غیر نفتی پرداخته شده است. منظور از تراز تجاری کالایی غیرنفتی، ارزش صادرات غیرنفتی کل منهای ارزش واردات کل است. همچنین از آنجاکه این متغیر وابستگی مستقیم با قیمت جهانی نفت ندارد می‌توان گفت که از آسیب‌های اقتصادی ناشی از نوسانات قیمت نفت در امان است و متغیر با ثبات‌تری نسبت به تراز تجاری کل است و روند تحولات را در بلندمدت به نحو بهتری می‌تواند پوشش دهد.

## ۱. مبانی نظری

بررسی رابطه تراز تجاری با سایر متغیرهای تأثیرگذار بر آن همواره یکی از مباحث عمده و قابل توجه در مبانی تجارت بین‌الملل کشورها بوده است، با این وجود، چنانچه بخواهیم تنها بر رابطه متقابل نرخ ارز و تراز تجاری متمرکز شویم، دو رویکرد کلی مطرح است: رویکرد شرط مارشال-لرنر و رویکرد منحنی جی. برای توضیح رویکرد اول باید گفت در مطالعات بسیاری که تاکنون در حوزه ادبیات منحنی جی صورت گرفته است، محققان بر این باورند که شرط مارشال-لرنر دیگر قادر به توضیح واکنش دقیق تراز تجاری یک کشور نسبت به تغییرات نرخ ارز نیست. از همین رو در بیشتر مطالعاتی که در دو دهه اخیر صورت گرفته منحنی جی، مبنای کاربردی نگرش صحیح نسبت به عکس‌العمل تراز تجاری در قبال تغییرات صورت گرفته در نرخ ارز است. *لئونارد و استوک من<sup>۱</sup> در سال ۲۰۰۱، با بازگشتی مجدد به نظریه منحنی جی و بر اساس نتایج مطالعات تجربی خود، مبانی این نظریه را نیز همانند مبانی شرط مارشال-لرنر در تحلیل تراز تجاری کشورها، به چالش می‌کشند. آن دو با استفاده از آزمون‌های آماری ناپارامتریک به بررسی رابطه نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و حساب جاری می‌پردازند و ادعا می‌کنند که شواهد به دست آمده از نتایج آزمون‌ها، با مبانی تئوریک استاندارد منحنی جی سازگاری ندارد؛ اما در ادامه مطالعه خود مبانی و مفهوم نظری جدیدی که بتواند جایگزین مناسبی برای نظریه منحنی جی باشد ارائه نکرده‌اند. مزی‌نی نیز در مطالعه‌ای که در سال ۱۳۸۳ با موضوع اثر تغییرات نرخ ارز بر بخش تجاری کشور انجام داده است، به این موضوع اشاره می‌کند.*

*منحنی جی.* در حقیقت آنچه که در تاریخ تجارت بین‌الملل منجر به ظهور پدیده منحنی جی شد، بروز تناقض در واکنش تراز تجاری کشور آمریکا نسبت به کاهش ارزش دلار در سال ۱۹۷۰ بود. در این سال تراز تجاری کشور آمریکا دارای مازادی به میزان ۲/۲ بیلیون دلار بود که به دنبال برخی سیاست‌ها این مازاد در سال ۱۹۷۱ تبدیل به کسری به میزان ۲/۷ بیلیون دلار گردید. در همین سال و به دنبال بروز این کسری، مقامات دولتی این کشور تصمیم گرفتند تا برای اصلاح این وضعیت، بر اساس آنچه که در ادبیات تجارت بین‌الملل وجود داشت، از ارزش دلار بکاهند و به این ترتیب وضعیت تراز تجاری این کشور را بهبود ببخشند؛ اما اجرای این سیاست تنها منجر به تشدید کسری تراز تجاری این کشور به بیش از ۶/۸ بیلیون دلار شد

(Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004:1378). به دنبال بروز این واکنش متناقض، محققان در پی یافتن پاسخی برای آن، به مطالعات گسترده‌ای پرداختند.

مگی<sup>۲</sup> اولین فردی بود که در سال ۱۹۷۳ به تفسیر این پدیده پرداخت. وی در راستای توجیه آن به تجزیه و تحلیل سه دوره زمانی پرداخت: الف) دوره زمانی اول که در آن قراردادهای پیش از بروز کاهش ارزش پول، منعقد شده‌اند؛ ب) دوره زمانی دوم که در آن قراردادهای بلافاصله پس از بروز کاهش ارزش پول منعقد شده‌اند و ج) دوره زمانی سوم که در آن تعدیل ملایم حجم کالاهای منظور شده در قراردادها صورت می‌گیرد.

پس از مگی، جونز و رومبرگ<sup>۳</sup> نیز در همان سال (۱۹۷۳) به تکمیل یافته‌های مگی پرداختند. آنها وجود وقفه زمانی اثرگذاری مثبت سیاست تضعیف پول بر تراز تجاری را متأثر از عواملی مانند وجود وقفه تشخیص، وقفه تصمیم‌گیری، وقفه توزیع، وقفه جایگزینی و وقفه تولید می‌دانند. پس از این دو مطالعه، دو محقق دیگر به نام‌های لافر<sup>۴</sup> و سالانت<sup>۵</sup> نیز در سال ۱۹۷۶ به تفکیک از یکدیگر، به مطالعه بر روی پدیده منحنی جی پرداختند. در سال ۱۹۷۹ میلز<sup>۶</sup> با مطالعه بر روی این موضوع، سه انتقاد بر مطالعات قبلی وارد کرد: ۱. اثرات موقت یا دائمی تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری معلوم نیست؛ ۲. هیچ مقایسه‌ای بین سطوح محاسبه‌شده در قبل و بعد از کاهش ارزش پول صورت نگرفته است و ۳. آنها اثرات این تغییر را بر متغیرهایی از جمله سیاست‌های مالی یا پولی دولت، مورد بررسی قرار نداده‌اند. وی به این نتیجه رسید که کاهش ارزش پول ملی منجر به بهبود وضعیت تراز تجاری نشده، اما توانسته است از مجرای حساب سرمایه، منجر به بهبود وضعیت تراز پرداخت‌ها شود.

در سال ۱۹۸۵، هیماریوس<sup>۷</sup> طی مطالعه‌ای که در این زمینه انجام داد، انتقاداتی به تحلیل میلز وارد کرد. در سال ۱۹۸۵ بهمنی/سکویی با حذف متغیرهای مخارج دولت و هزینه فرصت پول، تغییراتی در مدل طراحی شده توسط هیماریوس ایجاد کرد و با اصلاح نقایص آن، الگوی متفاوتی را برای آزمون منحنی جی ارائه نمود. وی با وارد کردن ساختار وقفه‌ای آلمون بر متغیر نرخ ارز حقیقی و اضافه نمودن متغیرهای درآمد جهانی (YW)، سطح پول پر قدرت داخلی و سطح پول پر قدرت سایر کشورهای جهان (MW)، به تصریح مدل پرداخت. همچنین وی در سال ۱۹۸۹ به اصلاح معایب الگوی ارائه‌شده خود پرداخت و در محاسبه نرخ ارز حقیقی، سطح

2. Magee

3. Junz & Rhomberg

4. Laffer

5. Salant

6. Miles

7. Himarios

عمومی قیمت‌ها در کشور خارجی را هم در نظر گرفت. بدین ترتیب این‌طور بیان کرد که در این حالت چنانچه علامت نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت منفی و در بلندمدت مثبت باشد، وجود پدیده منحنی جی در تراز تجاری کشور مورد تأیید خواهد شد.

باید گفت آنچه که در این مقوله از اهمیت فراوانی برخوردار است نوع رویکرد تحلیلی محققان فوق در بررسی این پدیده است که بر مبنای داده‌های تجمعی می‌باشد؛ اما این رویکرد دارای معایبی است. از این رو در سال‌های اخیر شاهد کاربرد داده‌های تجارت دوجانبه در بیشتر مطالعاتی که در زمینه پدیده منحنی جی انجام شده‌اند، بوده‌ایم. نخستین محققانی که برای بررسی این پدیده در سطح تجارت دوجانبه مدلی مدون ارائه دادند، رز و یلن<sup>۸</sup> بودند. آنها ابتدا با مجزا نمودن معادلات صادرات و واردات از یکدیگر، تحلیل خود را آغاز و این‌طور ادعا کردند که بر اساس دیدگاه پیروان مارشال، حجم تقاضای واردات یک رابطه مستقیم با درآمد حقیقی کشور واردکننده (داخلی) و همچنین یک رابطه معکوس با سطح قیمت نسبی کالاهای وارداتی دارد. بنابراین تابع تقاضای واردات به‌صورت زیر است:

$$D_m = D(Y, p_m) \quad \text{و} \quad D_m^* = D_m^*(Y^*, p_m^*) \quad (۲)$$

در این معادلات منظور از  $D_m$  ( $D_m^*$ ) به ترتیب مقدار تقاضای واردات کشور داخلی و مقدار تقاضای کشور خارجی و منظور از  $Y$  سطح درآمد حقیقی کشور داخلی و منظور از  $Y^*$  سطح درآمد حقیقی کشور خارجی است. همچنین  $p_m$  قیمت نسبی کالاهای وارداتی بر حسب پول کشور داخلی و  $p_m^*$  نیز قیمت نسبی کالاهای وارداتی را بر حسب پول کشور خارجی نشان می‌دهند.

همچنین با فرض وجود رقابت کامل، سطح قیمت نسبی کالاهای صادراتی تعیین‌کننده مقدار تقاضای صادرات خواهد بود، بنابراین خواهیم داشت:

$$S_x = S_x(p_x) \quad \text{و} \quad S_x^* = S_x^*(p_x^*) \quad (۳)$$

که در این معادلات  $S_x$  و  $S_x^*$  به ترتیب عبارت‌اند از: مقدار عرضه صادرات کشور داخلی و مقدار عرضه صادرات کشور خارجی.  $p_x$  و  $p_x^*$  نیز سطح قیمت‌های نسبی کالای صادراتی را به ترتیب در کشور داخلی و خارجی نشان می‌دهند. در حقیقت منظور از سطح نسبی قیمت کالاهای صادراتی در کشور داخلی، نسبت سطح قیمت کالاهای صادراتی ( $P_x$ ) به سطح قیمت‌های کل در کشور داخلی ( $P$ ) است. مشابه این مسئله در مورد تعیین سطح قیمت

کالاهای صادراتی در کشور خارجی نیز برقرار است؛ بنابراین سطح قیمت‌های نسبی کالاهای وارداتی برحسب پول داخلی به این صورت نوشته خواهد شد:

$$p_m = E \cdot P^*_x / P = REX \quad (4)$$

در رابطه (۴)، منظور از  $E$ ، نرخ ارز اسمی که برحسب تعداد واحدهای پول داخلی بر مبنای یک واحد پول خارجی است.

بر اساس تئوری‌های اقتصادی، در حالت تعادل حجم تجارت و سطح قیمت نسبی کالاهای صادرشده به هر کدام از کشورها توسط دو معادله زیر تعیین می‌شوند:

$$D_m = S^*_x \quad D^*_m = S_x \quad (5)$$

ارزش حقیقی تراز تجاری کشور داخلی برابر است با تفاضل ارزش صادرات حقیقی از ارزش واردات حقیقی بر حسب پول کشور داخلی:

$$B = p_x \cdot D^*_m - REX \cdot D_m \quad (6)$$

بر اساس معادلات (۳) تا (۶) فرم کاهش‌یافته معادله تراز تجاری کشور داخلی به صورت زیر خواهد بود:

$$B = B(DEX, Y, Y^*) \quad (7)$$

رز و یلن در مطالعه خود فرم لگاریتمی متغیرهای مستقل را برای تخمین ضرایب معادله تراز تجاری کشور داخلی به کار بردند:

$$TB_{jt} = a + b \ln Y_{it} + c \ln Y_{jt} + d \ln REX_{jt} + \varepsilon_t \quad (8)$$

در این معادله  $TB_{jt}$  برابر است با تراز تجاری کشور آمریکا که صادرات خالص کشور آمریکا را در روابط تجاری با کشور  $Z$  نشان می‌دهد و برابر است با تفاضل ارزش صادرات کشور آمریکا به شریک تجاری آن از واردات آن به همان کشور.  $Y_{it}$  تولید ناخالص ملی حقیقی کشور  $i$  (کشور داخلی) و  $Y_{jt}$  تولید ناخالص ملی حقیقی کشور  $Z$  (کشور خارجی) را نشان می‌دهد؛ بنابراین بر این اساس الگوی تراز تجاری رز و یلن، یک رابطه خطی- لگاریتم میان متغیرهای الگو برقرار است.

مدل طراحی شده توسط رز و یلن دارای نقایصی بود، از این رو بهمنی اسکویی و بروکس<sup>۹</sup> در سال ۱۹۹۹ با اصلاح این نقایص و نقایص سایر الگوهای ارائه‌شده پیشین، به ادبیات نظری این حوزه توسعه بخشیدند. آنها با الهام از الگوی تراز تجاری رز و یلن، به تصریح مجدد معادله تراز تجاری دو جانبه کشورها پرداختند و متغیر تراز تجاری را به صورت نسبت صادرات کشور

داخلی به واردات آن از کشور شریک تجاری آن، معرفی کرده و بیان کردند که این متغیر هم مستقل از واحد اندازه‌گیری است و هم منعکس‌کننده تحرکات تراز تجاری در بخش‌های واقعی و اسمی می‌باشد؛ بنابراین الگوی اصلاح‌شده تراز تجاری رز و یلن به این صورت تغییر یافت:

$$\ln TB_{jt} = a + b \ln Y_{it} + c \ln Y_{jt} + d \ln REX_{jt} + \varepsilon_t \quad (9)$$

در این معادله متغیرها عبارت‌اند از:

$TB_{jt}$ : نسبت صادرات کشور داخلی به واردات کشور داخلی در روابط تجاری دوجانبه تنها با یک کشور (کشور  $j$ ).

$Y_{it}$ : تولید ناخالص داخلی کشور  $i$  (کشور داخلی)،  $Y_{jt}$ : تولید ناخالص داخلی کشور  $j$  (کشور خارجی)،  $REX$ : نرخ ارز حقیقی در روابط تجاری دوجانبه کشور داخلی با شرکای تجاری آن. آنها برای رفع نقص الگوی رز و یلن، الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی<sup>۱۰</sup> را پیشنهاد کرده و معیار آکائیک<sup>۱۱</sup> را برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای الگو انتخاب کردند و به این ترتیب مشکلات این الگو برطرف شد.

بر این اساس در این مقاله، به منظور بررسی اثرات کاهش ارزش پول بر تراز تجاری غیرنفتی ایران، از معادله تراز تجاری اصلاح‌شده رز و یلن با رویکرد تجارت دوجانبه استفاده شده است.

## ۲. پیشینه تحقیق

عربشاهی (۱۳۷۶)، به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری کل ایران پرداخت. وی با استفاده از آمار سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۳۸ و با به کار بردن روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطا، تأثیر کاهش ارزش پول ملی را در ایران بررسی کرد و به این نتیجه رسید که کاهش ارزش ریال (افزایش نرخ ارز) در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر تراز تجاری کشور نداشته است و تغییرات تراز تجاری ایران پس از یک تغییر در ارزش ریال، از الگوی خاصی تبعیت نمی‌کند.

زنگنه (۱۳۸۱)، در مطالعه خود با عنوان تحلیل رابطه نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از رویکرد عبور از نرخ ارز<sup>۱۲</sup> در اقتصاد ایران نشان داده است که در دوره ۱۳۷۹-۱۳۳۸ نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر روی قیمت واردات و صادرات دارد و قیمت داخلی واردات تحت تأثیر نرخ

10. ARDL

11. AIC

12. Pass-Through



ارز و سطح قیمت‌های طرف‌های تجاری قرار می‌گیرد. به‌این ترتیب با افزایش نرخ ارز وضعیت تراز تجاری وخیم‌تر می‌شود.

سینگ<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۴)، تراز تجاری هندوستان را برای سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ با استفاده از مدل کاربردی رز که به‌صورت یک مدل اقتصادسنجی با فرم کاهش‌یافته بود، برآورد کرد. بر اساس نتایج این تحقیق، نرخ ارز حقیقی و درآمد داخلی دارای اثر معنی‌داری بر تراز تجاری این کشور بودند، ولی درآمد جهانی دارای اثر معنی‌داری بر این متغیر نبود.

خوشبخت و/اخباری (۱۳۸۴)، پویایی‌های تراز تجاری ایران را مورد توجه قرار دادند و به بررسی منحنی جی در روابط تجاری ایران با آلمان با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۵ با استفاده از تکنیک الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی پرداختند. نتایج حاکی از عدم تأیید فرضیه ارتباط تراز تجاری و نرخ واقعی ارز می‌باشند، به‌طوری که واکنش تراز تجاری نسبت به افزایش نرخ ارز چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت مثبت و هم علامت بوده اما معنی‌دار نیست.

افشاری (۱۳۸۴)، در تحقیقی تحت عنوان تأثیر سیاست‌های ارزی بر تراز تجاری ایران طی دوره ۱۳۷۷-۱۳۳۸ به بررسی رابطه میان نرخ ارز و تراز تجاری پرداخته است. در این تحقیق ابتدا ایستایی متغیرها و سپس هم‌جمعی آنها مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج این تحقیق نرخ ارز طی دوره موردنظر تأثیر ناچیزی بر تراز تجاری ایران دارد.

مهرآرا و عبدی (۱۳۸۶)، میزان اثرگذاری نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران را با استفاده از روش یوهانسون، انگل و گرنجر، فیلیپس-هانسن و پسران و شین در دوره ۱۳۸۳-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه نشان داد که نرخ ارز مؤثر رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری را بر اساس آزمون‌های هم‌جمعی به نحو رضایت‌بخشی تبیین کند؛ اما نرخ ارز حقیقی بازار موازی قادر است رفتار تراز تجاری ایران را به نحو مطلوب‌تری توضیح دهد. وویی و هاو<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۸)، ارتباط پویای نرخ ارز و جریان صادرات و واردات دوجانبه میان مالزی و چین را با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۰ به روش الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی موردبررسی قرار دادند. بر اساس نتایج آزمون علامت ضرایب بلندمدت نرخ ارز حقیقی متناقض بود و با کاهش ارزش پول ملی مالزی تراز تجاری این کشور بدتر می‌شد. وی برای توجیه این رفتار متناقض می‌گوید که در کشور چین، صادرات و واردات توسط اثرات طرف تقاضا تعیین می‌شود.

13. Singh

14. Chee-Wooi & Tze-Haw

دژپسند و گودرزى (۱۳۸۸)، تأثیر سیاست کاهش ارزش پول را بر تراز پرداخت‌های ایران مورد بررسی قرار دادند و به بررسی شرط مارشال- لرنر در معادله صادرات و واردات کلی ایران پرداختند. با استفاده از داده‌های تلفیقی، وجود رابطه معنی‌دار میان نرخ ارز و صادرات و واردات کشور تأیید نشد و همچنین سیاست کاهش ارزش پول، تراز پرداخت‌ها را در ایران متأثر نمی‌کند.

آدنیی و همکاران<sup>۱۵</sup> (۲۰۱۱)، به بررسی وجود منحنی جی در روابط تجاری کشورهای عضو حوزه پولی آفریقای غربی پرداختند. به‌منظور بررسی اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری، با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷، ابتدا از آزمون هم‌جمعی و سپس از الگوی الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، فرضیه منحنی جی، تنها در روابط تجاری دوجانبه نیجریه و سیرالئون تأیید شد.

احمدیان و احمدی شادمهری (۱۳۹۱)، تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با کشور آلمان (۱۳۸۶-۱۳۴۹) را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج این تحقیق وجود پدیده منحنی جی در روابط تجاری دوجانبه غیرنفتی میان ایران و کشور آلمان تأیید می‌شود.

مطالعات محققان دیگر مانند لال و لوینگر (۲۰۰۲)، هاگر و هاتمی (۲۰۰۳)، رحمان و افضل (۱۳۸۲)، مورا و داسیلوا (۲۰۰۵)، چراتیان (۱۳۸۸)، علی محمدی (۱۳۹۰)، باهاروم‌شاه (۲۰۰۱)، آرورا و همکاران (۲۰۰۳)، نارایان (۲۰۰۶) و بهمنی/اسکویی و هاروی (۲۰۰۹) را نیز می‌توان مشاهده کرد.

### ۳. معرفی متغیرها و متدلوژی

این مقاله در پی پاسخگویی به این پرسش‌ها می‌باشد که آیا بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ می‌توان سیاست کاهش ارزش پول را به‌عنوان یکی از راهکارهای مؤثر بر بهبود تجارت غیرنفتی ایران با ترکیه پیشنهاد داد؟ آیا ابزارهای جایگزین جهت تأثیرگذاری بر تراز تجاری وجود دارد؟

به‌منظور شکل‌دهی مبانی نظری تحقیق و امکان تحلیل روابط تجاری دوجانبه غیرنفتی ایران، اطلاعات لازم و آمارهای مورد نیاز جهت انجام تحقیق از منابعی، از قبیل سالنامه‌های آماری کشور منتشرشده از سوی گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمار و گزارش‌های اقتصادی منتشرشده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مجموعه اطلاعات و آمار منتشرشده

از سوی بانک جهانی<sup>۱۶</sup>، آمار تجاری اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران و سازمان توسعه تجارت، صندوق بین‌المللی پول<sup>۱۷</sup> و نشریات سالنامه آماری مالی بین‌المللی<sup>۱۸</sup> این صندوق استخراج شده‌اند.

در این مقاله، روش الگوسازی به‌منظور بررسی رابطه میان نرخ ارز حقیقی با تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران و ترکیه، روش سری زمانی است. پیش از تخمین ضرایب معادله تراز تجاری غیرنفتی ایران، وضعیت پایایی متغیرها در این معادله با استفاده از آزمون ریشه واحد مورد بررسی واقع می‌شود. همچنین برخلاف سایر مقالات، در این مقاله، از آزمون شکست ساختاری<sup>۱۹</sup> پرون<sup>۲۰</sup> به‌منظور بررسی صحت نتایج آزمون ریشه واحد نیز استفاده شده است. همچنین با استفاده از الگوی اصلاح‌شده تراز تجاری رز و یلن<sup>۲۱</sup> و بر مبنای روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی<sup>۲۲</sup>، معادله موردنظر تدوین شده و با استفاده از نرم‌افزار Microfit تخمین زده خواهد شد. متغیرهای استفاده شده در این مقاله عبارتند از:

### ۳-۱. نرخ ارز حقیقی<sup>۲۳</sup> (RE)

بر اساس مطالعات صورت‌گرفته، نرخ ارز اسمی همواره شاخص مناسبی برای محاسبه مقدار پرداختی‌ها و دریافتی‌ها در معاملات خارجی برای واردکنندگان و صادرکنندگان نیست و اصولاً نرخ واقعی ارز، تعیین‌کننده وضعیت اقتصادی هر کشور در دو صحنه داخلی و خارجی است (برادران شرکا و جبل عاملی، ۱۳۸۲). در واقع نرخ ارز حقیقی میزان رقابت‌پذیری کشور در تجارت با سایر کشورها را اندازه‌گیری می‌کند. در این مقاله به‌منظور مطالعه عکس‌العمل تراز تجاری غیرنفتی نسبت به تغییرات در نرخ ارز، از نرخ ارز حقیقی استفاده شده است. نرخ ارز حقیقی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$RE = E_i \times \frac{P_x}{P_i} \quad (10)$$

$E_i$ : نرخ اسمی ارز برای ایران (یعنی یک دلار آمریکا بر حسب واحدهای پول ملی ایران)،  $P_i$ : شاخص قیمت کشور داخلی (ایران)،  $P_x$ : شاخص قیمت کشور خارجی (ترکیه). همچنین باید

- 
- 16. World Bank (WB)
  - 17. International Monetary Fund (IMF)
  - 18. International Financial Statistics Yearbook (IFS)
  - 19. Structural Break Test
  - 20. Perron
  - 21. Rose & Yellen
  - 22. An Autoregressive Distributed Lag Modelling
  - 23. Real Exchange Rate

گفت که برای محاسبه متغیر فوق، معمولاً از شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده،<sup>۲۴</sup> شاخص قیمت تولیدکننده<sup>۲۵</sup> و تورم زدایی شده استفاده می‌شود. در این مقاله برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است.

### ۳-۲. تراز تجاری (TB)

نسبت تجارت بین ایران و ترکیه عبارت است از نسبت ارزش صادرات غیرنفتی از ایران به کشور مذکور به ارزش واردات از آن کشور.

### ۳-۳. تولید ناخالص داخلی حقیقی (RGI و RGT)

به ترتیب عبارت‌اند از تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران و ترکیه (به قیمت‌های ثابت ۲۰۰۵). بر اساس آنچه در قسمت مبانی نظری مقاله بیان شد، معادله تراز تجاری غیرنفتی ایران به صورت زیر طراحی شده است:

$$TB_{oil\ free} = TB(GDP_i, GDP_t, RE_{cpi})$$

بنابراین معادله تراز تجاری غیرنفتی کشور که به فرم log-log تدوین شده است. در زیر قابل مشاهده خواهد بود:

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RE_t + \alpha_2 \ln RGI_t + \alpha_3 \ln RGT_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

طبق مبانی نظری نیز انتظار داریم:

$$\frac{d \ln TB_t}{d \ln RGI_t} < 0, \quad \frac{d \ln TB_t}{d \ln RGT_t} > 0 \quad (12)$$

همچنین اثر نرخ ارز بر تراز تجاری مدل موردنظر، نامعلوم است، به طوری که می‌تواند منفی یا مثبت باشد.

## ۴. نتایج و بحث

### ۴-۱. آزمون ریشه واحد

مطابق با نظریه هم‌انباشتگی باید ابتدا وضعیت پایایی و درجه هم‌جمعی سری‌های زمانی مشخص شود. در این بررسی همان‌طور که ذکر شد از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر استفاده شده است. باید توجه شود که مقادیر  $t$  محاسبه شده برای متغیرهای موردنظر در الگوها، در سطح معناداری ۵ درصد مورد قبول واقع شده‌اند. به این مفهوم که قدر مطلق آماره‌های  $t$

24. Consumer Price Index

25. Producer Price Index

محاسبه شده از قدر مطلق مقدار بحرانی (آماره دیکی فولر تعمیم یافته) در سطح معناداری ۵ درصد بیشتر است.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره شماره (۱) مشاهده می شود که متغیرهای درون زای لگاریتم طبیعی تراز تجاری (LTB)، تولید ناخالص داخلی ایران (LRGI)، تولید ناخالص داخلی ترکیه (LRGT) در سطح پایا بوده و همچنین لگاریتم طبیعی نرخ ارز حقیقی (LRE) در سطح نا پایا بوده و در تفاضل مرتبه اول پایا شده است.

### نگاره شماره (۱) - نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

متغیرها	مقدار آماره محاسباتی	مقدار بحرانی	نتیجه
Ln TB	-۳/۶۱	-۲/۹۷	پایا
Ln RE	-۱/۰۱	-۲/۹۷	نا پایا
$\Delta$ Ln RE	-۴/۷۳	-۲/۹۸	پایا
Ln RGI	-۵/۶	-۳/۵۹	پایا
Ln RGT	-۳/۶	-۳/۵۸	پایا

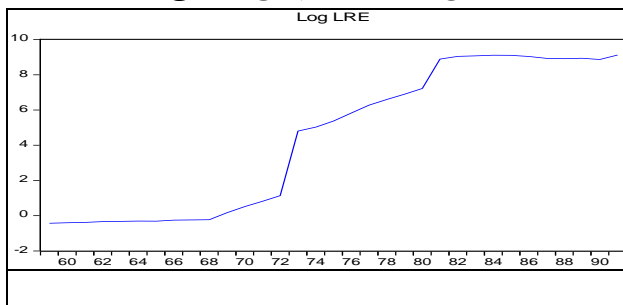
(منبع: نویسندگان)

### ۴-۲. آزمون شکست ساختاری

بر اساس نتایج بخش (۳-۱)، متغیر نرخ ارز حقیقی، انباشته از مرتبه اول  $I(1)$  است. این بدان معناست که این متغیر، در سطح پایا نبوده و در تفاضل مرتبه اول پایا می شود. از این رو، در این بخش با بررسی روند این متغیر، به این سؤال پاسخ داده خواهد شد که آیا شکست ساختاری در روند آن دیده شده است

در نمودار شماره (۱) روند این متغیر طی دوره مورد بررسی قابل مشاهده است. با توجه به نمودار مربوط به تابع روند لگاریتم نرخ ارز حقیقی، به نظر می رسد در سال ۱۳۷۲ شکستی در تابع روند متغیر (LRE)، ایجاد شده است، طوری که از این سال عرض از مبدأ روند متغیر نرخ ارز تغییر می یابد. بر اساس مبانی آزمون شکست ساختاری پرون، به منظور بررسی وجود شکست ساختاری در تابع روند یک متغیر در حالتی که عرض از مبدأ تابع روند در یک نقطه مشخص تغییر یافته است، باید تابع رگرسیون پرون در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته برآورد شود.

نمودار شماره (۱) - تابع روند لگاریتم نرخ حقیقی ارز (LRE)



(مأخذ: محاسبات محقق)

کمیت‌های بحرانی موردنیاز برای انجام آزمون، توسط پرون استخراج و جدول‌بندی شده است. این مقادیر بحرانی با توجه به کمیت  $\lambda = \frac{TB}{n}$  که نسبت زمان بروز شکست ساختاری (RE) به حجم نمونه (n) را نشان می‌دهد در جدول پرون گزارش شده است. نتایج برآورد شده این رگرسیون در نگاره شماره (۲) قابل‌مشاهده است.  $DV_{72}$  متغیر مجازی روند می‌باشند که کمیت آنها برای سال ۷۲ برابر ۱ و برای سال‌های قبل از آن برابر صفر است.  $DU_{72}$ ، متغیر مجازی است که کمیت آن تا سال ۷۲ مساوی صفر و برای سال‌های بعد مساوی یک می‌باشد. T نیز متغیر روند است.

نگاره شماره (۲) - آزمون ریشه واحد برای لگاریتم نرخ ارز حقیقی

(شکست ساختاری موجب تغییر عرض از مبدأ تابع روند شده است)

Method: least squares					
Sample (adjusted): 1359-1391					
LLRE	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	C	3.80E-12	4.07E-12	0.932502	0.3590
	D72	-5.64E-12	2.85E-12	-1.982272	0.0573
	DLRE	1.000000	3.01E-16	3.32E+15	0.0000
	DU72	2.23E-12	1.28E-12	1.739574	0.0929
	T	3.65E-26	2.30E-26	1.588955	0.1233
Adjusted R <sup>2</sup> = ۰/۹۹    D.W.=۱/۷۵    -Statistic =534    Prob(F-Statistic)=۰/۰۰					

(منبع نویسندگان)

بنابراین، تغییر در نظام ارزی کشور در سال ۱۳۷۲ با اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز منجر به این مسئله شد که ارزش دلار افزایش قابل‌ملاحظه‌ای یابد، نتوانسته بر روند تراز تجاری غیرنفتی کشورمان از لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری داشته باشد؛ بنابراین سری زمانی مورد بحث دارای ریشه واحد نیست و روند پایاست.

همان طور که از نتایج برمی آید، ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی با یک وقفه (DLRE)، از مقدار بحرانی خود فاصله زیادی دارد. کمیت آماره آزمون ( $\tau_{\beta}$ ) بر اساس صحت فرضیه وجود ریشه واحد، مؤید ردّ فرضیه است. مقدار  $\lambda$  محاسبه شده برابر با  $\lambda=0/43$  می باشد که با توجه به مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پرون برای تغییر ساختاری در عرض از مبدأ تابع روند، قدر مطلق کمیت آماره محاسبه شده از کمیت های موجود در جدول، در سطوح مختلف (۱ درصد، ۲/۵ درصد، ۵ درصد، ۱۰ درصد) کوچک تر است. پس فرض  $H_0$  به معنای وجود ریشه واحد رد نمی شود و این متغیر در سطح پایا نبوده و نتایج آزمون پایایی دیکی- فولر که در قسمت قبل انجام شد، صحیح است. بنابراین، بر اساس نتایج این آزمون می توان گفت، تغییر در سیاست اتخاذ شده از سوی نظام ارزی کشور در سال ۱۳۷۲ که منجر به افزایش قابل ملاحظه ارزش دلار از ۶۵ تا ۷۵ ریال به ۱۷۵۰ ریال شد، تنها بر نرخ ارز اسمی کشور اثرگذار بوده است و بر اساس نتایج به دست آمده بر نرخ ارز حقیقی کشورمان در روابط تجاری با ترکیه از لحاظ آماری اثر معنی داری نداشته است.

#### ۳-۴. تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت

هنگامی که وجود رابطه علی بلندمدت میان متغیرهای الگو در معادله مورد نظر اثبات شد، امکان تخمین ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت این معادله با استفاده از الگوی ARDL و بر مبنای رابطه (۱۳) وجود خواهد داشت؛ بنابراین:

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \ln RE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \ln RGI_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \ln RGT_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

پس از تخمین ضرایب بلندمدت و اثبات وجود رابطه معنی دار میان متغیرهای الگو در این معادله، نوبت به تخمین ضرایب کوتاه مدت و ECM متناظر با آن می رسد. نتایج تخمین ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت این معادله در نگاره شماره (۳) ارائه شده است. لازم به توضیح است از آنجاکه کلیه متغیرها به فرم لگاریتمی در این معادله آورده شده اند، ضرایب به دست آمده نمایانگر مقادیر کشش موجود میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در هر مدل است.

بر اساس آنچه که در نگاره شماره (۳) قابل مشاهده است، در کوتاه مدت به ازای یک درصد افزایش در نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری حدود ۰/۶ درصد افزایش می یابد. این مسئله نشان دهنده آن است که با افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش پول ملی) در کوتاه مدت تراز تجاری بهبود می یابد و نسبت صادرات به واردات افزایش پیدا می کند. هرچند متغیر نرخ ارز حقیقی در بلندمدت، از لحاظ آماری بی معناست. البته بی معنا شدن آن خدشهای بر نتایج این تحقیق وارد نمی کند و تنها به این مفهوم است که طی دوره نمونه و در بلندمدت، نرخ ارز حقیقی، تأثیر معنی داری بر تراز تجاری غیرنفتی کشورمان نداشته است. هرچند که در کوتاه مدت تأثیر

معنی داری را نشان می‌دهد. لذا می‌توان با سیاست‌های مناسب از طریق تغییر نرخ ارز حقیقی شوک‌های کوتاه‌مدت به تراز تجاری وارد نمود. از آن طرف در بلندمدت یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران، تراز تجاری را حدود ۷/۷۶ درصد کاهش می‌دهد که این نتیجه خود نشان‌دهنده این مطلب است که با افزایش درآمد حقیقی (تولید ناخالص داخلی حقیقی)، قدرت خرید شهروندان داخل کشور نسبت به کالاهای خارجی افزایش می‌یابد، لذا واردات افزایش یافته و منجر به کاهش نسبت صادرات به واردات کشور در مورد ترکیه می‌شود، که نشان می‌دهد کسش واردات نسبت به درآمد ملی بسیار بالاست. همچنین یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ترکیه می‌تواند ۱۲/۵ درصد تراز تجاری را بهبود دهد. این نسبت عدد بزرگی بوده و کسش بالای تراز تجاری را به تولید ناخالص داخلی ترکیه نشان می‌دهد و مشخص می‌کند کشور ترکیه در صورت بهبود وضعیت درآمدی تمایل زیادی به واردات از ایران خواهد داشت.

ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه ((ECM(-1)، منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۵۴ است که نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۵۴ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تراز تجاری حقیقی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. با توجه به مقدار آماره F که معنی داری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود که معنی داری کلی رگرسیون با درصد معنی داری بالایی (بیش از ۸۳ درصد) تأیید می‌شود.

### نگاره شماره (۳) - نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت معادله با استفاده از

#### ARDL بر مبنای معیار SBC - متغیر وابسته: In TB

تخمین ضرایب بلندمدت				تخمین ضرایب کوتاه‌مدت			
متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]	متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]
LRE	۰/۱۸	۰/۷۹	[۰/۴۳]	Δ LRE	۰/۶۰	۲/۶	[۰/۰۱]
LRGI	-۷/۷۶	-۲/۳۴	[۰/۰۲]	Δ LRGI	-۲/۳۵	-۰/۷۲	[۰/۴۷]
LRGT	۱۲/۵	۳/۸	[۰/۰۰]	Δ LRGT	۶/۵	-۲/۹۱	[۰/۰۷]
C	-۱۲۲/۴۷	-۱/۸۹	[۰/۰۷]	Δ C	۶۶/۵	۱/۸۱	[۰/۰۸]
				ecm(-1)	-۰/۵۴	-۳/۹۶	[۰/۰۰]
Adjusted R <sup>2</sup> =۰/۸۳			F=۲۰/۱۸[۰/۰۰]			σ=۱/۸۶	

(منبع: نویسندگان)

## فرجام

مقاله حاضر، با هدف بررسی و تحلیل اثرات تغییر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با ترکیه انجام گرفته است. بر اساس نتایج این تحقیق نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با ترکیه در کوتاه‌مدت مؤثر است. از این رو می‌توان اجرای سیاست تعدیلی کاهش ارزش پول را به‌عنوان یک سیاست مؤثر به‌منظور بهبود بخشیدن به تراز



تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران با ترکیه و مقابله با رکودهای غیرقابل پیش‌بینی اقتصاد جهانی به سیاست‌گذاران پیشنهاد کرد.

همچنین بر اساس نتایج تخمین معادله تراز تجاری غیرنفتی کشورمان، کشش تقاضای واردات نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی بسیار بالاست. به این معنا که با تغییر اندکی در سطح تولید داخلی، تقاضای کالاهای وارداتی در کشورمان افزایش قابل‌ملاحظه‌ای خواهد یافت. لذا توجه به این پارامتر رفتاری می‌تواند تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای در برآیند تأثیر اجرای این سیاست در بلندمدت داشته باشد.

از طرفی با توجه به حساسیت نسبتاً بالاتر تراز تجاری غیرنفتی کشورمان به تولید ناخالص داخلی نسبت به نرخ ارز حقیقی، باید اذعان داشت که کاهش تولید ناخالص داخلی، حتی در شرایطی که نرخ ارز افزایش یافته باشد، می‌تواند تأثیر به‌سزایی در افول بازار کالاهای صادراتی کشورمان داشته باشد. در شرایطی که اقتصاد کشور علاوه بر مواجهه با مشکلات داخلی، به‌شدت تحت تأثیر تحریم‌های اقتصادی از سوی کشورهای توسعه‌یافته است، ارائه الگوهایی که بتواند در بلندمدت موجب رونق فضای صادرات غیرنفتی کشور باشد، مسلماً به‌شدت مورد نیاز است. بر این اساس، در مجموع باید گفت سیاست‌گذاران می‌بایست پیش از اجرای سیاست تعدیلی کاهش ارزش پول ملی، به سایر پارامترهای رفتاری تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی و واردات کشور توجه خاصی داشته باشند.

## منابع فارسی

افشاری، فاطمه، (۱۳۸۴)، *تأثیر سیاست‌های ارزی بر تراز تجاری در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهرا.

بانک مرکزی ج.ا.ایران، *گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی ج.ا.ایران طی سال‌های ۱۳۴۴-۱۳۸۶*.

برومند جزئی، شهرزاد و کهرام، آزادمهر، (۱۳۸۴)، «اثر کسری بودجه و نرخ ارز بر کسری حساب جاری تراز پرداخت‌های خارجی ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*: ۱۲۹-۱۱۳.

برادران شرکاء، حمیدرضا و فرخنده جبل‌عاملی (۱۳۸۲)، «انتخاب نظام ارزی و تغییرات نرخ مؤثر واقعی ارز در ج.ا.ایران طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۷۵»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۵: ۱۴۱-۱۲۱.

جندقی میبیدی، فرشته (۱۳۸۹)، *نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی.

چراتیان، ایمان (۱۳۸۸)، *اثر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی منتخب*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

- خوشبخت، آمنه و اخباری، محمد، (۱۳۸۴)، پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی ل شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان، تحقیقات اقتصادی، (۳)، ۴۱، ۱۴۵-۱۳۰.
- دژسند، فرهاد و حسین گودرزی (۱۳۸۸)، «بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های ایران (تحقق شرط مارشال لرنر در ایران)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، (۳)، ۹: ۴۰-۱۵.
- 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.
- شاکری، عباس (۱۳۸۷)، *نظریه و سیاست‌های اقتصاد کلان*، تهران، پارس نویسا، چاپ اول.
- ضرغامی، بابک (۱۳۸۲)، «*ارزیابی تأثیر نظام نرخ ارز شناور بر واردات و صادرات غیرنفتی و سطح عمومی قیمت‌ها*»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
- عربشاهی، مازیار (۱۳۷۶)، *بررسی اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش ریال ایران بر تراز تجاری با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و تصحیح خطا*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.
- علی‌محمدی پرچکوهی، شاهین (۱۳۸۹)، *تأثیر نوسانات نرخ ارز و تکانه های نفتی بر تراز تجاری ایران (صادرات و واردات) بین سال‌های ۸۶-۱۳۶۹ با استفاده از رهیافت‌های خانواده GARCH, GLS*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده علوم اقتصادی.
- قاسمی، حسن، (۱۳۷۶)، *بررسی تأثیرات نوسانات نرخ ارز بر صادرات کالاهای غیرنفتی*، طرح پژوهشی دانشگاه علامه طباطبایی، معاونت پژوهشی.
- گاندولفو، ژیان کارلو (۱۳۸۰)، *تجارت بین‌الملل*، ترجمه مهدی تقوی و تیمور محمدی، تهران، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، چاپ اول.
- مزینی، امیرحسین و کاظم یآوری (۱۳۸۳)، «اثر تغییرات نرخ ارز بر بخش تجاری کشور»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، (۴): ۱۴، ۱۰۷-۹۰.
- مهرآرا، محسن و علیرضا عبدی (۱۳۸۶)، «عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، (۳۱): ۹، ۲۶-۱.
- نوفروستی، محمدحسین (۱۳۷۸)، *آزمون ریشه واحد و شکست ساختاری*، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

## منابع لاتین

- Adeniyi, O. Omisakin, O. and Oyinlola, A. (2011), "Exchange Rate and Trade Balance in West African Monetary Zone: Is There A J-Curve?", *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(3): 167-176.

- Arora, S. Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G. (2003), "Bilateral J-Curve Between India and her Trading Partners", *Applied Economics*, 35(9): 1037-1041.
- Baharumshah, A. Z. (2001), "The Effect of Exchange Rate on Bilateral Trade Balance: New Evidence from Malaysia and Thailand", *Asian Economic Journal*, 15: 291-312.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985), "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs", *The Review of Economics and Statistics*, 67: 500-504.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen, (1989a), "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs: Errata", *The Review of Economic and Statistics*, 71: 553-554.
- Bahmani-Oskooee, M. and Brooks, T. J. (1999), "Bilateral J-curve between US and Her Trading Partners", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135: 156-165.
- Bahmani-Oskooee, M. and Harvey, H. (2009), "The J-Curve: Malaysia vs. Her Major Trading Partners", *Applied Economics*, 42(9): 1067-1076.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Ratha, Artatrana (2004), "The J-Curve: a Literature Review", *Applied Economics*, 36: 1377-1398.
- Chee-Wooi, Hooy and Tze-Haw, Chan (2008), "Examining Exchange Rates Exposure J-Curve and the Marshal-Lerner Condition for High Frequency Trade Series between China and Malaysia", *Munich Personal RePEc Archive*: 1-10.
- Harberger, Arnold C. (2004), "The Real Exchange Rate: Issues of Concept and Measurement", *Paper prepared for a Conference in Honor of Michael Mussa*, University of California, Los Angeles.
- Hacker, R.S. and Hatemi, A.J. (2004), "The Effect of Exchange Rate Changes on Trade Balances in the Short and Long Run", *Economics of Transition*, 12(4): 777-799.
- Himarios, D. (1985), "The Effects of Devaluation on the Trade balance: A Critical View and Reexamination of Miles's (New Results)", *Journal of International Money and Finance*, 4: 553-563.
- Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. (1973), "Price-Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries", *American Economic Review*, 63(2): 412-418.
- Laffer, A. B. (1976), "Exchange Rates, the Terms of Trade, and the Trade Balance", *Effects of Exchange Rate Adjustments*, Washington, Treasury Department, OASIA Res.
- Lal, A.K. and Lowinger, T.C. (2002), "the J-Curve: Evidence from East Asia", *Journal of Economic Integration*, 17(2): 397-415.
- Leonard, Greg and Stockman, Alan C. (2001), "Current Accounts and Exchange Rates: A new Look at the Evidence", *NBER Working Paper*, 8361, 1-24.

- Magee, Stephen P. (1973), "Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation", *The Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 303-325.
- Marwah, K. and Klein, L. R. (1996), "Estimation of J-Curve: United States and Canada", *Canadian Journal of Economics*, 29: 523-539.
- Miles, M. A. (1979), "The Effects of Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payments: Some New Results", *Journal of Political Economy*, 87(3): 600-620.
- Moura, G. and Da Silva, S. (2005), "Is There a Brazilian J-Curve?", *Economics Bulletin*, 6(10): 1-17.
- Narayan, P.K. (2006), "Examining the Relationship between Trade Balance and Exchange Rate: The Case of China's Trade with USA", *Applied Economics Letters*, 13(8), 507-510.
- Onafowora, Olugbenga (2003), "Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is there a J-Curve?", *Economics Bulletin*, 5(18), 1-13.
- Perron, Pierre (1989), "The Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Pesaran, M.Hashem and Shin, Yongcheol (1995), *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, Department of Applied Economics, England University of Cambridge.
- Pesaran, M.H and B.Pesaran (1997), *Microfit 4: An Interactive Econometric Software* package, Oxford University Press, 393-395.
- Rehman, H. and Afzal, M. (2003), "The J-Curve Phenomenon: An Evidence from Pakistan", *Pakistan Economic and Social Review*, 41(1): 45-58.
- Rose, Andrew K. and Yellen, Janet L. (1989), "Is There a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, 24(1): 53-68.
- Salant, M. (1976), "Devaluations Improve the Balance of Payments Even if not the Trade Balance", *Effects of Exchange Rate Adjustments*, Washington, Treasury Department, OASIA Res.
- Singh, T. (2004), "Testing J-Curve Hypothesis and Analysing the Effect of Exchange Rate Volatility on the Balance of Trade in India", *Empirical Economics*, 29(2): 227-245.