مجله اقتصاد و توسعه منطقه ای سال نوزدهم، دوره جدید شمارۀ۴ ، نیمه دوم ۱۳۹۱

بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیر نفتی ایران در روابط تجاری با کشور آلمان

محمد طاهر احمدی شادمهری
عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
فرزانه احمدیان یزدی[1]
دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۸/۱۵

چکیده

این مقاله، به بررسی ارتباط میان تراز تجاری غیر نفتی 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 ۱۹۷۰-۲۰۰۷ 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 و برای تعیین روابط بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت میان تراز تجاری غیر نفتی ایران با متغیرهای نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی آلمان از الگوی ARDL استفاده گردیده است. بر اساس نتیجه آزمون GIRF علی‌رغم تأثیرگذاری منفی متغیر مجازی جنگ، وجود پدیده منحنی جی در روابط غیر نفتی میان این دو کشور تأیید شده است؛ در نتیجه با توجه به تأثیرگذاری مثبت تغیرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری، سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند به عنوان یک سیاست تأثیرگذار در بهبود بخشیدن به روند تراز تجارت غیر نفتی ایران و آلمان، مورد استفاده سیاست‌گذاران واقع شود.

کلید واژه ها: نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری غیر نفتی، الگوی ARDL، منحنی جی.

طبقه بندی JEL: C_{32}, F_{50}, F_{59}

(* - نویسنده مسئول: Farzaneh.Ahmadian1985@gmail.com)

The Study of The Impact of Real Exchange Rate on the Iran's Non-Oil Trade

Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri
Assistance Prophesore of Ferdowsi University of Mashhad
Farzane Ahmadian Yazdi
PhD Student of Ferdowsi University of Mashhad

Abstract

The article has studied the relationship between Non-oil trade balance of Iran and real exchange rate, base on Rose and Yellen corrected model, by using annual data during period 1970 - 2007.
Firstly, in order to investigate stationarity of the variables, the augmented Dicky-Fuller test has been used, and to check the validity of the Dicky-Fuller test, Perrone structural break test has also been applied. Moreove, in order to determine the long-run relationships and short-run dynamics between non-oil trade balance and real exchange rate, GDP of Iran and GDP of Germany, the ARDL model has been utilized. Despite the negative effect of the dummy variable of war, the GIRF test result has shown existence of the J curve phenomenon in the non-oil trade relations between Iran and Germany. Regarding to positive effects of real exchange reate changes on trade balance; devaluation policy can be usefull for policymakers to improve non-oil trade balance of Iran-Germany.

Key words: Real Exchange Rate, Non-oil Trade Balance, ARDL Model, J Curve.

JEL Classification: C_{32}, F_{50}, F_{59}

۱-مقدمه

در دهه‌های اخیر تجارت جهانی به واسطه بهره‌گیری از استراتژی‌های فعال تجاری، انقلاب در فناوری اطلاعات و مخابرات و رفع موانع تجاری در سطوح ملی و بین‌المللی، روندی رو به رشد داشته است. در برهه کنونی، کشورها به سوی مشارکت و حضور هر چه بیشتر در بازارهای جهانی ترغیب می شوند؛ تا جایی که سهم برخی از کشورها در تجارت جهانی بر سهم آنان از تولید جهانی پیشی گرفته است. امروزه دیگر ضرورت حضور فعال در تجارت جهانی نیاز به توجیه نداشته، بلکه در شرایط تبدیل دنیا به دهکده جهانی، به اصلی بدیهی مبدل شده است. تجارت نه فقط به عنوان راهنمای تولید، بلکه به منزله موتور رشد اقتصادی برای هرکشور است و موفقیت در

آن نیز بدون تدوین برنامه‌ریزی‌های استراتژیک و برخورد فعال و ارائه راهکارهای علمی و دقیق میسر نیست. در واقع آنچه که در زمینه تجارت خارجی هر کشور حائز اهمیت است، توسعه بخش صادرات است؛ چرا که درآمدهای حاصل از صادرات می‌تواند تأمین‌کننده منابع ارزی لازم برای رشد تجاری در هرکشور باشد. بنابراین توسعه صادرات از جمله راه‌کارهای توسعه‌ای در هر کشور است که مورد توجه ویژه سیاست‌گذاران است.

در کشورهای نفت‌خیز از قبیل 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 از قبیل ایران، اتکا به درآمدهای نفتی است. از آن طرف درآمدهای نفتی نیز به شدت تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت هستند؛ بنابراین می‌توان گفت اتکا به آن‌ها موجب بی‌ثباتی و عدم اطمینان نسبت به درآمدها نیز می‌شود (Broumand Jazi & Kahram, 2005:16). ازاین رو با توجه به پایان‌پذیر بودن منابع نفتی و نوسانی بودن قیمت نفت و درآمدهای حاصل از آن در طی زمان، می‌توان اذعان داشت که یکی از راه‌کارهای توسعه تجاری کشورمان در بلندمدت، توسعه صادرات غیر نفتی است.

بر اساس آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران، علی رغم رشد صادرات غیر نفتی طی دهه های اخیر، باز هم همواره تراز تجاری غیر نفتی کشورمان، منفی است. بر اساس آمار بانک مرکزی، تراز تجاری در بخش بازرگانی غیر نفتی کشور که تنها مربوط به صادرات و واردات کالاهای غیر نفتی می‌باشد، طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۲، همواره دارای کسری بوده است (بانک مرکزی ج.ا.ا). از این رو می‌توان گفت طی این سال‌ها، علی‌رغم نگاه برون‌گرای اقتصادی برنامه‌های توسعه خصوصاً طی دهه‌های اخیر، هنوز هم توان رقابتی کشور برای حضوری مؤثر در عرصه رقابت جهانی و رهایی از اقتصاد تک محصولی نفت، بسیار محدود است. همچنین بر اساس آمار یادشده، این مسئله روشن می‌شود که بخش بازرگانی خارجی کشور طی این دوره بیش از تأمین نیازهای ضروری و غیر قابل حصول کشور، در جهت سیاست‌های تشدید وابستگی در همه ابعاد اقتصادی عمل کرده است. ازاین روبه منظور به کارگیری ظرفیت‌های بالقوه و بالفعل کشور در راستای توسعه بخش تجارت غیر نفتی اعمال سیاست‌های حمایتی و تشویقی صادراتی به همراه سیاست‌های ارزی تعدیل‌کننده ضرورت بیشتری می‌یابد.

بر اساس مبانی تجارت بین‌الملل از جمله سیاست‌های ارزی تعدیل‌کننده که می‌تواند در زمینه

تحقق هدف مذکور 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؛ بنابراین برآیند این دو اثر، منجربه بهبود تراز تجاری کشور مورد نظر خواهد شد. بر این اساس انتظار می‌رود که یک رابطه مستقیم میان تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری یک کشور وجود دارد.

این موضوع تا سال ۱۹۷۱ در بسیاری از مطالعات تجربی در زمینه تجارت بین‌الملل کاربرد داشت، ولی 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.

در واقع آنچه که توسط محققان مطرح گردید این بود که در نظریه‌ها صرفاً اثرات بلندمدت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری کشورها نشان داده می‌شود و تحلیلی از اثرات کوتاه‌مدت آن ارائه نشده است. 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 (Shakeri,2008:563). در حقیقت می‌توان گفت که 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 که این پدیده، از جمله دستاوردهای مهم تجربی محققان در حوزه تجارت بین-الملل، 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 رقابت پذیری بین‌المللی، به بررسی تأثیر این سیاست بر تراز تجاری دوجانبه غیرنفتی میان ایران و کشور آلمان پرداخته می‌شود.

به منظور انتخاب شریک عمده تجاری ایران در بخش غیر نفتی طی دوره مورد نظر، دهه پایانی

دوره این تحقیق(۲۰۰۷-۱۹۹۷) 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 غیر نفتی و واردات دو جانبه ایران با این کشورها) طی این دهه، عمده‌ترین شریک تجاری ایران است، 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، آلمان دومین شریک تجاری ایران در بخش تجارت غیر نفتی پس از کشور امارات متحده عربی، طی این دهه است و از آنجایی که عمده تجارت کالایی کشور امارات، صادرات مجدد محسوب می‌شود و این کشور تنها مقصد ورود کالاهای اروپایی و آمریکایی می‌باشد، کشور آلمان به عنوان عمده‌ترین شریک تجاری ایران طی دوره مورد نظر انتخاب شده است.

در این مقاله بدون در نظر گرفتن حساب خدمات، صرفاً به بررسی تراز تجاری کالایی غیرنفتی پرداخته شده است. منظور از تراز تجاری کالایی غیر نفتی، ارزش صادرات غیرنفتی کل منهای ارزش واردات کل است. همچنین از آنجا که 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 می‌باشد و روند تحولات را در بلندمدت به نحو بهتری می‌تواند پوشش دهد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

بررسی رابطه تراز تجاری با سایر متغیرهای تأثیرگذار بر آن همواره یکی از مباحث عمده و قابل توجه در مبانی تجارت بین الملل کشورها بوده است، با این وجود چنانچه بخواهیم تنها بر رابطه متقابل نرخ ارز و تراز تجاری متمرکز شویم، دو رویکرد کلی مطرح است:

۱- رویکرد شرط مارشال- لرنر؛

۲- رویکرد منحنی جی.

برای توضیح رویکرد اول باید گفت که در مطالعات بسیاری که تاکنون در حوزه ادبیات منحنی جی صورت گرفته 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 اکثر

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 (Bahmani-oskooee & Ratha,2004:1377).

هرچند که لئونارد و استوک من[1] 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 این طور ادعا می‌کنند که شواهد به دست آمده از نتایج آزمون‌ها با مبانی تئوریک استاندارد منحنی جی سازگاری ندارد (Leonard & Stockman, 2001). 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 (Mozayeni, 2004:93).

با این وجود باید اذعان داشت که نمی‌توان صرفاً بر مبنای داده‌های آماری تجربی که مربوط به یک دوره زمانی خاص هستند، مبانی تئوریک یک نظریه را به چالش کشید. باید گفت که درست است که در مطالعات انجام شده در این حوزه یکی از فروض اولیه در بحث منحنی جی که وجود شرایط رقابت کامل است نادیده گرفته می‌شود، اما کنار گذاشتن این فرضیه خاص مربوط به اکثر نظریات سنتی تجارت است (Gandolfo, 2001:480). لذا می‌توان گفت ادعای این دو محقق دارای پایه تئوریک قوی نیست و نمی‌توان از نتایج آن برای مطالعات آینده استفاده کرد. کما اینکه با توجه به مطالعات داخلی و خارجی گسترده‌ای که در حوزه منحنی جی از سال ۲۰۰۱ تاکنون انجام شده، روشن است که این ادعا نتوانسته بر روند مطالعات تجربی در این حوزه تأثیرگذار باشد. در قسمت بعد به عوامل به وجود آورنده این پدیده در اقتصاد بین‌الملل و مطالعاتی که در این موضوع صورت گرفته پرداخته می‌شود.

۲-۱- منحنی جی

1. Leonard & Stockman

در حقیقت آنچه که در تاریخ تجارت بین‌الملل منجر به ظهور پدیده منحنی جی گردید، 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 منجربه 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[1] 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 قراردادها پیش از بروز کاهش ارزش پول، منعقد شده‌اند.

ب)دوره زمانی دوم که در آن قراردادها بلافاصله پس از بروز کاهش ارزش پول منعقد شده‌اند.

ج)دوره زمانی سوم که در آن تعدیل ملایم حجم کالاهای منظور شده در قراردادها صورت می‌گیرد.

الف) دوره زمانی اول: در این دوره، عوامل اقتصادی به دلیل بروز نوسانات احتمالی در ارزش پول، زیان یا منفعت احتمالی خود را در آینده در نظر گرفته و آن را محاسبه خواهند کرد. لذا عموماً یک صادرکننده ترجیح می‌دهد که قراردادها بر حسب پولی باشد که احتمال دارد در آینده ارزش آن بیشتر شود از آن طرف واردکننده نیز ترجیح می‌دهد که این قراردادها بر حسب پولی باشد که احتمال کاهش ارزش آن در آینده بیشتر باشد. مگی این‌طور تحلیل می‌کند که در صورت کاهش ارزش پول در این دوره، چنانچه شرط زیر برقرار باشد، تراز تجاری رو به وخامت

1. Magee

خواهد گذاشت:

$$\sum_{j=1}(s_j{}^x c_j{}^x d_j X_j{}^0 - s_j{}^m c_j{}^m d_j M_j{}^0) < 0 \qquad (۱)$$

که در آن:

S_j^x: سهم کشور j از واردات کشور آمریکا؛

C_j^x: نسبت قراردادهایی که در بخش صادرات بر حسب واحد پول کشور مقابل تعیین شده‌اند؛

d_j: نسبت افزایش ارزش دلار به واحد پول کشور مقابل؛

S_j^m: سهم کشور j در صادرات کشور آمریکا؛

C_j^m: نسبت قراردادهایی که در بخش واردات از آمریکا بر حسب واحد پول کشور مقابل تعیین شده‌اند؛

X^0_j: صادرات کشور j و M^0_j: واردات کشور j.

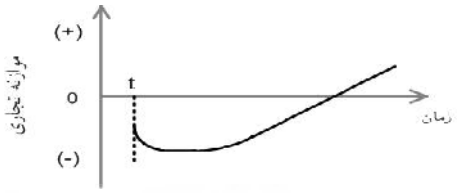
در واقع رابطه (۱) نشان دهنده این مطلب است که نسبت قراردادهایی که بر حسب واحد پول کشور مقابل (j) منعقد می‌شوند، نقش مهمی را در میزان اثرگذاری کاهش ارزش پول، بر کسری یا مازاد تجاری خواهد داشت. همچنین این رابطه در صورتی برقرار خواهد بود که نسبت قراردادهایی که بر حسب واحد پول کشور مقابل در بخش واردات منعقد شده‌اند، بیشتر از نسبت آن در بخش صادرات باشد.

ب) دوره زمانی دوم: در این دوره قراردادهایی که پس از بروز کاهش ارزش پول منعقد شده‌اند منجربه افزایش قیمت داخلی کالاهای وارداتی و کاهش تعداد شرکای تجاری کشور صادرکننده می شوند و در این دوره به دلیل عدم امکان تعدیل حجم واردات، تراز تجاری رو به وخامت خواهد گذاشت.

ج) دوره زمانی سوم: وی بیان می‌کند که به دلیل بی کششی منحنی های تقاضا در کوتاه-مدت، کاهش ارزش پول، هیچ اثری بر حجم کالاهای معامله شده ندارد و تنها منجربه افت ارزش دلاری صادرات و افزایش ارزش دلاری واردات خواهد شد؛ اما، در بلندمدت به دلیل واکنش سریع تر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، میزان واردات و صادرات، شروع به تعدیل شده و در نهایت شاهد بهبود وضعیت تراز تجاری در این دوره خواهیم بود. بنابراین مگی به این نتیجه رسید که برای یافتن علت وقوع این پدیده، می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت کاهش ارزش پول را از اثرات

بلندمدت آن تفکیک کرد.

نمودار (۱) ترسیمی از پدیده منحنی جی می‌باشد. همان‌طور که در این نمودار قابل مشاهده است، چنانچه در زمان t، سیاست کاهش ارزش پول ملی اجرا شود، ابتدا واکنش تراز تجاری نسبت به این تغییر منفی است، ولی همان‌طور که در شکل مشاهده می‌شود با گذر زمان این اثر منفی کاهش یافته و در بلندمدت شاهد بهبود وضعیت تراز تجاری در واکنش به این سیاست ارزی خواهیم بود. لذا واکنش تراز تجاری نسبت به تغییر ایجاد شده در نرخ ارز (افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول ملی) در بلند مدت به صورت منحنی جی شکل قابل ترسیم خواهد بود.



نمودار ۱- اثرات بلند مدت تضعیف واقعی ارزش پول بر تراز تجاری

Reference: Khoshbakht & Ekhbari, 2005:126.

پس از مگی، جونز و رومبرگ[1] 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 نظیر وجود وقفه تشخیص، وقفه تصمیم‌گیری، وقفه توزیع، وقفه جایگزینی و وقفه تولید می‌دانند. آنها به منظور بررسی اثرات تغییر در نرخ ارز بر تراز تجاری، همانند مگی از روش کشش‌ها استفاده کردند و بر این اساس وجود پنج سال وقفه زمانی را در اثرگذاری این متغیر بر تراز تجاری ۱۳ کشور صنعتی گزارش کردند. ولی لازم به توضیح است که هر سه این محققان الگویی را برای بررسی تراز تجاری کشورهای مورد نظر خود ارائه نکردند.

پس از این دو مطالعه، دو محقق دیگر به نام‌های لافر[2] و سالانت[3] نیز در سال ۱۹۷۶ به تفکیک

1. Junz & Rhomberg
2. Laffer
3. Salant

از یکدیگر، به مطالعه بر روی پدیده منحنی جی پرداختند. ولی در سال ۱۹۷۹ میلز[1] 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 محاسبه شده در قبل و بعد از کاهش ارزش پول صورت نگرفته است؛

۳)آنها اثرات این تغییر را بر سایر متغیرها از جمله سیاست‌های مالی یا پولی دولت، مورد بررسی قرار نداده‌اند.

از این رو، وی با اصلاح نقایص مطالعات قبلی، معادله زیر را برای تحلیل اثرات کاهش ارزش پول بر تراز تجاری ارائه نمود:

$$\Delta(TB/Y)_i = a_0 + a_1\Delta(g_i - g_R) + a_2\Delta(M_i - M_R) + a_3\Delta(G_i - G_R) + a_4\Delta ER_i \qquad (۲)$$

که در این معادله متغیرها به این شرح هستند:

TB_i: تراز تجاری کشور i ؛ Y_i: سطح درآمد کشور i ؛

Gi و GR: به ترتیب مخارج دولت در کشور i و مخارج دولت در سایر کشورهای جهان؛

g_i و g_R : به ترتیب نرخ رشد درآمد کشور i و نرخ رشد درآمد جهان؛

M_i و M_R: به ترتیب نسبت میانگین مقدار پول پرقدرت به تولید کشور i و نسبت میانگین مقدار پول پرقدرت به تولید سایر کشورهای جهان؛

ΔER_i: نرخ تغییر نرخ ارز در کشور i.

وی با استفاده از معادله (۲) به این نتیجه رسید که کاهش ارزش پول ملی منجربه بهبود وضعیت تراز تجاری نشده است، ولی توانسته است که از مجرای حساب سرمایه، منجربه بهبود وضعیت تراز پرداخت‌ها شود.

در سال ۱۹۸۵، هیماریوس[2] طی مطالعه‌ای که در این زمینه انجام داد، انتقاداتی به تحلیل میلز وارد کرد:

۱)نتایج به دست آمده از تحلیل‌های میلز نسبت به واحد اندازه‌گیری متغیرها حساس هستند؛

۲)متغیرهای داخلی و خارجی نمی‌توانند دارای اثر یکسانی بر تراز تجاری باشند؛

۳)نرخ ارز حقیقی بیشتر از نرخ ارز اسمی بر جریان تجاری یک کشور اثرگذار است؛

---

1. Miles
2. Himarios

۴)مقادیر با وقفه نرخ ارز نقش مهمی را در این اثرگذاری ایفا می‌کنند؛

۵)تعیین میانگین تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری یک کشور در مقابل تعیین تأثیر کاهش ارزش پول بر میانگین تراز تجاری آن کشور دو مفهوم متفاوت هستند.

وی با اصلاح نقایص الگوی قبلی و با تغییر رویکرد تحلیلی آن، معادله زیر را طراحی می‌کند:

$$B_t= F(Y_t, Y_t^*, M_t, M_t^*, G_t, G_t^*, q_t, q_{t-1}, q_{t-2}, r_t) \quad (۳)$$

در این معادله متغیرها عبارتند از:

B_t: تراز تجاری، $Y(Y^*)$: درآمد کشور داخلی (خارجی)؛ $M(M^*)$: پول کشور داخلی (خارجی)؛ $G(G^*)$: مخارج دولت کشور داخلی (خارجی)؛ q: نرخ ارز حقیقی و r: هزینه فرصت پول.

در سال ۱۹۸۵ بهمنی اسکویی 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. از جمله تغییرات عمده‌ای که اسکویی در تحلیل هیماریوس ایجاد کرد، معرفی تراز تجاری به صورت نسبت صادرات کشور داخلی به واردات آن بود. همچنین وی با وارد کردن ساختار وقفه‌ای آلمون بر متغیر نرخ ارز حقیقی و اضافه نمودن متغیرهای درآمد جهانی (YW)، سطح پول پرقدرت داخلی و سطح پول پر قدرت سایر کشورهای جهان (MW)، به تصریح مدل زیر پرداخت:

$$TB_t = a_0 + a_1 Y_t + a_2 YW_t + a_3 M_t + a_4 MW_t + \sum_i \{\beta_i (E/P)_{t-i}\} + u_t \quad (۴)$$

که در آن E، نرخ ارز اسمی و u_t جزء اخلال است.

همچنین وی در سال ۱۹۸۹ به اصلاح معایب الگوی ارائه شده خود پرداخت و در محاسبه نرخ ارز حقیقی، سطح 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 باید اذعان داشت که این رویکرد دارای معایبی است. از جمله معایب آن، این است که

داده‌های تجمعی مانع از بروز تغییرات طبیعی در متغیرها در سطوح دوجانبه می‌شوند.ازاین رو هنگامی که تراز تجاری کشور بهبود می‌یابد مشخص نیست که این تغییر از چه تحرکاتی در سطوح تجارت دوجانبه نشأت می‌گیرد. به همین دلیل در سال‌های اخیر شاهد کاربرد داده‌های تجارت دوجانبه در اکثر 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[1] بودند. آنها دو مزیت مطالعه خود را نسبت به مطالعات پیشین این‌طور بیان کردند:

۱-در این روش دیگر نیازی به تشکیل یک سهم جدا برای متغیر درآمد سایر کشورهای جهان نیست.

۲-مزایای کاربردی این روش در سیاست‌گذاری‌های کلان منجربه کاهش تمایل محققان در استفاده از داده‌های تجمعی خواهد گردید.

آنها ابتدا با مجزا نمودن معادلات صادرات و واردات از یکدیگر، تحلیل خود را آغاز نمودند. سپس 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 به صورت زیر است:

$$D_m = D(Y, p_m) \quad \text{و} \quad D^*_m = D^*_m(Y^*, p^*_m) \qquad (۵)$$

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 در آمد 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 تعیین کننده مقدار تقاضای صادرات خواهد بود، بنابراین خواهیم داشت:

$$S_x = S_x(p_x) \quad \text{و} \quad S^*_x = (p^*_x) \qquad (۶)$$

1. Rose & Yellen

که در این معادلات S_x و S^*_x به ترتیب عبارتند 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) می‌باشد. مشابه این مسأله در مورد تعیین سطح قیمت کالاهای صادراتی در کشور خارجی نیز برقرار است.

بنابراین سطح قیمت‌های نسبی کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی به این صورت نوشته خواهد شد:

$$p_m = E. P^*_x / P = REX \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، منظور از E، نرخ ارز اسمی که برحسب تعداد واحدهای پول داخلی بر مبنای یک واحد پول خارجی است. به طور مشابه برای سطح قیمت نسبی کالاهای وارداتی در کشور خارجی رابطه زیر وجود دارد:

$$p^*_m = P/E. P^*_x = 1/REX^* \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، تعریف نرخ ارز اسمی معکوس می‌شود، زیرا فرض بر این است که پول کشور خارجی پرقدرت‌تر از پول رایج کشور داخلی است.

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

$$D^*_m = S_x \quad \text{و} \quad D_m = S^*_x \qquad (۹)$$

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

$$B = p_x . D^*_m - REX. D_m \qquad (۱۰)$$

بر اساس معادلات (۵) تا (۱۰) فرم کاهش یافته معادله تراز تجاری کشور داخلی به صورت زیر خواهد بود:

$$B = B (REX , Y , Y^*) \qquad (۱۱)$$

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

$$TB_{jt} = a + b\ \ln Y_{it} + c\ \ln Y_{jt} + d\ \ln REX_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

در این معادله TB_{jt} برابر است با تراز تجاری کشور آمریکا، که صادرات خالص کشور آمریکا را در روابط تجاری با کشور j 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 کشورj (کشور خارجی) را نشان می‌دهد. بنابراین بر این اساس الگوی تراز تجاری رز ویلن، یک رابطه خطی- لگاریتم میان متغیرهای الگو برقرار است. پس از رز و یلن، مرواح و کلین[1] نیز در سال ۱۹۹۶ به منظور بررسی پدیده منحنی جی با استفاده از داده‌های تجارت دوجانبه، الگوی متفاوتی را برای تراز تجاری کشورهای آمریکا و کانادا ارائه نمودند. الگوی طراحی شده توسط آنان به این صورت بود:

$$\ln(TF)_t = A' + a\ln(WXT / GNP)_t + \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(\varphi)_{it-j} + e_t \qquad (۱۳)$$

TF: به ترتیب عبارتند از: نسبت صادرات کشور کانادا به واردات آن و نسبت صادرات کشور آمریکا به واردات آن از کشورهای عضو گروه G7؛

WXT: حجم تجارت جهانی بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۹۸۵؛ GNP: تولید ناخالص داخلی کشور به قیمت های ثابت؛ φ: نرخ ارز حقیقی که از نسبت سطح قیمت‌های خارجی بر سطح قیمت‌های داخلی در نرخ ارز اسمی به دست می‌آید؛ e_t: جزء تصحیح خطا.

آنها با استفاده از روش تخمین OLS و همچنین با ترکیب دو روش متغیر ابزاری و طرح چندجمله‌ای با وقفه توزیع شده ، به تخمین معادله (۱۳) پرداختند ولی باتوجه به حضور داده‌های دوجانبه در این الگو، دیگر نیازی به وارد کردن متغیر حجم تجارت جهانی (که در این مدل مورد استفاده قرار گرفته است)، نبود. از این رو الگوی مرواح و کلین در سایر مطالعات تجربی انجام شده از سال ۲۰۰۰ تا سال‌های اخیر، کاربردی نداشته است.

برخلاف مدل طراحی شده توسط مرواح و کلین که دارای نقایصی بود، روش رز و یلن در اکثر مطالعات کاربردی برای بررسی وجود پدیده منحنی جی با استفاده از داده‌های تجارت

1. Marvah & Klein

دوجانبه مورد استفاده قرار گرفته است. اما لازم به ذکر است که مدل طراحی شده توسط آن دو نیز دارای نقایصی بود:

۱- بر اساس یافته‌های آنان، متغیر تراز تجاری از تفاوت ارزش صادرات کالایی از ارزش واردات کالایی به دست می‌آید. علیرغم آنکه این متغیر با استفاده از شاخص GNP Deflator، به صورت حقیقی در مدل قرار می‌گیرد، ولی باید اذعان داشت که نسبت به واحد اندازه‌گیری حساس است.

۲- تکنیک هم‌جمعی آنها بر اساس تکنیک انگل- گرنجر بود و این تکنیک به دلیل قدرت ضعیفش در تشخیص هم‌جمعی میان متغیرهای الگو، ممکن است وجود هم‌جمعی میان متغیرها را رد کند.

۳- علی‌رغم عدم وجود هم‌جمعی میان متغیرهای الگو، آنها به جای مدل‌سازی بر اساس تصحیح خطا، از یک تحلیل ساده خودبازگشتی استفاده کردند و علاوه بر آن، آنها از هیچ معیاری برای تعیین وقفه بهینه متغیرها استفاده نکردند.از این رو بهمنی اسکویی و بروکس[1] در سال ۱۹۹۹ با اصلاح این نقایص و نقایص سایر الگوهای ارائه شده 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.آنها به منظور رفع نقص اول الگوی تراز تجاری رز و یلن، 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 منعکس کننده تحرکات تراز تجاری در بخش‌های واقعی و اسمی است؛ بنابراین الگوی اصلاح شده تراز تجاری رز و یلن به این صورت تغییر یافت:

$$\ln TB_{jt} = a + b \ln Y_{it} + c \ln Y_{jt} + d \ln REX_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

در این معادله متغیرها عبارتند از:

TB_{jt} : نسبت صادرات کشور داخلی به واردات کشور داخلی در روابط تجاری دو جانبه تنها با یک کشور (کشور j)،

1. Bahmani-oskooee & Brooks

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 دوم الگوی رز و یلن، الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را پیشنهاد کرده و برای رفع نقص سوم، نیز معیار آکائیک (AIC) را برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای الگو انتخاب کردند و به این ترتیب مشکلات این الگو برطرف شد (Bahmani-Oskooee & Ratha,2004:1385-1387).

بر این اساس در این مقاله، به منظور بررسی اثرات کاهش ارزش پول بر تراز تجاری غیر نفتی ایران از معادله تراز تجاری اصلاح شده رز و یلن با رویکرد تجارت دوجانبه استفاده شده است و آنچه که به عنوان متغیر جدید به این مدل اضافه شده است، متغیر مجازی مربوط به جنگ است. در واقع از آنجا که کشورمان در دوره مورد نظر در این تحقیق، حدود هشت سال درگیر جنگ با کشور عراق بوده است، وارد کردن این متغیر به مدل مورد نظر ضرورت پیدا می‌کند. لازم به توضیح است که از آنجا که تا کنون در هیچ کدام از مطالعات داخلی موضوع تأثیرگذاری این متغیر مجازی مطرح نشده است، لذا نتایج به دست آمده از این مقاله می‌تواند از درجه اعتبار بالاتری نسبت به سایر مطالعات انجام شده برخوردار باشد.

البته در مطالعه اونافورا[1] متغیر مجازی به عنوان یک متغیر کنترل وارد مدل اصلاح شده تراز تجاری رز ویلن، شده است. وی در این مطالعه به بررسی منحنی جی در روابط تجاری دو جانبه منتخبی از کشورهای در حال توسعه در تجارت با کشورهای توسعه یافته ژاپن و آمریکا پرداخت. اونافورا در این مطالعه با استفاده از نتایج آزمون GIRF (واکنش به ضربه تعمیم یافته) و الگوی VECM، ضرایب مدل مذکور را تخمین زده و در نهایت وجود این پدیده را در روابط تجاری میان دو کشور اندونزی و مالزی با کشورهای ژاپن وآمریکا تأیید کرد (Onafowora, 2003).

۲-۲- پیشینه تحقیق

به طور کلی مطالعاتی که در مورد بررسی منحنی جی در روابط تجاری کشورها تاکنون انجام

1. Onafowora

شده است، در دو دسته قابل تفکیک هستند:

مطالعاتی که در آنها به منظور بررسی منحنی جی از داده های تجمعی استفاده شده است.

مطالعاتی که در آنها به منظور بررسی منحنی جی از داده های تجاری دو جانبه کشورها استفاده شده است.

الف) مطالعاتی که با استفاده از داده های تجمعی صورت گرفته اند:

عربشاهی (۱۹۹۷)، به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری کل ایران پرداخت. وی با استفاده از آمار سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۳ و با به کار بردن روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطا، پدیده منحنی جی 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 وتغییرات تراز تجاری ایران پس از یک تغییر در ارزش ریال، از الگوی خاصی تبعیت نمی‌کند؛ یعنی پدیده منحنی جی در ایران صحت نداشته است (Arabshahi, 1997).

زنگنه (۲۰۰۲)، در مطالعه خود با عنوان تحلیل رابطه نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از رویکرد عبور از نرخ ارز[1] 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 می گیرد. به این ترتیب با افزایش نرخ ارز وضعیت تراز تجاری وخیم‌تر می‌شود (Zanganeh, 2002).

ضرغامی (۲۰۰۳)، به ارزیابی تأثیر نظام ارز شناور بر واردات، صادرات غیرنفتی و سطح عمومی قیمت‌ها می‌پردازد. وی در این تحقیق سه مدل متفاوت برای صادرات و واردات کشور طی دوره ۱۹۹۴-۱۹۸۹ با روش OLS و بر مبنای داده‌های فصلی برآورد می‌کند. بر اساس نتایج این تحقیق، مؤثرترین روش برای توسعه صادرات ، افزایش توان تولید داخلی است و همچنین افزایش نرخ ارز بدون کنترل قیمت‌های داخلی نمی‌تواند تأثیر قابل توجهی بر صادرات بگذارد (Zarghami, 2003).

افشاری (۲۰۰۵)، در تحقیقی تحت عنوان تأثیر سیاست‌های ارزی بر تراز تجاری ایران طی

---

1. Pass-Through

دوره ۱۹۹۸-۱۹۵۹ به بررسی رابطه میان نرخ ارز و تراز تجاری پرداخته است. در این تحقیق ابتدا ایستایی متغیرها و سپس هم‌جمعی آن‌ها مورد بررسی قرار گرفته و پس از آن الگوی زیر برآورد شده است. بر طبق معادله زیر وی تراز تجاری تابعی از تولید ناخالص ملی و حجم پول و نرخ ارز می‌داند:

$$TB= F(GNP,M,e)$$

بر اساس نتایج این تحقیق نرخ ارز طی دوره مورد نظرتأثیر ناچیزی بر تراز تجاری ایران دارد (Afshari, 2005)

مهرآرا و عبدی (۲۰۰۷)، میزان اثر گذاری نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران را با استفاده از روش یوهانسن، انگل و گرنجر، فیلیپس- هانسن و پسران و شین در دوره ۲۰۰۴-۱۹۵۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان داد که نرخ ارز مؤثر رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری را بر اساس آزمون‌های هم‌جمعی به نحو رضایت بخشی تبیین کند؛ اما نرخ ارز حقیقی بازار موازی قادر است رفتار تراز تجاری ایران را به نحو مطلوب‌تری توضیح دهد (Mehrara & Abdi, 2007).

دژپسند و گودرزی (۲۰۰۹)، تأثیر سیاست کاهش ارزش پول را بر ترازپرداخت‌های ایران مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در مقاله مذکور به بررسی شرط مارشال- لرنر در معادله صادرات و واردات کلی ایران پرداختند و 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 متاثر نمی‌کند (Dejpasand & Goudarzi, 2009).

مشابه نگرش کاربرد داده‌های تجمعی را در مطالعات محققان دیگر نظیر لال و لوینگر[1] (۲۰۰۲) ، هاکر و هاتمی[2] (۲۰۰۳) ، رحمان و افضل[3] (۲۰۰۳) ، مورا و داسیلوا[4] (۲۰۰۵)، چراتیان (۲۰۰۹) و علی‌محمدی (۲۰۱۰) نیز می‌توان مشاهده کرد.

ب) مطالعاتی که در آنها از داده های تجارت دو جانبه استفاده شده است:

1. Lal & Lowinger
2. Hacker & Hatemi
3. Rehman & Afzal
4. Moura, G. and Da Silva

سینگ[1] (۲۰۰۴)، تراز تجاری هندوستان را برای سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ با استفاده از مدل کاربردی رز که به صورت یک مدل اقتصاد سنجی با فرم کاهش یافته بود، برآورد کرد. بر اساس نتایج این تحقیق، نرخ ارز حقیقی و درآمد داخلی دارای اثر معنی داری بر تراز تجاری این کشور بودند، ولی درآمد جهانی دارای اثر معنی داری بر این متغیر نبود. وی پیشنهاد می‌کند که بهتر است سیاست تعدیلی کاهش ارزش پول ملی با سیاست‌های تثبیتی همراه شود تا بتوان از رسیدن به اثرات مطلوب تغییر نرخ ارز اسمی بر تراز تجاری اطمینان حاصل کرد (Singh, 2004).

وویی و هاو[2] (۲۰۰۸)، ارتباط پویای نرخ ارز و جریان صادرات و واردات دو جانبه میان مالزی و چین را با استفاده از داده های ماهانه طی دوره زمانی ۱۹۹۰- ۲۰۰۸ به روش ARDL مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج آزمون ARDL علامت ضرایب بلندمدت نرخ ارز حقیقی متناقض بود؛ به این صورت که با کاهش ارزش پول ملی مالزی تراز تجاری این کشور بدتر می‌شد و از آن طرف به دلیل برقراری شرط مارشال- لرنر، می‌بایست با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری در بلندمدت نیز بهبود می‌یافت. وی برای توجیه این رفتار متناقض می‌گوید که در کشور چین، صادرات و واردات توسط اثرات طرف تقاضا تعیین می‌شود، لذا اثر درآمدی تقاضای واردات بزرگ تر بوده و از این رو ممکن است گاهی ضرر و زیان ناشی از واردات بزرگ تر از دریافتی حاصل از صادرات باشد و منجربه بروز چنین تناقض‌هایی گردد (Wooi & Haw, 2008).

آدنیی و همکاران[3] (۲۰۱۱)، به بررسی وجود منحنی جی درروابط تجاری کشورهای عضو حوزه پولی آفریقای غربی پرداختند. به منظور 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 ARDL استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، فرضیه منحنی جی تنها در روابط تجاری دوجانبه نیجریه و سیرالئون تائید شد. بر همین اساس به دلیل اثرات متفاوت سیاست کاهش ارزش پول بر تراز تجاری این کشورها، توصیه شده که برای اثربخش بودن این قبیل سیاست ارزی می‌بایست سیاست‌های مکملی با اهداف رشد و توسعه با آنها همراه شود (Adeniyi, et al., 2011).

---

1. Singh
2. Chee-Wooi & Tze-Haw
3. Adeniyi, et al.

خوشبخت و اخباری (۲۰۰۵)، پویایی‌های تراز تجاری ایران را مورد توجه قرار دادند. در مقاله وی به بررسی منحنی جی در روابط تجاری ایران با آلمان با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۴- ۱۹۹۵ با استفاده از تکنیک ARDL پرداخته شده است. نتایج حاکی از عدم تأیید فرضیه وجود منحنی جی، بین تراز تجاری و نرخ واقعی ارز می‌باشند؛ به طوری‌که واکنش تراز تجاری نسبت به افزایش نرخ ارز چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت مثبت و هم‌علامت بوده اما معنی‌دار نیست. در مجموع با توجه به نتایج حاصل از برآوردها سیاست تضعیف ارزش ریال در برابر یورو در دوره مورد بررسی محرک مناسبی برای تقویت تراز تجاری بین دو کشور ایران و آلمان نبوده است (Khoshbakht & Ekhbari, 2005).

نظیر کاربرد رویکرد تجارت دوجانبه را در مطالعات سایر محققان نیز می‌توان مشاهده کرد. مطالعاتی مانند: باهاروم‌شاه (۲۰۰۱)[1]، آرورا و همکاران (۲۰۰۳)[2] نارایان (۲۰۰۶)[3] و بهمنی اسکویی و هاروی (۲۰۰۹)[4].

این مقاله در پی پاسخگویی به این پرسش‌هاست: نخست اینکه که آیا روابط تجاری ایران با آلمان طی سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۷ میلادی وجود منحنی J را تایید می‌کند یا خیر و اینکه آیا می‌توان سیاست کاهش ارزش پول را به عنوان یکی از راه‌کارهای مؤثر بر بهبود تجارت غیر نفتی ایران با آلمان پیشنهاد داد، همچنین اینکه آیا عامل بازدارنده سیاسی (جنگ) توانسته است بر روند تحولات تجارت دوجانبه غیر نفتی ایران و کشور آلمان طی دوره مورد نظر تأثیر معناداری داشته باشد؟

۳-روش تحقیق و طراحی معادله تراز تجاری غیرنفتی دو جانبه ایران و آلمان

به منظور شکل دهی مبانی نظری تحقیق و امکان تحلیل روابط تجاری دوجانبه غیرنفتی ایران، یکسری مطالعات اولیه با رجوع به منابع کتابخانه‌ای صورت گرفته و برای اینکه بتوان یک الگوی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Baharumshah
2. Arora et al.
3. Narayan
4. Bahmani-Oskooee & Harvey

نظری برای تجزیه و تحلیل رفتار تراز تجاری در ایران داشت از منابع اینترنتی و مطالعه دیگران در این زمینه نیز استفاده شده است. اطلاعات لازم و آمارهای مورد نیاز جهت انجام تحقیق از منابعی، از قبیل سالنامه های آماری کشور منتشر شده از سوی گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمار و گزارش‌های اقتصادی منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مجموعه اطلاعات و آمار منتشر شده از سوی بانک جهانی[1]، آمار تجاری اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران و سازمان توسعه تجارت، صندوق بین المللی پول[2] و نشریات سالنامه آماری مالی بین‌المللی[3] این صندوق استخراج شده‌اند.

در این مقاله، روش الگوسازی به منظور بررسی رابطه میان نرخ ارز حقیقی با تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران، روش سری زمانی است. پیش از تخمین ضرایب معادله تراز تجاری غیر نفتی 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[4] پرون[5] به منظور بررسی صحت نتایج آزمون ریشه واحد نیز استفاده شده است. یکی دیگر از وجوه تفاوت این مقاله با سایر مقالات انجام شده در حوزه کاربرد منحنی جی، بررسی رابطه علیت بین متغیرهای درون‌زای مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) است. با استفاده از این روش، برخلاف سایر روش‌های علیت نظیر انگل-گرنجر، جهت علیت بین متغیرها نیز تعیین می‌شود که خود می‌تواند بر صحت الگوی طراحی شده به منظور برآورد ضرایب معادله تراز تجاری ایران-آلمان بیفزاید. لازم به ذکر است که پیش از انجام آزمون علیت می‌بایست وجود یا عدم وجود بردار هم-جمعی میان متغیرهای درون‌زای معادله مورد نظر در بلندمدت، مورد بررسی واقع شود که برای این منظور آزمون هم‌جمعی به روش یوهانسن و جوسلیوس۶ به کار گرفته شده است. همچنین با استفاده از الگوی اصلاح شده تراز تجاری رز و یلن۷ و بر مبنای روش خود بازگشتی با وقفه‌های

1. World Bank (WB)
2. International Monetary Fund (IMF)
3. International Financial Statistics Yearbook (IFS)
4. Structural Break Test
5. Perron
6. Johansen & Juselius
7. Rose & Yellen

توزیعی (ARDL)[1]، معادله مورد نظر تدوین شده و با استفاده از نرم افزار Microfit تخمین زده خواهد شد.

برای توضیح بیشتر باید گفت که این روش نسبت به سایر روش‌های اقتصادسنجی پرکاربرد مانند روش VAR دارای مزیت‌هایی است. مزیت بسیار مهم روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، در بین روش‌های هم‌جمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، در چه سطحی پایا شده‌اند (I(0) یا I(1))، قابل کاربرد است؛ به عبارتی دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرهای همبسته از درجه یک و صفر نیست (Tashkini, 2006: 259).

متغیرهای استفاده شده در این مقاله عبارتند از:

۱- نرخ ارز حقیقی[2] (RE) :

بر اساس مطالعات صورت گرفته، 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، تعیین کننده وضعیت اقتصادی هر کشور در دو صحنه داخلی و خارجی است (Baradaran Shoraka & Jebel e Ameli, 2003:127). در واقع نرخ ارز حقیقی میزان رقابت-پذیری کشور در تجارت با سایر کشورها را اندازه‌گیری می‌کند؛ اگر مقدار نرخ ارز حقیقی یک باشد به معنی این است که کشورها از برابری قدرت خرید برخوردارند و اگر نرخ مذکور از یک بزرگ تر باشد به معنی این است که کالاهای خارجی گران‌تر است و شهروندان داخلی متقاضی کالای داخلی شده و شهروندان خارجی بیشتر متقاضی کالاهای وارداتی می‌شوند. همچنین در صورتی که مقدار آن از یک کوچک تر باشد، به معنی این است که کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی گران‌تر است و اقتصاد کشور از رقابت پذیری لازم در تجارت بین الملل برخوردار نیست. گفته می‌شود که نیروهای بازار موجود در اقتصاد باعث می‌شوند که نرخ ارز حقیقی از مقدار یک فاصله نگیرد و البته اگر نیروهای بازار در اقتصادی ضعیف باشند یا ساختار اقتصاد رقابتی نباشد، فاصله گرفتن RE از عدد یک امری کاملاً محتمل و امکان پذیر است

1. An Autoregressive Distributed Lag Modelling
2. Real Exchange Rate

.(Shakeri,2008:534)

در این مقاله به منظور مطالعه عکس‌العمل تراز تجاری غیرنفتی نسبت به تغییرات در نرخ ارز، از نرخ ارز حقیقی استفاده شده است.

نرخ ارز حقیقی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$RE = E \times \frac{P_x}{P_i} \qquad (۱۵)$$

E_i: نرخ اسمی ارز برای ایران (یعنی یک دلار امریکا بر حسب واحدهای پول ملی ایران)، P_i : شاخص قیمت کشور داخلی (ایران)، P_x : شاخص قیمت کشور خارجی (آلمان). همچنین باید گفت که برای محاسبه متغیر فوق، معمولاً از شاخص های قیمتی CPI[1] ، PPI[2] و GDP Deflator استفاده می‌شود.

از میان این سه شاخص، شاخص‌های CPI و GDP Deflator نسبت به شاخص PPI از منظر میزان در دسترس بودن اطلاعات آن‌ها، دامنه پوشش کالاها و وابستگی به تحرکات ویژه مربوط به شرایط خاص[3] دارای مزیت‌هایی هستند که کاربرد بیشتر آن‌ها را در مطالعات اقتصادی توجیه می‌کند (Harberger, 2004:6). از این‌رو در این مقاله برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، از شاخص GDP Deflator استفاده شده است.

۲-تراز تجاری (TB) : نسبت تجارت بین ایران و آلمان می‌باشد، که عبارت است از نسبت ارزش صادرات غیرنفتی از ایران به کشور مذکور به ارزش واردات از آن کشور.

این نسبت دارای دو مزیت مهم است:

الف) در این حالت تراز تجاری وابسته به واحد اندازه‌گیری نخواهد بود و ب) تراز تجاری حقیقی و اسمی با هم معادل خواهند بود.

تولید ناخالص داخلی حقیقی (RGI و RGG): که به ترتیب عبارتند از تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران و آلمان (به قیمت های ثابت ۲۰۰۵).

1. Consumer Price Index
2. Producing Price Index
3. Idiosyncratic Movements

بر اساس آنچه که در قسمت مبانی نظری مقاله بیان شد، معادله تراز تجاری غیر نفتی ایران به صورت زیر طراحی شده است:

$$TB_{oil\ free}=TB(GDP_i, GDP_G, RE_{GDP\ Deflator})$$

بنابراین معادله تراز تجاری غیر نفتی کشور که به فرم log-log تدوین شده است، در ذیل قابل مشاهده خواهد بود:

$$\ln TB_t=\alpha_0+\alpha_1 \ln RE_t+\alpha_2 \ln RGI_t+\alpha_3 \ln RGJ_t+\varepsilon_t \quad (۱۶)$$

طبق مبانی نظری نیز انتظار داریم:

$$\frac{d\ lnTB_t}{d\ lnRGI_t}<0\ ,\ \frac{d\ lnTB_t}{d\ ln\ RGG_t}>0 \quad (۱۷)$$

همچنین اثر نرخ ارز بر تراز تجاری مدل مورد نظر، نامعلوم است، به طوری که می‌تواند منفی یا مثبت باشد. در صورتی که شاهد کاهش ارزش پول ملی یا افزایش نرخ ارز باشیم آنگاه، سطح قیمت‌های داخلی در مقایسه با سطح قیمت‌های کشور مقابل افزایش می‌یابد و در نتیجه صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد و این به اثر حجمی معروف است. ازآن طرف با افزایش نرخ ارز ارزش واردات برحسب واحد پول داخلی(ریال) افزایش می‌یابد و این به اثر حجمی واردات معروف است که منجر به کاهش یافتن تراز تجاری می‌شود.

۴- نتایج و بحث

۴-۱- آزمون ریشه واحد

مطابق با نظریه هم انباشتگی بایستی ابتدا وضعیت پایایی و درجه هم‌جمعی سری‌های زمانی مشخص گردد. 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 مورد نظر در الگوها، در سطح معناداری ۵ درصد مورد قبول واقع شده‌اند. به این مفهوم که قدر مطلق آماره‌های t محاسبه شده از قدر مطلق مقدار بحرانی (آماره‌ی دیکی فولر تعمیم یافته) در سطح معناداری ۵ درصد بیشتر است.

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۱) مشاهده می‌شود که متغیرهای درونزای لگاریتم طبیعی تراز تجاری (LTB)، تولید ناخالص داخلی ایران (LRGI) و همچنین لگاریتم طبیعی نرخ ارز حقیقی (LRE) در سطح ناپایا بوده و در تفاضل مرتبه اولشان پایا شده‌اند. لازم به توضیح است که متغیر تولید ناخالص داخلی آلمان، هم به لحاظ منطق اقتصادی و هم بر اساس نتایج آزمون برون‌زایی (که در ضمیمه آورده شده است) متغیری برون‌زا می‌باشد و از آنجا که آزمون هم‌جمعی

یوهانسن–جوسلیوس تنها بر روی متغیرهای درون‌زای معادله انجام می‌شود، نتایج پایایی این متغیر اهمیتی ندارد؛ لذا از انجام آن صرفنظر می‌کنیم.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

متغیرها	مقدار آماره محاسباتی	مقدار بحرانی	نتیجه
Ln TB	-۲/۶۸	-۳/۵۵	ناپایا
ΔLn TB	-۵/۸۰	-۳/۵۶	پایا
Ln RE	۰/۲۴	-۲/۹۵	ناپایا
ΔLn RE	-۵/۰۸	-۳/۵۶	پایا
Ln RGI	-۲/۱۹	-۲/۹۵	ناپایا
ΔLn RGI	-۶/۸۳	-۳/۵۶	پایا

مأخذ: محاسبات محقق

۴-۲- آزمون شکست ساختاری

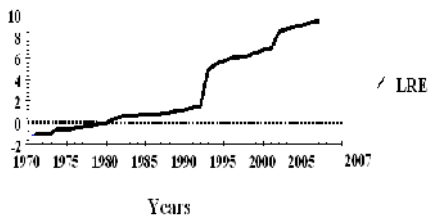
بر اساس نتایج بخش (۴-۱)، متغیرهای لگاریتم تراز تجاری غیر نفتی، نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی ایران، انباشته از مرتبه اول ((I(1)) هستند. این بدان معناست که این متغیرها، در سطح پایا نبوده و در تفاضل مرتبه اول‌شان پایا می‌شوند؛ ازاین رو در این بخش با بررسی روند این متغیرها، به این سؤال پاسخ داده خواهد شد که آیا شکست ساختاری در روند آنها دیده شده است و آیا این شکست، تأثیر معناداری در نتایج آزمون پایایی این متغیرها داشته است یا خیر. لازم به توضیح است که کلیه آزمون‌های مربوط به آزمون شکست ساختاری توسط نرم‌افزار Eviews انجام شده است.

در نمودارهای ۲ و ۳ و ۴ روند این سه متغیر طی دوره مورد بررسی قابل مشاهده است. با توجه به نمودارهای مربوط به توابع روند لگاریتم تراز تجاری، لگاریتم نرخ ارز حقیقی ایران و لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران، به نظر می‌رسد شکستی در سال ۱۹۹۳ در تابع روند متغیر (LTB)، در سال ۱۹۹۲ در تابع روند متغیر (LRE) و شکستی در سال ۱۹۷۶ در تابع روند متغیر (LRGI) ایجاد شده است، طوری که از این سال عرض از مبدأ و شیب روند دو متغیر نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی ایران و در مورد متغیر تراز تجاری تنها عرض از مبدأ روند زمانی تغییر می‌یابد.

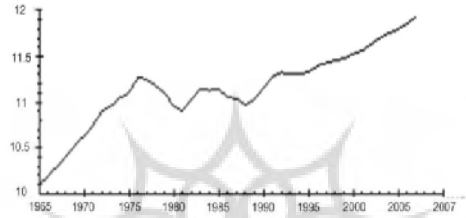
بر اساس مبانی آزمون شکست ساختاری پرون، به منظور بررسی وجود شکست ساختاری در

تابع روند یک متغیر در حالتی که شیب و عرض از مبدأ تابع روند هر دو در یک نقطه مشخص تغییر یافته‌اند، می‌بایست تابع رگرسیون پرون در در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته برای هر متغیر به تفکیک برآورد گردد.

نمودار ۲- تابع روند لگاریتم تراز تجاری (LTB)



نمودار ۳- تابع روند لگاریتم نرخ حقیقی ارز (LRE)



نمودار ۴- تابع روند لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران به قیمتهای ثابت (LRGI)

مأخذ: محاسبات محقق

کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون، توسط پرون استخراج و جدول‌بندی شده است. این مقادیر بحرانی با توجه به کمیت λ ($\lambda = TB/n$) که نسبت زمان بروز شکست ساختاری (TB) به حجم نمونه (n) را نشان می‌دهد در جدول پرون گزارش شده است.

نتایج برآورد شده این رگرسیون که به روش OLS صورت گرفته است، در جدول (۲) به تفکیک برای هر دو متغیر قابل مشاهده است. لازم به توضیح است که نتایج حاصل از برآورد رابطه رگرسیون (۱۶) در مورد هر سه متغیر بدون نیاز به گنجاندن وقفه‌های متغیر وابسته به منظور رفع خود همبستگی بین جملات اخلال در جدول (۲) گزارش شده است.

DT۷۶، DT۹۲ و DT۹۳ متغیرهای مجازی روند می‌باشند، که کمیت آن‌ها برای سال‌های t>

TB برابر t-TB و برای سال‌های قبل از آن برابر صفر است. DU۷۶، DU۹۲ و DU۹۳ متغیرهای مجازی هستند که کمیت آن‌ها برای ۱۹۹۳ و ۱۹۹۲ و $t \leq$ ۱۹۷۶ مساوی صفر و برای سال‌های ۱۹۷۶ و ۱۹۹۲ و $t >$ ۱۹۹۳ مساوی یک می‌باشد. T نیز متغیر روند است.

آنچه در این جدول حائز اهمیت می‌باشد، کمیت ضریب لگاریتم تراز تجاری با یک وقفه زمانی (DLTB)، لگاریتم نرخ ارز حقیقی با یک وقفه زمانی (DLRE) و ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران با یک وقفه زمانی (DLRGI) یعنی ρ و کمیت آماره τ آنهاست.

همان‌طور که از نتایج برمی‌آید ضریب متغیر لگاریتم تراز تجاری با یک وقفه زمانی (DLTB)، حدودا ۰/۶۷ است که از مقدار بحرانی خود فاصله دارد. کمیت آماره آزمون (τ_{ρ}) بر اساس صحت فرضیه وجود ریشه واحد، برابر است با:

$$t = -۴/۱۲$$

مقدار λ محاسبه شده برابر است با: λ=۰/۶۳

با توجه به مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پرون برای تغییر ساختاری در عرض از مبدأ تابع روند، ملاحظه می‌شود که قدر مطلق کمیت آماره محاسبه شده از کمیت بحرانی موجود در جدول در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد کوچکتر می‌باشد. پس فرض H_0 به معنای وجود ریشه واحد رد نمی‌شود و این متغیر به صورت در سطح پایا نیست و نتایج آزمون پایایی دیکی- فولر که در قسمت قبل انجام شد صادق می‌باشد.

بنابراین تغییر در نظام ارزی کشور در سال ۱۹۹۳(۱۳۷۲) با اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز که منجر به این مسأله شد که ارزش دلار افزایش قابل ملاحظه‌ای یابد، نتوانسته بر روند تراز تجاری غیر نفتی کشورمان از لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری داشته باشد. بنابراین سری زمانی مورد بحث دارای ریشه واحد نیست و روند- پایا است.

همان‌طور که از نتایج برمی‌آید ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی با یک وقفه (DLRE)، از مقدار بحرانی خود فاصله زیادی دارد. کمیت آماره آزمون ($\tau_{\hat{\rho}}$) بر اساس صحت فرضیه وجود ریشه واحد، برابر است با:

$$t = -۱/۲۸$$

مقدار λ محاسبه شده برابر است با: λ=۰/۶۰

جدول ۲- آزمون ریشه واحد برای لگاریتم تراز تجاری، نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی ایران (شکست ساختاری موجب تغییر عرض از مبدأ و شیب تابع روند شده است)

Method: least squares Sample (adjusted): 1970-2007					
LTB*	**Variable**	**Coefficient**	**Std.Error**	**t- Statistic**	**Prob.**
	D93	۰/۵۳	۰/۰۲	۱/۳۹	۰/۱۷
	DU93	۰/۰۱	۰/۰۰	-۰/۲۷	۰/۷۸
	DLTB	۰/۶۷	۰/۰۵	۹/۴۰	۰/۰۰
	C	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۲۸	۰/۷۷
	T	-۰/۰۰	۰/۰۸	۸/۱۲	۰/۰۰
Adjusted R^2= ۰/۸۴		D.W=۱/۵۱	F-Statistic =۴۳/۶۴		Prob(F-Statistic)=۰/۰۰
LRE	Variable	Coefficienst	Std.Error	t- Statistic	Prob.
	D92	۸۲۲/۴	۶۱۵/۳	۱/۳۳	۰/۱۹
	DT92	۲۴۲/۱	۷۰/۹۸	۳/۴۱	۰/۰۰
	DU92	۹۴۸/۱	۴۷۰/۴	-۲/۰۱	۰/۰۵
	DLRE	۰/۹۱	۰/۰۷	۱۱/۷۱	۰/۰۰
	T	۱/۱۸	۱۶/۶۲	۰/۰۷	۰/۹۴
	C	۱۴/۵۳	۴/۲۳	-۰/۰۶	۰/۹۵
Adjusted R^2= ۰/۷۶		D.W=۰/۹۵	F-Statistic =۱۵/۷۸		Prob(F-Statistic)=۰/۰۰
LRGI	Variable	Coefficient	Std.Error	t- Statistic	Prob.
	D76	۰/۰۷	۰/۰۶	۱/۱۴	۰/۲۶
	DT76	۰/۰۰۷	۰/۰۰	-۰/۸۶	۰/۳۹
	DU76	-۰/۱۵	۰/۰۴	-۳/۶۴	۰/۰۰
	DLRGI	۰/۸۲	۰/۰۶	۱۲/۰۰	۰/۰۰
	T	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۵۸	۰/۰۱
	C	۱/۸۳	۰/۶۸	۲/۶۹	۰/۱۲
Adjusted R^2= ۰/۹۸		D.W=۱/۳۵	F-Statistic =۴۹۱/۲۴		Prob(F-Statistic)=۰/۰۰

*در این حالت تنها عرض از مبدأ روند زمانی متغیر تغییر کرده است.

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پرون برای تغییر ساختاری در عرض از مبدأ و شیب تابع روند، ملاحظه می‌شود که قدر مطلق کمیت آماره محاسبه شده از کمیت‌های موجود در

جدول، در سطوح مختلف (۱درصد، ۲/۵ درصد، ۵ درصد، ۱۰درصد) کوچک تر است. پس فرض H_0 به معنای وجود ریشه واحد رد نمی‌شود 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 می‌توان گفت، تغییر در سیاست اتخاذ شده از سوی نظام ارزی کشور در سال ۱۹۹۳ 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 آلمان از لحاظ آماری اثر معنی‌داری نداشته است.

همچنین، همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، کمیت برآورد شده ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی با یک وقفه (DLRGI)، برابر با ۰/۸۲ است؛ ازاین رو کمیت آماره آزمون پرون و مقدار λ برای این متغیر برابر است با:

$\lambda = ۰/۲۸$ و t=۲/۵۱

با مراجعه به جدول پرون به هنگام تغییر شیب و عرض از مبدأ تابع روند، مشاهده می‌شود که آماره محاسبه شده از کلیه کمیت‌های جدول در سطوح قابل قبول (۱درصد، ۲/۵ درصد، ۵درصد و ۱۰درصد)، کوچک تر است. بنابراین متغیر مورد نظر در طول تابع روند زمانی‌اش، دارای ریشه واحد است و پایا نیست؛ لذا تحول ارزی سیستم ارزی کشور در سال ۱۹۷۴ که منجربه ملغی شدن رابطه ثابت ریال و دلار در بهمن ۱۹۷۴ و تثبیت نرخ برابری ریال به واحد SDR گردید، دارای تأثیر معنی داری بر تولید ناخالص داخلی کشور نبوده است و این متغیر در سطح پایا نیست.

در ضمن با توجه به تابع روند لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران، کاهشی از سال ۱۹۷۶ در روند این متغیر مشاهده می‌شود و این کاهش به دلیل بروز تکانه نفتی در سال ۱۹۷۳ است که به ترتیب با دو و سه دوره وقفه، اثرش را بر روند این متغیر در طول زمان گذاشته است. بر اساس نتایج تحقیقات پرون (۱۹۸۹) و نلسون و پلاسر (۱۹۸۵)، بروز شوک نفتی در سال ۱۹۷۳ منجر به ایجاد کاهش در تولید ناخالص ملی حقیقی بسیاری از کشورها شده است واین موضوع می‌تواند توجیهی برای بروز این پدیده باشد.

۴-۳- آزمون هم‌جمعی یوهانسن- جوسلیوس

همان‌طور که پیش‌تر نیز بیان شد قبل از انجام آزمون علیت، باید وجود هم‌جمعی میان

متغیرهای درون‌زای الگو مورد بررسی قرار گیرد، زیرا در صورتی می‌توان آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطا را بر روی آنها انجام داد که حداقل وجود یک بردار هم‌جمعی میان متغیرها تأیید شود؛ از این رو برای این منظور از آزمون هم‌جمعی یوهانسن- جوسلیوس استفاده شده است.

در این روش ابتدا می بایست درجه مدل VAR (وقفه بهینه) تعیین شود و از یک سو باید تعداد وقفه ها به اندازه کافی زیاد باشد تا مسأله خودهمبستگی پیاپی پسماندها را کاهش دهد و از سوی دیگر باید کم باشد تا مشکل زیاد از حد برآورد شدن (به خصوص در مطالعاتی که دارای تعداد مشاهدات اندک هستند) پیش نیاید (Pesaran & Shin, 1995:308). همچنین تعیین تعداد وقفه های زیادتر از درجه آزادی متغیرها می‌کاهد و باید توجه داشت که طول وقفه ها در هر مدل اثر معنی‌داری بر نتایج آن دارد (Ben Kamoto, 2006:26-27).

لذا با انتخاب معیار تعیین وقفه بهینه شوارتز- بیزین (SBC) و بر اساس نتایج نرم‌افزاری Microfit وجود دارد وقفه بهینه در معادله (۱۶)، یک است. نحوه تعیین وقفه بهینه در این معادله نیز به این ترتیب است که بر اساس معیار انتخابی (که در این مطالعه معیار شوارتز بیزین (SBC) است)، بزرگ ترین مقدار عددی معیار فوق، نشان دهنده وقفه بهینه است.

بنابراین با در نظر گرفتن تعداد وقفه بهینه تعیین شده، به بررسی وضعیت هم‌جمعی متغیرهای انباشته از مرتبه اول در معادله (۱۶) پرداخته شده است. البته پس از تعیین وقفه بهینه، می‌بایست ابتدا وضعیت وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ و روند در بردارهر متغیر مشخص شود.

این آزمون به پنج طریق (از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت) قابل اجراست. برای این سوال که کدام یک از پنج الگو را انتخاب کنیم جواب ساده‌ای وجود ندارد. به هر حال یوهانسن پیشنهاد می‌کند که هر پنج الگو را به ترتیب از مقیدترین تا نامقیدترین حالت را برآورد کرده، سپس فرضیه وجود صفر بردار هم‌جمعی به ترتیب در آنها آزمون گردد، اگر این فرضیه رد شد در مرحله دوم می‌بایست فرضیه یک بردار هم‌جمعی برای تمامی حالت ها بررسی شود. این عمل تکرار شده و زمانی متوقف می‌شود که فرضیه صفر مورد پذیرش قرار گیرد. از این رو در الگویی که فرض صفر مورد پذیرش واقع شود، آزمون هم‌جمعی با آن الگو انجام می‌شود.

پس از آزمون مربوط به تعیین الگوی مناسب برای بررسی وضعیت هم‌انباشتگی متغیرها در معادله (۱۶)، مشخص شد که الگوی یک و دو مورد پذیرش واقع می‌شوند، ولی به دلیل اینکه در عمل احتمال وقوع حالت اول بعید است و معمولاً لازم است عرض از مبدأ در الگو لحاظ شود

(Noferesti, 1999:142). لذا الگوی دوم پذیرفته می‌شود و بر طبق این الگو در این معادله، متغیر روند وجود نخواهد داشت.

بر اساس اصول هم‌جمعی یوهانسن و جوسلیوس، فرضیه وجود r بردار هم‌جمعی (فرضیه صفر) زمانی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره محاسباتی آزمون λ_{trace} از مقدار بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن و جوسلیوس کمتر باشد. از این رو بر اساس اطلاعات موجود در جدول (۳) می‌توان در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد وجود $r=2$ بردار همجمعی را پذیرفت؛ زیرا کمیت آماره محاسباتی تا دو مرحله از مقدار بحرانی موجود در جدول یوهانسن-جوسلیوس بیشتر است.

حال اطلاعات مربوط به آزمون حداکثر مقدار ویژه $\lambda_{\max}$ بررسی می‌شود. این آزمون وجود r بردار همجمعی را در برابر فرضیه مقابل وجود $r+1$ بردار همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. همان‌طور که اشاره شد وجود r بردار همجمعی (فرضیه صفر) وقتی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره محاسباتی $\lambda_{\max}$ از مقدار بحرانی آن کوچک تر باشد. بر اساس نتایج به دست آمده از این آزمون، وجود دو بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد تأیید می‌شود، زیرا کمیت آماره محاسباتی این آزمون تا دو مرحله در این معادله در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد از مقدار بحرانی خود بزرگ تر است.

بنابراین بر اساس نتایج این آزمون، وجود دو بردار هم‌جمعی میان متغیرهای دورن‌زای الگو تأیید شده و از آنجا که صرف وجود هم‌جمعی میان متغیرها کفایت می‌کند، بدون نیاز به تفسیر مقادیر برازش شده برای بردارهای هم‌جمعی، در گام بعدی آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطا بر روی این متغیر ها انجام شده است.

۴-۴- نتایج آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطا

در این قسمت آزمون علیت برای متغیرهای درونزای مدل انجام شده است. ابتدا برای بررسی درونزایی متغیرهای معادله تراز تجاری، آزمون تشخیص درونزایی انجام شده و بر اساس نتایج حاصل از این آزمون کلیه متغیرها به غیر از تولید ناخالص داخلی آلمان، درونزا هستند. بنابراین آزمون علیت تنها میان سه متغیر تراز تجاری، تولید ناخالص داخلی ایران و نرخ ارز حقیقی انجام شده است. برای انجام آزمون علیت از مدل تصحیح خطای زیر استفاده شده است:

$$\begin{bmatrix}\Delta \ln TB_t\\ \Delta \ln RE_t\\ \Delta \ln RGI_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\alpha_0\\ \alpha_1\\ \alpha_2\end{bmatrix}+(L)\begin{bmatrix}\beta_{11}^{m} & \beta_{12}^{n} & \beta_{13}^{p}\\ \beta_{21}^{m} & \beta_{22}^{n} & \beta_{23}^{p}\\ \beta_{31}^{m} & \beta_{32}^{n} & \beta_{33}^{p}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta \ln TB_t\\ \Delta \ln RE_t\\ \Delta \ln RGI_t\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\vartheta\\ \gamma\\ \mu\end{bmatrix}[ETC_{t-1}]+\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\\ \varepsilon_{3t}\end{bmatrix} \quad (۱۸)$$

که در آن:

$$\beta_{ij}{}^{m}(L)=\sum_{x=1}^{mij}\beta_{ijx}\,L \;\;,\;\; \beta_{i\,j}{}^{n}(L)=\sum_{x=1}^{nij}\beta_{ijx}\,L \;\;,\;\; \beta_{ij}{}^{p}(L)=\sum_{x=1}^{pij}\beta_{ijx}\,L \;\;,.....$$

جدول ۳- نتایج آزمون همگرایی

مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی (در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد)	فرضیه جایگزین	فرضیه صفر	مقادیر ویژه	
آزمون حداکثر مقدار ویژه λ_{max}					
۲۵/۵۴	۲۳/۴۵	r = 1	r = 0	۰/۲۷	λ_1
۱۹/۱۸	۱۸/۸۸	r = 2	r ≤ 1	۰/۰۵	λ_2
آزمون تریس λ_{trace}					
۴۹/۰۱	۳۹/۱۲	r = 1	r = 0	۰/۲۷	λ_1
۲۵/۵۵	۲۲/۷۶	r = 2	r ≤ 1	۰/۰۵	λ_2

مأخذ: محاسبات محقق

در اینجا (L) عملگر وقفه و ECT_{t-1} بخش تصحیح خطای وقفه‌ای است که از ارتباط هم‌جمعی بلند مدت به دست آمده است (این بخش اگر متغیرها همگرا نباشند، وجود ندارد). آماره F روی دیفرانسیل متغیرهای توضیحی، دلالت بر اثرات علی کوتاه مدت دارد؛ در حالی که اثرات علی بلند مدت از طریق معنی‌داری ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه، توسط آماره t تعیین می‌شود (Jandaghi Meybodi, 2010:62).

نتایج آزمون علیت در جدول (۴) بیانگر این است که نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران، علت کوتاه مدت تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با آلمان هستند و در معادله‌ای که تراز تجاری به عنوان متغیر وابسته است، آماره t روی ضریب بخش تصحیح خطای باوقفه، دلالت بر وجود رابطه علی بلندمدت از طرف این متغیرها بر تراز تجاری دارد. همچنین وجود رابطه علی بلندمدت برای شرایطی که تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران به عنوان متغیرهای

وابسته هستند، صادق است ولی به دلیل معنی دار نشدن متغیر نرخ ارز حقیقی، وجود رابطه علی کوتاه‌مدت و بلندمدت در حالت اول را می‌پذیریم.

جدول۴- نتایج آزمون علیت بر مبنای الگوی تصحیح خطای معادله تراز تجاری دوجانبه غیر نفتی ایران و آلمان

متغیرهای وابسته	آماره F [احتمال]			ECT_{t-1}
	ΔLTB	ΔLRE	ΔLRGI	[آماره t]
ΔLTB	.....	۷/۴۴	۳۶/۸۷	۳۱/۱۷
	.....	[۰/۰۰]	[۰/۰۰]	[۰/۰۰]
ΔLRE	۵/۴۳	.....	۱/۵۵	۰/۰۶
	[۰/۰۲]	.....	[۰/۲۱]	[۰/۷۹]
ΔLRGI	۲۴/۹۳	۲/۴۰	.....	۴۲/۷۸
	[۰/۰۰]	[۰/۱۲]	.....	[۰/۰۰]

مأخذ: محاسبات محقق

۵-۵- تخمین ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت

هنگامی که وجود رابطه علّی بلندمدت میان متغیرهای الگو در معادله مورد نظر اثبات گردید، امکان تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت این معادله با استفاده از الگوی ARDL و بر مبنای رابطه (۱۷) وجود خواهد داشت؛ بنابراین:

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{1i} \ln RE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2i} \ln RGI_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{3i} \ln RGG_{t-i} + \alpha_4 D_t + \varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

لازم به ذکر است که پس از تخمین ضرایب بلندمدت و اثبات وجود رابطه معنی‌دار میان متغیرهای الگو در این معادله، نوبت به تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و ECM متناظر با آن می رسد.

نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت این معادله در جدول (۵) ارائه شده و نتایج کلی نرم‌افزار نیز در پیوست قابل مشاهده است. همچنین از آنجا که 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 می‌باشد. به این مفهوم که ضرایب α_{ni} در این معادله نشان‌دهنده درصد تغییر در متغیر وابسته به ازای یک درصد تغییر در هر کدام از متغیرهای مستقل است.

بر اساس آنچه که در جدول قابل مشاهده است، در بلندمدت به ازای یک درصد افزایش در

نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری حدود ۰/۲۶ افزایش می‌یابد. این مسأله نشان‌دهنده آن است که در بلندمدت شرط مارشال- لرنر برقرار است؛ یعنی با افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش پول ملی) در بلندمدت تراز تجاری بهبود می‌یابد و نسبت صادرات به واردات افزایش پیدا می‌کند. از آن طرف یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران، تراز تجاری را حدود ۴/۹۷ درصد کاهش می‌دهد که این نتیجه خود نشان می دهد با افزایش درآمد حقیقی (تولید ناخالص داخلی حقیقی)، قدرت خرید شهروندان داخل کشور نسبت به کالاهای خارجی افزایش می‌یابد؛ لذا واردات افزایش یافته و منجربه کاهش نسبت صادرات به واردات کشور در مورد کشور آلمان می‌شود؛ این بدان مفهوم است که کشش واردات نسبت به درآمد ملی بسیار بالاست. همچنین، همان‌طور که در این جدول دیده می‌شود، ضریب متغیر دامی که مربوط به ۸ سال جنگ ایران و عراق می‌باشد، علامت منفی دارد و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. این موضوع نشان‌دهنده آن است که این تحول سیاسی، اجتماعی و اقتصادی دارای اثر منفی بر روابط تجاری ایران با آلمان بوده است. با توجه به داده‌های در دسترس از روند صادرات غیرنفتی و واردات ایران و آلمان در طول دوره جنگ ایران، مشاهده می‌شود که صادرات ایران در این بخش به کشور آلمان در طول این دوره نسبت به دوره قبل و بعد از دوره جنگ، به دلیل افزایش تمرکز کشورمان به موضوع جنگ کاهش قابل توجهی داشته است. لازم به توضیح است که متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور آلمان (RGG)، از لحاظ آماری بی معناست، ولی همان‌طور که در بخش (۴-۱) ذکر شد، به دلیل آنکه از ابتدا متغیری برون‌زا در نظر گرفته شده و حضور آن در معادله‌ی تراز تجاری ایران-آلمان فقط به دلیل تصریح صحیح معادله صورت گرفته است. از این رو، بی‌معنا شدن آن خدشه ای بر نتایج این تحقیق وارد نمی‌کند و تنها به این مفهوم است که طی دوره نمونه، تولید ناخالص داخلی کشور آلمان، تأثیر معنی‌داری بر تراز تجاری غیر نفتی کشورمان نداشته است.

ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه ((ECM(-1)، منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۹۴ می‌باشد که نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۹۴ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تراز تجاری حقیقی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. با توجه به مقدار آماره F، که معنی‌داری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود که معنی‌داری کلی رگرسیون با درصد معنی‌داری بسیار بالایی (بیش از ۹۹درصد) تأیید می‌شود.

جدول۵- نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت معادله اول (ایران و آلمان)
با استفاده از ARDL(2,3,0) بر مبنای معیار SBC؛ متغیر وابسته : ln TB

تخمین ضرایب کوتاه‌مدت				تخمین ضرایب بلندمدت			
[احتمال]	آماره T	ضریب	متغیرها	[احتمال]	آماره T	ضریب	متغیرها
[۰/۰۰]	۴/۲۲	۰/۵۹	Δ LTB1	[۰/۰۰]	۴/۱۶	۰/۵۲	LRE
[۰/۰۰]	-۳/۳۶	-۴/۷۲	Δ LRGI	[۰/۰۸]	-۱/۸۰	-۲/۵۹	LRGI
[۰/۰۰]	-۲/۸۱	۰/۳۵	Δ LRE	[۰/۶۸]	۰/۴۰	۰/۵۵	LRGG
[۰/۰۳]	۲/۳۰	۰/۴۰	Δ LRE1	[۰/۲۷]	۱/۱۱	۱۶/۴۷	C
[۰/۰۰]	-۲/۹۵	-۰/۴۸	Δ LRE2	[۰/۰۱]	-۲/۶۹	-۱/۵۹	D
[۰/۰۱]	۲/۴۹	۲/۲۹	Δ LRGG				
[۰/۳۳]	۰/۹۸	۱۸/۱۳	Δ C				
[۰/۰۰]	-۳/۶۵	-۱/۰۵	Δ D				
[۰/۰۰]	-۵/۵۸	-۰/۹۴	ecm(-1)				
σ=۰/۳۸		F=۱۶/۴۵[۰/۰۰]		Adjusted R^2=۰/۸۶			

مأخذ: محاسبات محقق

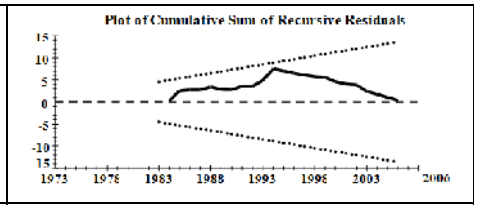
۵-۶- آزمون ثبات ساختاری

نمودارهای ۵ و ۶ نتایج حاصل از آزمون ثبات ساختاری را ارائه می‌دهند. چنانچه نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد باشند، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری رد نمی شود و اگر نمودارها از فاصله اطمینان بیرون زده باشند (یا به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند) فرضیه صفر رد می شود. از آنجایی که نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان قرار دارند، ثبات ساختاری معادله تراز تجاری دوجانبه ایران تأیید می‌شود و همان‌طور که مشاهده می-شود این نمودارها به شکل قابل قبولی در دامنه اطمینان (۵ درصد) قرار می گیرند که حکایت از باثبات بودن ضرایب به رغم تحولات ساختاری دوره نمونه دارد.

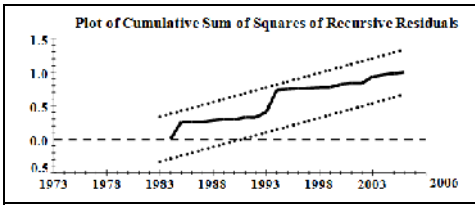
۵-۷- آزمون GIRF (واکنش به ضربه تعمیم یافته) و نتایج آن

در این بخش با استفاده از تخمین الگوی VECM، تابع عکس‌العمل تعمیم یافته تراز تجاری ایران و آلمان در برابر یک انحراف معیار تغییر (یک واحد شوک) در نرخ ارز حقیقی در معادله تراز تجاری ایران-آلمان توسط نرم افزار Microfit محاسبه شده و نتیجه محاسبات در نمودار (۷)

قابل مشاهده است.

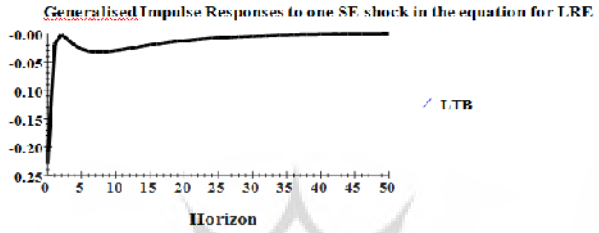


نمودار ۵- آزمون CUSUME



نمودار ۶- آزمون CUSUMESQ

مأخذ: محاسبات محقق



نمودار ۷- تابع GIRF، در برابر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر نرخ ارز واقعی

بر اساس نتایج آزمون GIRF مربوط به معادله تراز تجاری ایران و کشور آلمان، عکس‌العمل تراز تجاری ایران در مقابل یک واحد شوک وارد شده بر نرخ ارز حقیقی (کاهش نرخ ارز حقیقی)، از ابتدا تا پایان دوره سوم مثبت است و سپس از دوره چهارم تا پایان دوره هفتم با نرخ نزولی کاهش می‌یابد و در بلند مدت خیلی ملایم افزایش یافته و تا انتهای دوره پنجاه ساله به سمت صفر میرا می‌شود. برای تحلیل چنین پدیده‌ای بر این اساس می‌توان طول دوره وخامت وضعیت تراز تجاری را تا دوره سوم به دلیل وابستگی بخش داخلی به واردات و نیز عدم واکنش سریع و مناسب ساختار اقتصاد داخلی به تغییر شرایط به دلیل ساختار دولتی صنایع و وجود چسبندگی به لحاظ قراردادهای منعقده توسط دولت در بخش واردات و محدودیت قوانین واردات و نیز عدم حساسیت بخش صادرات غیرنفتی به تغییرات نرخ واقعی ارز دانست.

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون GIRF می‌توان ادعا کرد که اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند پس از گذشت سه دوره تأثیر مطلوب خود را بر تراز تجاری غیرنفتی

ایران و آلمان بگذارد. همچنین نتایج به دست آمده در این قسمت تأییدکننده وجود پدیده منحنی جی در روابط تجاری این دو کشور تا پایان دوره هفتم است.

۶- نتیجه گیری

مقاله حاضر، با هدف بررسی و تحلیل اثرات تغییر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با کشور آلمان انجام گرفته است. بر اساس نتایج این تحقیق، وجود پدیده منحنی جی در روابط تجاری دوجانبه غیرنفتی میان ایران و کشور آلمان تأیید می‌شود؛ از این رو می‌توان اجرای سیاست تعدیلی کاهش ارزش پول را به عنوان یک سیاست مؤثر به منظور بهبود بخشیدن به تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران با آلمان و مقابله با رکودهای غیر قابل پیش‌بینی اقتصاد جهانی به سیاست‌گذاران پیشنهاد نمود.

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

از طرفی با توجه حساسیت نسبتا بالاتر تراز تجاری غیر نفتی 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 بسزایی درافول بازار کالاهای صادراتی کشورمان داشته باشد؛ ازاین رو در شرایطی که اقتصاد کشور علاوه بر مواجهه با مشکلات داخلی، به شدت تحت تأثیر تحریم‌های اقتصادی از سوی کشورهای توسعه یافته نیز می‌باشد، ارائه الگوهایی که بتواند در بلندمدت موجب رونق فضای صادرات غیرنفتی کشور باشد، مسلماً به شدت مورد نیاز است. بر این اساس، در مجموع باید گفت که سیاست‌گذاران می‌بایست پیش از اجرای سیاست تعدیلی کاهش ارزش پول ملی، به سایر عوامل رفتاری تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی و واردات کشور توجه خاصی داشته باشند. همچنین باید به این نکته توجه شود که بر پایه نتایج مطالعات تجربی که تا کنون در این زمینه انجام شده، بروز پدیده منحنی جی یک پیامد قطعی نیست و بستگی به شرایطی دارد که تراز تجاری یک کشور در آن دوره مورد بررسی واقع می‌شود؛ بنابراین نمی‌توان گفت

که الزاماً با اعمال سیاست کاهش ارزش پول، شاهد بهبود تراز تجاری در بلند مدت خواهیم بود.

References

1- 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), pp. 167-176.
2- Afshari, Fatemeh. (2005). The impact of exchange policies on the trade balance of Iran, Master's thesis, Alzahra university, Faculty of economics. (In Persian)
3- Ali Mohammadi Parchkouhi, Shahin. (2010). The impact of exchange rate fluctuations and the oil shocks on trade balance of Iran using GARCH and GLS approach, Master's thesis, Allameh Tabataba'i university, Faculty of economics. (In Persian)
4- Arabshahi, Maziar. (1997). The study of the short run and long run effects of currency depreciation on tarde balance using cointegration and error correction model techniques, Master's thesis, Shahid Beheshti university, Faculty of economics. (In Persian)
5- Arora, S., Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G. (2003). Bilateral J-curve between India and her trading partners, Applied Economics, 35(9), pp. 1037-1041.
6- Baharumshah, A. Z. (2001). The effect of exchange rate on bilateral trade balance: new evidence from Malaysia and Thailand, Asian Economic Journal, 15,pp. 291–312.
7- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs, The Review of Economics and Statistics, 67,pp. 500–504. (In Persian)
8- Bahmani-Oskooee, M. and Brooks, T. J. (1999). Bilateral J-curve between US and her trading partners, Weltwirtschaftliches Archiv, 135, pp. 156–165.
9- (In Persian)
10- Bahmani-Oskooee, M. and Harvey, H.. (2009). The J-curve: Malaysia vs. her major trading partners, Applied Economics, 42(9), pp. 1067-1076. (In Persian)
11- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Ratha, Artatrana. (2004). The J-Curve: a literature review, Applied economics, 36, pp. 1377-1398. (In Persian)
12- Baradaran Shoraka, Hamidreza & Jebel e Ameli, Farkhondeh. (2003). Select an exchange system and the real effective exchange rate changes in Iran (1973-1996), Iranian Journal of economic research review,15:121-141. (In Persian)
13- Ben Kamoto, Eric. (2006). The J-Curve effect on the trade balance in Malawi and South Africa, The university of Texas at Arlington for the degree of mastersity of Arts in economics.
14- Broumand Jazi, Sahrzad & Kahram, Azadmehr, (2005), The impact of deficity and exchange rate on the current account of Iran's balance of payment, Iranian Journal of Economic, pp:113-129. (In Persian)
15- Economic reports and trade balance between 1965-2007, Organization of

economic reviewing, Tehran, Central bank of Islamic Republic of Iran (In Persian).
16- 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 Malasia, Munich Personal RePEc Archive, pp. 1-10.
17- Cheratian, Iman. (2009).The impact of exchange rate equalizatin on macro economic variables, Master's thesis, Tarbiat Modares university, Faculty of economics and management. (In Persian)
18- Dejpasand, Farhad & Goudarzi, Hossein. (2009). Estimation of the effect of depreciation on Iran's balance of payment, Iranian journal of economic studies, 9(3):15-40. (In Persian)
19- Gandolfo, Jian Karlo. (2001). International Trading, Translation: Mahdi Taghavi & Teimour Mohammadi, 1th ED, Tehran, Economic Research Institute Press. (In Persian)
20- Harberger, Arnold C. (2004). The real exchnge rate: Issues of concept and measurement, paper prepared for a conference in honor of Michael Mussa, university of California, Los Angeles.
21- 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), pp. 777-99.
22- Himarios, D. (1985). The effects of devaluation on the tradebalance: A critical view and reexamination of Miles's (New Results), Journal of international money and finance, 4, pp. 553–563.
23- Jandaghi Meybodi, Fereshteh. (2010). The impact of human capital on the improvement of total productivity of production factors in Iran, Master's thesis, Ferdowsi university, Faculty of economics. (In Persian)
24- Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. (1973). Price-competitiveness in export trade among industrial countries, American economic review, 63(2),pp. 412–418.
25- Khoshbakht, Ameneh & Ekhbari, Mohamad. (2005). Dynamics of trade balance: The estimation of J-curve in bilateral trade of Iran with Germany, Iranian journal of economic researches, 41(3): 130-145. (In Persian)
26- Laffer, A. B. (1976). Exchange rates, the terms of trade, and the trade balance, Effects of Exchange Rate Adjustments, Washington, Treasury Department, OASIA Res.
27- Lal, A.K. and Lowinger, T.C. (2002). The J-curve: evidence from East Asia, Journal of Economic Integration, 17(2), pp. 397-415.
28- Leonard, Greg and Stockman, Alan C. (2001). Current accounts and exchange rates: A new look at the evidence, NBER working paper, 8361, pp. 1-24.
29- Magee, Stephen P. (1973). Currency contracts, pass-through and devaluation, The brookings papers on economic activity, 1, pp. 303-325.
30- Marwah, K. and Klein, L. R. (1996). Estimation of J-curve: United States and Canada, Canadian journal of economics, 29, pp.523–39.
31- Mehrara, Mohsen & Abdi, Alireza. (2007). Determinants of trade balance in Iran's economy, Iranain journal of Economic Researches, 9(31): 1-26. (In

Persian)
32- 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), pp. 600–620.
33- Moura, G. and Da Silva, S. (2005). Is there a Brazilian J-curve?, Economics bulletin, 6(10), pp. 1-17.
34- Mozayani, Amir Hossein & Yavari, Kazem. (2004). The effect of exchange rate changes on thr trade sector in Iran, Iranain journal of Economic Researches, 14(4): 90-107. (In Persian)
35- 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), pp. 507-510.
36- Noferesti, Mohammadhossein. (1999). Unit root test and structural break, 1th ED, Tehran, Rasa Institute for Cultural Services. (In Persian)
37- Onafowora, Olugbenga. (2003). Exchange rate and trade balance in east asia: Is there a J-curve?, Economics bulletin, 5(18), pp. 1-13.
38- Perron, Pierre. (1989). The grate crash, The oil price shock, and the unit root hypothesis, Econometrica, 57(6), pp.1361-1401.
39- Pesaran, M.Hashem and Shin, Yongcheol. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, Department of applied economics, University of Cambridge, England.
40- Rehman, H. and Afzal, M. (2003). The J-curve phenomenon: An evidence from Pakistan, Pakistan economic and social review, 41(1), pp. 45-58.
41- Rose, Andrew K. and Yellen, Janet L .(1989). Is there a J-curve?, Jounal of monetary economics, 24(1), pp. 53-68.
42- 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.
43- Shakeri, Abbas. (2008). Macro economic theories and policies, 1th ED, Teharan, Parsnevisa press. (In Persian)
44- 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), pp. 227-45.
45- Tashkini, Ahmad. (2006). Emprical econometrics by using Microfit, Tehran, Dibagaran Publication. (In Persian)
46- Zanganeh, Mohammad. (2002). The analysis on the relationship between exchange rate and tarde balance of Iran using Pass-Through approach, Master's thesis, Tehran university, Faculty of economics. (In Persian)
47- Zarghami, Babak. (2003).Assessment of the effect of floating exchnage rate system on the import, non-oil export and general level of prices, Master's thesis, Tarbiat Modares university, Faculty of economics and management. (In Persian)

پیوست ۱

رتبه بندی شرکای عمده تجاری ایران بر اساس میانگین مجموع قدر مطلق صادرات غیر نفتی و واردات بر حسب هزار ریال

نام کشور	رتبه کشور میانگین شاخص مجموع تجارت دوجانبه ایران با کشورهای شریک تجاری عمده (هزار ریال)
امارات متحده عربی	۱
	۱۱۰۲۰۰/۱
آلمان	۲
	۲۴۳۵۲/۷۳
چین	۳
	۱۴۵۰۷/۴۵
ایتالیا	۴
	11498/3
فرانسه	۵
	۱۱۰۲۵/۵۵
هندوستان	۶
	۸۳۶۳/۴۵۵
ژاپن	۷
	۷۸۰۰/۲۷۳
انگلستان	۸
	۶۴۳۸/۴
روسیه	۹
	۵۷۶۵
ترکیه	۱۰
	۵۱۰۳/۶۴
عربستان سعودی	۱۱
	۲۹۸۲
اسپانیا	۱۲
	۲۷۰۱/۹۱

مأخذ: محاسبات محقق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست۲

نتیجه آزمون برون زایی متغیر تولید ناخالص داخلی آلمان:

LR Test of Deletion of Exogenous Variables in the VAR

****

Based on 35 observations from 1972 to 2006. Order of VAR = 2
List of variables included in the unrestricted VAR:

LTB
List of deterministic and/or exogenous variables:

LRE LRGI LRGG C D
Maximized value of log-likelihood = -27.6495

****

List of variables included in the restricted VAR:

LTB
List of deterministic and/or exogenous variables:

LRE LRGI C D
Maximized value of log-likelihood = -30.4166

****

LR test of restrictions, CHSQ(1)= 5.5343[.019]

****

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی