Arshive of SID

فصلنامـه اقتصاد مالی
سال دوازدهم / شماره ٤٤ / پائیز ۱۳۹۷
صفحه ۲۱ تا ۳۹

بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی

مریم ابراهیمی[۱]
کامبیز هژبر کیانی[۲]
عباس معمارنژاد[۳]
فرهاد غفاری[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۰۸

چکیده

تراز تجاری هر کشور بیانگر تحولات تجارت خارجی و شرایط اقتصادی آن بوده و در واقع مبین وضعیت اقتصادی آن کشور می‌باشد. بنابراین تحلیل تغییرات آن همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. جهت و میزان اثرگذاری نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری، در مطالعات دانشگاهی و کاربردی حائز اهمیت است به این دلیل که به نحوه تدوین و اتخاذ سیاست‌های کلان مناسب اقتصادی در بخش خارجی کمک می‌کند. نظر به اینکه در دهه‌های اخیر نرخ ارز در ایران نوسانات و جهش‌های زیادی را تجربه کرده است، در این مقاله به بررسی و تحلیل جهت و میزان تأثیرپذیری تراز تجاری ایران و چین از نوسانات نرخ ارز، با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره زمانی فصل اول ۱۹۹۲ تا فصل چهارم ۲۰۱۶ به صورت پویا می‌پردازیم. نتایج حاصل دلالت بر این دارد که با بهره‌گیری از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی(NARDL)[۱] اثرات نامتقارن و وجود رابطه بلندمدت (همجمعبستگی[۲]) بین دو متغیر تأیید، اما وجود منحنی J تأیید نمی‌گردد.

واژه‌های کلیدی: کاهش ارزش پول، نرخ ارز مؤثر واقعی، تراز تجاری ایران، رویکرد ARDL غیرخطی.

طبقه بندی JEL : F31

۱- دانشجوی دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران، ایران. maryam.ebrahimi2000@gmail.com
۲- استاد تمام و عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی تهران، ایران. (نویسنده مسئول) kianikh@yahoo.com
۳- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران، ایران. memarnejad@srbiau.ac.ir
۴- دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران، ایران. farhad.ghaffari@yahoo.com

www.SID.ir

Arshive of SID

۱- مقدمه

متخصصین اقتصاد بین‌الملل دریافته‌اند که رژیم نرخ ارز و تغییرات نرخ ارز واقعی نقش مهمی در ترفیع تراز تجاری دارد.[۳] در واقع نظریات اقتصادی بر این باورند که کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی یکی از عوامل مهم بهبود تراز پرداخت‌ها می‌باشد، لذا این سیاست می‌تواند به عنوان یکی از راهکارهای جبران کسری تجاری مورد استفاده قرار بگیرد. اما بعد از فروپاشی نظام برتون وودز[۴] در سال ۱۹۷۳ و با برقراری نظام شناور ارزی، تحقیقات تجربی نشان دادند که این تأثیرپذیری تراز تجاری از تضعیف ارزش پول داخلی، می‌تواند در کوتاه مدت نتیجه عکس داشته و موجب بدتر شدن تراز تجاری شود.

در مواجهه با تضعیف ارزش پول یک کشور، دو اثر متفاوت مقداری و قیمتی را می‌توان از یکدیگر تفکیک و بررسی نمود. اثر خالص برآیند این دواثر بوده و بستگی به مسلط بودن هریک از این دو اثر بر دیگری می‌باشد. عکس‌العمل زمانی متفاوت تراز تجاری نسبت به تغییرات واقعی ارزش پول داخلی، بصورت یک منحنی J شکل دیده می‌شود. این تئوری بیان می‌کند که در صورت برقراری شرط مارشال-لرنر[۵](ML)[۶] بهبود تراز تجاری در اثر کاهش ارزش پول ملی اغلب یک پدیده بلندمدت است و در کوتاه‌مدت به دلیل الگوی رفتاری عاملین اقتصادی و تأخیر در تعدیلات تراز تجاری، ممکن است سیاست کاهش ارزش پول ملی نتیجه معکوسی بر تراز تجاری داشته باشد.

مگی[۷] (۱۹۷۳) مفهوم منحنی J را با مشاهده تراز تجاری امریکا برای نخستین بار معرفی نمود. او اشاره کرد که کاهش ارزش دلار امریکا قبل از هرگونه بهبودی، تراز تجاری را بدتر می‌کند. لازم به ذکر است که در برخی مطالعات گسترده که محققان انجام داده‌اند، شکل‌های دیگری مانند منحنی S شکل که در آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت شرط مارشال-لرنر (ML) برقرار نمی‌باشد، منحنی J معکوس و منحنی M شکل که در آن شرط مارشال-لرنر صرفاً در کوتاه‌مدت صدق می‌کند، نیز برقرار شده‌اند.

در این مطالعه، مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت با رهیافت خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی و همچنین اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری کشور ایران با کشور چین که در دوره زمانی مورد نظر، یکی از اصلی‌ترین شرکای تجاری ایران بوده است، برآورد می‌شود.

۲- ادبیـات موضـوع

۲-۱- مبانی نظری

سیاستگذاران اقتصادی اغلب سیاست کاهش ارزش پول[۸] را به عنوان ابزاری برای افزایش خالص صادرات یک کشور بکار می‌گیرند. باید توجه داشت که این نظریه در یک اقتصاد با نقدینگی کامل و

www.SID.ir

Arshive of SID

عدم چسبندگی‌ها کاربرد خواهد داشت؛ زیرا در چنین فضایی عاملین اقتصادی برای منطبق شدن با تغییرات نرخ ارز، رفتارهای خرید خود را فوراً تغییر می‌دهند. ولی در یک دنیای واقعی برای اینکه تغییرات نرخ ارز با الگوی رفتاری عاملین و یا تئوری تعدیلات J اقتصادی منطبق شود، زمان لازم است که بر این اساس پدیدهٔ منحنی کوتاه مدت تراز تجاری عنوان می‌کند که افزایش نرخ ارز واقعی (سیاست کاهش ارزش پول) در اجرای بلندمدت پس از یک دورهٔ کوتاه‌مدت کاهش، به بهبود تراز تجاری یک کشور منجر خواهد شد. (معماریان و جلالی نائینی، ۱۳۸۶)

سیاست کاهش ارزش پول ملی از سمت عرضه شامل رویکرد هزینه و از سمت تقاضا شامل نظریه کشش‌ها (رویکرد خرد) و نظریه‌های جذبی و پولی (رویکرد کلان) می‌باشد. رویکرد هزینه بیان می‌کند با کاهش ارزش پول ملی قیمت عوامل وارداتی افزایش می‌یابد که باعث کاهش واردات عوامل تولید، در نتیجه کاهش تولید و افزایش قیمت‌ها (تورم رکودی) می‌شود. در نظریه جذب فرض می‌شود نرخ بهره و سطح قیمتها ثابت است و اقتصاد در شرایط اشتغال ناقص قرار دارد. در نظریه پولی فرض می شود برابری قدرت خرید و آزادی کامل حساب سرمایه و حساب جاری وجود دارد و تابع تقاضای پول با ثبات می‌باشد. در نظریه کشش‌ها فرض می‌شود صادرات و واردات مستقل از یکدیگر هستند و سطح تولید و سطح قیمتها و ظرفیت تولیدی ثابت است و عرضه و تقاضای واردات تنها به قیمت‌های ملی بستگی دارد و اثرات متقاطع قیمتی بین بازارها نادیده گرفته می‌شود. (پورمقیم، ۱۳۸۴)

هنگامی که ارزش پول یک کشور کاهش می‌یابد در قالب روش کشش‌ها، دو اثر مقداری و قیمتی خواهیم داشت. اثر مقداری به این معنی است که با ارزان‌تر شدن کالاهای تولید داخل، تقاضای صادرات افزایش می‌یابد و با گران‌تر شدن کالاهای وارداتی، حجم واردات کمتر و در نتیجه اثر مقدار موجب بهبود حساب جاری می‌شود. اثر قیمتی به این معناست که با کاهش ارزش پول ملی، کالای صادراتی بر حسب پول خارجی ارزان‌تر و کالای وارداتی بر حسب پول ملی گران‌تر می‌شود. بنابراین اثر قیمت موجب بدتر شدن حساب جاری کشور مورد نظر شده و در نهایت اثر خالص کاهش ارزش پول ملی بستگی به این دارد که کدام یک از این دو اثر بر تراز تجاری مسلط است. در کل این اعتقاد وجود دارد که در عملکرد کوتاه‌مدت اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه دارد و در بلندمدت با فرض اینکه شرط مارشال لرنر برقرار است، اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه دارد.

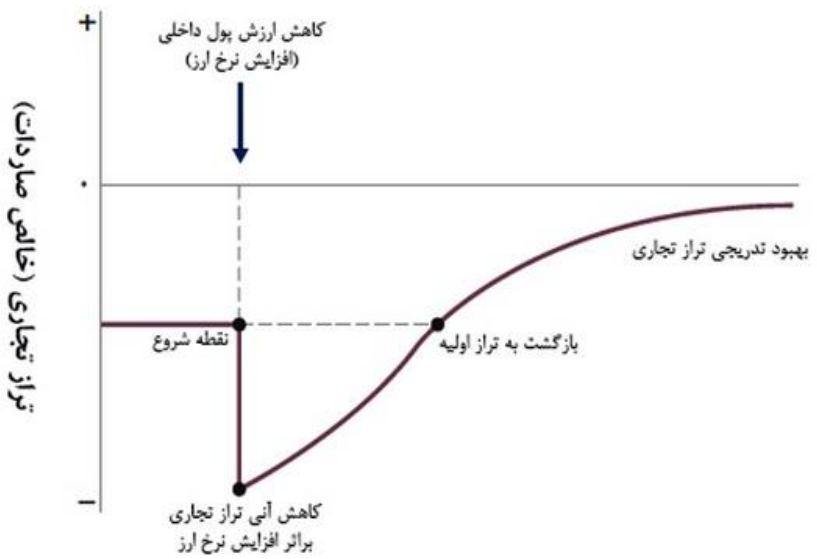
بهمنی اسکویی (۱۹۸۵)، با استناد به نتایج مطالعات متعددی که در این زمینه انجام داده است، بیان می‌کند که درک ارتباط بین مبادله و تراز تجاری برای یک سیاست تجاری موفق، مهم است. مشخص نیست که برقراری موانع تجاری و حمایت از صنایع داخلی بر اساس این استدلال که صنایع در دوره نوزادی به سر می‌برند، منجر به تغییرات مورد نظر در تراز تجاری شوند. اکثر مطالعات، بر

www.SID.ir

Arshive of SID

روی دو مفهوم همزاد یعنی شرط مارشال لرنر (ML) و پدیده منحنی J متمرکز می‌شوند. موقعیت‌هایی وجود دارند که در آنها علی‌رغم این که شرط مارشال- لرنر (ML) برقرار می‌باشد اما وضعیت تراز تجاری همچنان بدتر می‌شود. لذا بدتر شدن وضعیت کوتاه مدت، با بهبود بلندمدت تراز تجاری سازگار است و این وضعیت ممکن است ویژگی ضروری کاهش ارزش پول تلقی شود[۹].

شکل (۱) نمایی از پدیده منحنی J را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود در نقطه شروع کاهش ارزش پول داخلی، تراز تجاری کاهش یافته و با گذشت زمان به تراز اولیه برگشته و پس از آن به تدریج بهبود می‌یابد.



نمودار ۱- واکنش تراز تجاری به کاهش ارزش پول طی زمان

با توجه به عکس العمل دوگانه تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز، لازم است پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری با دقت بیشتری مورد بررسی قرار گیرد، تا از این طریق مسیر زمانی تغییر در تراز تجاری، یعنی پدیده منحنی J شکل مشخص شود. همانطور که گفته شد، در حالی که نرخ های ارز به سرعت تعدیل می‌شوند، رفتار مصرف کنندگان و تولید کنندگان نسبت به تغییرات در قیمت های نسبی با تأخیر زمانی صورت می‌گیرد (جونز و رومبرگ، مگی، ۱۹۷۳و مید، ۱۹۸۸)[۱۰].

www.SID.ir

Arshive of SID

پدیده منحنی J واکنش تراز تجاری به کاهش ارزش پول را نشان می‌دهد. مگی (۱۹۷۳) که این مفهوم را معرفی کرده است استدلال خود را با توجه به وقفه‌های تعدیل مانند وقفه تشخیص[۱۱]، وقفه تولید[۱۲]، وقفه تحویل[۱۳] و.... بیان می‌کند. وی معتقد است که کاهش ارزش پول تراز تجاری را به دو صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین چنانچه تراز تجاری در زمان کاهش ارزش پول بدتر شود این روال پس از کاهش ارزش پول تا زمانی‌که وقفه‌ها تشخیص داده شوند، ادامه می‌یابد، پس از مدتی تراز تجاری می‌تواند بهبود یابد که در واقع همان الگوی منحنی J می‌باشد. وقفه تشخیص مدت زمانی است که عوامل بازار برای تشخیص تغییر ایجاد شده در نرخ ارز و شرایط بازار نیاز دارند. تصمیم‌گیری به زمان مورد نیاز برای برقراری ارتباطات جدید مربوط می‌شود. وقفه توزیع مربوط به زمان لازم برای توزیع سفارشات پس از عقد قرارداد می‌باشد. وقفه جایگزینی شامل زمان لازم برای جایگزینی موجودی انبارها و تجهیزات فرسوده و وقفه تولید به زمان مورد نیاز، برای تغییر ظرفیت تولید و الگوهای عرضه ارتباط دارد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری و آزمون منحنی J، در مورد کشورهای مختلف با نگرش تئوریکی و نمونه‌های انتخابی متفاوت انجام گرفته است. با این حال به دلیل نتایج کاملاً متفاوت و بعضاً متناقض به دست آمده، اجماع و نتیجه کلی در این زمینه حاصل نشده است. در مطالعات اولیه شرکای تجاری هر کشور بصورت تجمعی[۱۴] در نظر گرفته می‌شدند. پژوهشگرانی مانند مگی، جونز و رومبرگ[۱۵](۱۹۷۳) در تحقیقات خود اثرات کوتاه‌مدت و بلند مدت کاهش ارزش پول را تفکیک کردند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد تراز تجاری پس از یک دوره زمانی کوتاه‌مدت (که طی آن وخیم می‌شود) شروع به بهبود می‌کند.

در کارهای تجربی، نظیر کار کروگمن و بالدوین[۱۶] (۱۹۸۷) که با استفاده از اطلاعات آمریکا و آمار تجاری کشورهای دیگر انجام گرفته، فرضیه وجود منحنی J در مورد آمریکا تأیید شده و طول دوره وخامت تراز تجاری سه تا چهار دوره برآورد شده است.

همان طوری که بهمنی- اسکویی و بروکس[۱۷] (۱۹۹۹) اشاره کرده‌اند، تراز تجاری یک کشور می‌تواند با یک شریک تجاری بهبود یابد در حالی که در همان زمان، تراز تجاری همین کشور با مجموعه کشور دیگری بدتر می‌شود. این مسأله در مورد نرخ‌های ارز نیز صادق است. داده‌هایی که حالت تجمیعی دارند، به طور مثال داده‌های تجمیعی مربوط به متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری، وضعیت واقعی ترازتجاری یک کشور با کشورهای دیگر را منعکس نمی‌کنند. به همین دلیل است که اکثر مطالعاتی که هم اکنون در ارتباط با تراز تجاری انجام می‌گیرند، از

www.SID.ir

Arshive of SID

داده‌های تجارت دوجانبه[۱۸] استفاده می‌کنند. همچنین در تحلیل‌های تجارت دو جانبه علاوه بر کاهش تورش تجمیع[۱۹]، نیازی به استفاده از متغیر جانشین مجموع سایر شرکای تجاری وجود ندارد.

رز و یلن[۲۰] (۱۹۸۹) این مسأله را در مورد امریکا با داده‌های تجارت دوجانبه با شش شریک تجاری آزمون کردند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که با وجود داده‌های غیرتجمعی باز هم منحنی J در مورد کشور امریکا با شرکای اصلی تجاری‌اش صادق نیست.

رالینز و پراوین[۲۱] (۱۹۹۳) در مورد ۱۹ کشور در آفریقای غربی منحنی J را در سال اول اجرای سیاست کاهش ارزش پول فقط برای برخی از کشورهای مورد مطالعه تأیید کردند.

شیروانی و ویلبرت[۲۲] (۱۹۹۷) برای تحلیل تراز تجاری بین آمریکا با سایر کشورهای G7 شامل کانادا، ژاپن، آلمان، فرانسه، ایتالیا و انگلستان با روش $VECM$[۲۳] به یک منحنی L معکوس دست یافتند.

ویلسون[۲۴] (۲۰۰۱) در مطالعه خود وجود اثر منحنی J دوجانبه بین سنگاپور، مالزی و کره را با امریکا وژاپن با استفاده از رویکرد VAR[۲۵] و داده‌های سالانه ۱۹۹۶-۱۹۷۰ را بررسی نمود که نتایج، وجود اثرمنحنی J راتأیید نمی‌کند.

انافوورا[۲۶] (۲۰۰۳) سه کشور آسیایی تایلند، مالزی و اندونزی را در تجارت با امریکا و ژاپن مورد مطالعه قرار داد. وی با استفاده از یک مدل VECM نشان داد که در روابط تجاری دو کشور اندونزی و مالزی با امریکا و ژاپن منحنی J تأیید می‌شود اما در مورد کشور تایلند این پدیده صرفاً در مورد امریکا مورد قبول اتفاق می‌افتد.

بهمنی اسکویی و راتا[۲۷] (۲۰۰۴) وجود منحنی J دوجانبه بین امریکا و ۱۸ شریک تجاری آن را بررسی کردند. آنها در این تحقیق با داده‌های فصلی در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۵ و روش ARDL به این نتیجه رسیدند که تنها در ۱۱ کشور طرف تجاری این منحنی تأیید می‌گردد.

بهمنی اسکویی، گوسوامی و تالوکدر[۲۸] (۲۰۰۵) داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۷۳ با مدل تحلیل همجمعبستگی تراز تجاری دو جانبه استرالیا و ۲۳ شریک تجاری را مورد بررسی قرار دادند که نتایج تحقیق وجود منحنی J را موردتأیید قرار نمی‌دهد.

بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۷) کشور سوئد و ۱۷ شریک تجاری‌اش را مورد آزمون قرار دادند. آنها با روش VAR تضعیف ارزش کرون را بر تراز تجاری بررسی کردند و وجود منحنی J را در ۵ کشور تأیید کردند.

با وجود تحقیقات آکادمیک و کاربردی متعدد انجام شده در این زمینه، نتایج بیانگر آن است که در بسیاری از موارد منحنی J مورد تأیید قرار نگرفته و نمی‌توان نظر جامع و قاطعی در مورد آن

www.SID.ir

Arshive of SID

داد. محققین با انجام مطالعات بیشتر در این راستا فرضیه جدیدی مبنی بر غیرخطی بودن تابع را مورد آزمون قرار دادند.

بهمنی اسکویی و فریدی‌توانا[۲۹] (۲۰۱۴) مطالعه خود در مورد متقارن بودن اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری، اثرات تغییر نرخ ارز را در مورد ۱۱ کشور OECD بصورت مجموع اثرات مثبت و منفی در نظر می‌گیرد. بر اساس نتایج این تحقیق در اغلب کشورها اثرات کاهش و افزایش نرخ ارز بصورت نامتقارن عمل می‌کند.

بهمنی اسکویی و رحمان[۳۰] (۲۰۱۷) در کار تحقیقاتی خود وجود اثر منحنی J را با استفاده از یک مدل غیرخطی در مورد کشور بنگلادش با ۱۱ شریک تجاری‌اش مورد بررسی قرار می‌دهند. در مدل غیرخطی این منحنی در مورد سه کشور از بزرگترین شرکای تجاری این کشور از جمله ایالات متحده امریکا صدق می‌کند. همچنین در مدل‌های غیرخطی تعدیلات نامتقارن کوتاه‌مدت تغییرات نرخ ارزهم در بیشتر موارد صادق است.

حنفی هاروی[۳۱] (۲۰۱۷) در کار تحقیقی خود با استفاده از مدلسازی اقتصادسنجی بصورت خطی و غیرخطی اثر منحنی J را برای کشور فیلیپین با ۹ شریک تجاری‌اش را بررسی می‌کند. در رویکرد ARDL خطی در مورد دو کشوراثر منحنی J تأیید می‌شود درحالیکه در رویکرد غیرخطی سه کشور اندونزی، ژاپن و سنگاپور اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت بصورت نامتقارن این اثر مشاهده می‌شود.

در مورد کشور ایران مطالعات محدودی در این زمینه انجام شده است. در اغلب تحقیقات، برآورد مدل با استفاده از روش VAR و یا ARDL خطی انجام پذیرفته است و نتایج قطعی و قابل استنادی جهت ارائه به سیاستگذار بدست نیامده است.

علیرضا امینی و سحر زارع (۱۳۸۱) در تحقیق خود به بررسی تأثیرات نوسانات نرخ ارز بر صادرات صنعتی با استفاده از مدلGMM پرداختند، نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی اثر مثبت دارد. بنابراین انتظار می‌رود افزایش نرخ واقعی ارز و نوسانات نرخ واقعی ارز موجب رونق صادرات کالاهای صنعتی در کشور ایران گردد.

اخباری، محمد و آمنه خوشبخت (۱۳۸۵) در کار تحقیقاتی خود توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس در قالب الگوی تصحیح خطا و نیز الگوی ARDL را برای بررسی نحوه عکس‌العمل و پویایی‌های تراز تجاری ایران با آلمان نسبت به تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی طی دوره زمانی ۱۹۹۵تا ۲۰۰۴ بصورت فصلی به کار بردند که نتایج منحنی J را تأیید نکرد.

جلالی نائینی، سید احمدرضا و عرفان معماریان (۱۳۸۶) با بهره گیری از یک مدل برداری تصحیح خطا و استفاده از آمارهای سری زمانی فصلی، رفتار تراز تجاری ایران در برابر شرکای

www.SID.ir

Arshive of SID

تجاری عمده را به صورت پویا مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج حاصل از آزمونهای انجام گرفته، بیانگر وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تراز تجاری کل است.

پدرام، مهدی، شمس‌الله شیرین‌بخش و مریم رحمانی (۱۳۹۰) دو حالت کوتاه مدت و بلندمدت طی سا لهای ۱۳۸۵-۱۳۵۸ را با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری و تابع واکنش آنی مورد بررسی قرار دادند، پدیده منحنی J نیز در تمام موارد به استثناء ترکیه که همگرایی در مورد متغیرهای آن حاصل نشده است وجود دارد.

نتایج مطالعه سعید دایی کریم و همکاران (۱۳۹۳) بیانگر این است که صادرات غیر نفتی از نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت پذیرفته است و به‌عبارت‌دیگر افزایش نرخ واقعی ارز سبب بهبود صادرات می‌شود. رشد صادرات کشورهای در حال توسعه در اقتصادهای تک محصولی از جمله ایران از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است بنابراین، شناسایی عوامل تعیین‌کننده صادرات غیر نفتی و چگونگی رابطه آنها با صادرات غیر نفتی، می‌تواند سیاست‌گذاری اقتصادی و مسئولان کشورها را در جهت تحقق اهداف صادرات غیر نفتی یاری نماید.

۳- روش‌شناسی

در مطالعات پیشین، روش‌های متعددی برای بررسی همجمعبستگی بلندمدت میان متغیرهای سری زمانی مطرح شده و به طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته است. بعنوان مثال می‌توان به روش تک متغیره همجمعبستگی شامل آزمون انگل و گرنجر[۳۲] (۱۹۸۷)، روش اصلاح شده فیلیپس و هنسن[۳۳] (۱۹۹۰)، همجمعبستگی چند متغیره جوهانسون جوسیلیوس[۳۴] (۱۹۹۰) و جانسون[۳۵] (۱۹۹۶) اشاره کرد. در این تحقیق از رهیافت خودبازگشتی با وقفه توزیعی (ARD) توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده است، به منظور بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرها استفاده خواهد شد. این رهیافت نسبت به سایر رویکردها دارای چندین مزیت می‌باشد: ۱) پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور همزمان برآورد می‌شوند. ۲) برخی از تکنیکهای همجمعبستگی به حجم نمونه حساس هستند اما برای نمونه های کوچک می‌توان از رهیافت ARDL بهره گرفت. ۳) رهیافت ARDL بدون در نظر گرفتن اینکه آیا متغیرها I(0) یا I(1) هستند می‌تواند برآورد را انجام دهد.

در الگوی تصحیح خطا[۳۶] (ECM) از ترکیب اطلاعات بلند مدت با ساز و کار تعدیل کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. به عبارت دیگر نوسانات کوتاه‌مدت یک متغیر به مقدار بلندمدت آن مرتبط می‌گردد. در این الگو جملات پسماند حاصل از معادله همجمعبستگی به عنوان یک متغیر مورد استفاده قرار گرفته و ضریب آن به عنوان ضریب تعدیل کوتاه‌مدت تلقی می‌شود. برآورد تابع کوتاه‌مدت از طریق الگوی تصحیح خطا به این ترتیب است که جملات خطای مربوط به رگرسیون

www.SID.ir

Arshive of SID

همجمعبستگی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار می‌دهیم و به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. مقدار این ضریب بین منهای یک و صفر قرار می‌گیرد و روابط بین نوسانهای کوتاه مدت و مقدار بلند مدت یک متغیر است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته، تعدیل شده و به سمت رابطه بلند مدت نزدیک می‌شود.

وجود همجمعبستگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده ترین دلیل شهرت الگوی تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۹۱).

۳-۱- تصریح مدل تحقیق

متعاقب ادبیات موجود در این زمینه فرض می‌کنیم که تراز تجاری بین ایران و شریک تجاری‌اش چین، تابعی از سطح فعالیت اقتصادی یا درآمد در هردو کشور و نیز نرخ ارز دو جانبه واقعی می‌باشد. بنابراین با مدل تراز تجاری دوجانبه زیر شروع می‌کنیم:

رابطه (۱)

$$Ln\,TB_{IR.t} = a + \beta Ln\,Y_{IR.t} + \gamma\,Ln\,Y_{PRC.t} + \lambda\,Ln\,REX_{i.t} + \varepsilon_t$$

TB_{IR} نشان دهنده میزان تراز تجاری بین ایران و چین بوده و بعنوان نسبت واردات ایران از چین به صادراتش به آن کشور تعریف شده است. $Y_{IR.t}$ درآمد کشور ایران، $Y_{PRC.t}$ درآمد کشور چین و $REX_{i.t}$ نشان‌دهنده نرخ ارز است. ضرایب a، β، γ و λ مقادیر ثابت بوده و بیانگر ضرایب بلندمدت می‌باشند.

نرخ ارز واقعی به گونه‌ای تعریف شده است که کاهش در آن تنزل واقعی ریال ایران را منعکس می‌کند. چنانچه کاهش ارزش ریال صادرات ایران را افزایش و واردات آن از چین را کاهش دهد انتظار می‌رود تخمین ضریب λ برای رابطه بلندمدت مثبت باشد. همانطور که در بالا اشاره شد معادله (۱) یک مدل بلندمدت است و ضرایب با هر مدلی که تخمین زده شوند تنها اثرات بلندمدت متغیرهای برون‌زا را منعکس می‌کنند. برای تشخیص اثرات کوتاه‌مدت متغیرهای برون‌زا باید روند تعدیل پویای کوتاه‌مدت را برای معادله (۱) معرفی کنیم. بعد از کار پسران و همکاران[۳۷] (۲۰۰۱)، ARDL خطی یا رویکرد تست کرانه‌ای را که در معادله (۲) آورده شده انجام می‌دهیم:

www.SID.ir

Arshive of SID

رابطه (۲)

$$\Delta Ln\,TB_{IR,t} = \sum_{k=1}^{n} \mu' k \Delta\, LnTB_{IR.t-k} + \sum_{k=0}^{n} \beta'_k \Delta\, Ln\, Y_{IR.t-k} + \sum_{k=0}^{n} \gamma'_k\, \Delta Ln\, Y_{PRC.t-k} + \sum_{k=0}^{n} \lambda'_k\, \Delta LnREX_{i.t-k} + \theta_1 LnTB_{IR.t-1} + a' + \theta_2 Lny_{IR.t-1} + \theta_3 Lny_{PRC.t-1} + \theta_4 LnREX_{i.t-1} + u_t$$

در معادله (۲) متغیرها همان متغیرهای معادله (۱) و ضرایب آن ضرایب کوتاه‌مدت می‌باشند که با نرمالیزه کردن ضرایب سطح[۳۸] ضرایب بلندمدت حاصل می‌شوند.[۳۹]

این معادله یک مدل تصحیح خطاست که در آن عبارت خطای باوقفه معادله (۱) با معادل آن جایگزین شده است، در واقع ترکیب خطی متغیرها باوقفه می‌باشد. در این راستا اثرات کوتاه‌مدت از تخمین ضرایب متغیرهای تفاضل مرتبه اول به دست آمده و اثرات بلندمدت از نرمالیزه کردن ضرایب بخش تصحیح خطا با ضریب θ_1، به دست می‌آیند. با اینحال برای معتبر بودن ضرایب بلندمدت باید همجمعبستگی برقرار باشد.

پسران و دیگران (۲۰۰۱) پیشنهاد کردند که آزمون F متداول برای متغیرهای باوقفه بعنوان نشانه‌ای از همجمعبستگی به کار رود. البته لازم به ذکر است که آماره F در اینجا مقادیر بحرانی جدیدی دارد که شبیه‌سازی و استخراج گردیده که در جدولی ارائه شده است. از آنجا که این مقادیر بحرانی خواص همجمعبستگی تمامی متغیرها را بیان می‌کنند هیچ‌گونه نیازی به پیش آزمون[۴۰] ریشه واحد نبوده و متغیرها می‌توانند همجمعبسته از درجه صفر یا یک باشند که تقریباً تمام متغیرهای کلان اقتصادی I(1) می‌باشند (لازم به ذکر است در این تحقیق به منظور تأیید عدم وجود متغیر با درجه همجمعبستگی[۴۱] دو آزمون دیکی- فولر[۴۲] انجام شده است). چنانچه تخمین λ' منفی یا غیرمعنادار باشد اما برآورد θ_1 نرمالایزشده مثبت و معنادار باشد، منحنی J مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

فرضیه و ادعای مطالعه حاضر این است که عدم تأیید منحنی J می‌تواند به دلیل غیر خطی بودن تعدیل‌ها و نامتقارن بودن اثرات کاهش و افزایش نرخ ارز باشد که در روش‌شناسی ARDL خطی اثرات کاهش و افزایش نرخ ارز و تعدیلات خطی بوده و در نتیجه اثرات متقارن تلقی شود. چنانچه تفکیک کاهش و افزایش نرخ ارز صورت گیرد و اثرات آنها بر تراز تجاری بطور جداگانه آزمون شوند، ممکن است کاهش ارزش پول، اثرات قابل توجهی داشته باشد اما افزایش آن خیر و یا بالعکس، بعبارت دیگر اثرات تغییرات نرخ ارز می‌تواند نامتقارن باشد. برای این منظور با توجه به

www.SID.ir

Arshive of SID

ادبیات موضوع، تغییرات متغیر نرخ ارز را به مجموع دو جز مثبت (افزایش نرخ ارز) و منفی (کاهش نرخ ارز) تجزیه می‌کنیم:

رابطه (۳)

$$POS = Ln\,REX_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta Ln\,REX_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta Ln\,REX_j, 0\right)$$

$$NEG = Ln\,REX_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta Ln\,REX_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min\left(\Delta Ln\,REX_j, 0\right)$$

پیرو مطالعات شین[۴۳] (۲۰۱۳) و جایگزین کردن Ln REX با متغیرهای POS و NEG داریم:

رابطه (۴)

$$\Delta Ln\,TB_{i.t} = \sum_{k=1}^{n_1} \mu'_k\,\Delta Ln\,TB_{i.t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \beta'_k\,\Delta Ln\,Y_{t-k}^{IR} + \sum_{k=0}^{n_3} \gamma'_k\,\Delta LnY_{t-k}^{PRC} + \sum_{k=0}^{n_4} \delta'_k\,\Delta POS_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_5} \eta'_k\,\Delta NEG_{t-k} + \theta_0\,LnTB_{i.t-1} + \tau' + \theta_1\,LnY_{t-1}^{IR} + \theta_2\,LnY_{t-1}^{PRC} + \theta_3\,POS_{t-1} + \theta_4 NEG_{t-1} + \varepsilon_t$$

متغیرهای جدید در معادله (۴) به ما این امکان را می‌دهند که اثرات متقارن یا نامتقارن تغییرات نرخ ارز را روی تراز تجاری ایران با شریک تجاری چین آزمون کنیم. این مدل تصحیح خطا یک مدل ARDL غیرخطی نامیده می‌شود و غیرخطی بودن شامل تفکیک و معرفی متغیرهای جدید POS و NEG معرفی می‌شود. شین[۴۴] (۲۰۱۳) کاربرد رویکرد آزمون کران[۴۵] پسران (۲۰۰۱) را به معادله (۴) را توجیه می‌کند.

۴- برآورد مدل

آمار و داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل صادرات و واردات از کشور چین که از گمرک جمهوری اسلامی ایران گرفته شده، GDP واقعی ایران و کشور چین با سال پایه ۲۰۰۰ میلادی و نرخ ارز واقعی[۴۶] (RER) که از IMF گرفته شده است.

ریشه واحد از رایج‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی[۴۷] متغیرهای مدل در فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آزمون دیکی فولر[۴۸] تعمیم یافته با استفاده از نرم افزار $Eviews$در این مطالعه اجرا شده است. لازم به ذکر است که با توجه به مزایای روش ARDLکه بیان شد، این آزمون صرفاً به منظور تأیید عدم وجود متغیر I(2) در مدل انجام شده است.

www.SID.ir

Arshive of SID

در این مطالعه با توجه به پیشینه تحقیق، با هردو رویکرد $ARDL$ خطی و غیر خطی مدل را با استفاده از نرم افزار $Microfit$ برآورد کرده و نتایج حاصله را ارزیابی می‌کنیم.[۴۹]

جداول (۱) و (۲) به ترتیب ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل $ARDL$ خطی را نشان می‌دهند. تعداد وقفه‌های مناسب با استفاده از آماره شواتز- بیزین[۵۰] (با توجه به تعداد داده‌ها و اطلاعات آماری) تعیین شده است. بدین ترتیب معادله با تعداد وقفه‌های بهینه انتخاب و درجه مدل بصورت $ARDL(4،0،0،0)$ تعیین شده است. در واقع متغیر وابسته (تراز تجاری) با چهار وقفه و سایر متغیرها (متغیرهای مستقل) بدون وقفه و در سطح بهینه‌یابی شده‌اند. [۵۱]

جدول ۱- نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل خطی

متغیرها	ضرایب	احتمال
ΔLN TB(-1)	۰,۵۸	۰,۰۰
ΔLN TB(-2)	-۰,۷۵	۰,۵۱
ΔLN TB(-3)	-۰,۰۳	۰,۵۸
ΔLN TB(-4)	۰,۳۲	۰,۰۰
$\Delta LN\ GDP_{IR}$	۰,۱۶	۰,۴۴
$\Delta LN\ GDP_{PRC}$	-۰,۲۲	۰,۱۳
ΔREER	۰,۰۸	۰,۳۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در این مدل فرضیه برابری صفر ضرایب بخش تصحیح خطای معادله (۲) بصورت $H_0 \quad \theta_3 = \theta_4 = 0$ در برابر فرض عدم برابری با صفر آنان بصورت $H_1 : \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq 0$ آزمون شد. F محاسباتی دارای توزیع استاندارد نبوده و به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت مقدار آن با جدول ارائه شده توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) مقایسه گردید. با توجه به نتایج حاصله در این رویکرد، مقدار آماره F (آزمون کران) ۱,۳۱ است که این میزان کمتر از کران پایین (۲,۵۲) می‌باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.[۵۲] در چنین مواردی با توجه به ادبیات موضوع و نتیجه تحقیقاتی مانند بهمنی- اسکویی و تنکیو[۵۳] (۲۰۰۸) از تخمین ضرایب بلندمدت نرمالیزه شده و معادله (۱) بهره گرفته و جزء خطا[۵۴] محاسبه می‌گردد. با اشاره به این سری جدید توسط ECM ، ترکیب خطی متغیرهای با وقفه توسط ECM_{t-1} در معادله (۲) جایگزین شده و مدل جدید پس از اعمال وقفه بهینه مشابه، تخمین زده می‌شود. ضریب منفی

www.SID.ir

Arshive of SID

معنادار بدست‌آمده برای ECM_{t-1} حرکت به سمت تعادل بلندمدت یا همجمعبستگی را امورد تأیید قرار می‌دهد.

مقدار آماره LM در مقایسه با مقدار بحرانی آماره χ^2 عدم وجود خودهمبستگی، آزمون رمزی تصریح صحیح مدل و همچنین دو تست $CUSUM$ و CUSUMSQ بیانگر تأیید ثبات مدل می‌باشند.

جدول ۲- نتایج برآورد بلندمدت مدل خطی

متغیرها	ضرایب	احتمال
LN GDP_{IR}	۰,۸۳	۰,۴۱
LN GDP_{PRC}	-۱۰۱۶	۰,۰۹
$LN\ REER$	۰,۴۵	۰,۳۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

چنانکه در جدول (۲) مشاهده می‌شود ضریب نرخ ارز در این رابطه معنادار نیست لذا در تحلیل اثرات نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین، کارایی ندارد.

جداول(۴) و (۵) ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل غیرخطی را نشان می‌دهد. در این مدل نیز از آماره شوارتز- بیزین برای تعیین مدل بهینه و درجه آن استفاده شده است که نتایج آزمون مدل بهینه را بصورت $A(1{,}0{,}0{,}0)$ نشان می‌دهد. بدین معنا که متغیر وابسته مدل با یک وقفه و سایر متغیرها بدون وقفه و در سطح بهینه می‌شوند.

جدول ۳- نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل غیرخطی

متغیرها	ضرایب	احتمال
$\Delta LN\ TB(-1)$	۰,۴۰	۰,۰۰
$\Delta LN\ GDP_{IR}$	۲,۳۹	۰,۰۰
$\Delta LN\ GDP_{PRC}$	-۳,۲۸	۰,۰۰
ΔNEG	-۰,۰۱	۰,۸۸
ΔPOS	۱,۷۰	۰,۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

www.SID.ir

Arshive of SID

جدول ۴- نتایج برآورد بلندمدت مدل غیرخطی

متغیرها	ضرایب	احتمال
LN GDP_{IR}	۴,۰۳	۰,۰۰
LN GDP_{PRC}	-۵,۵۲	۰,۰۰
NEG	-۰,۰۱	۰,۸۸
POS	۲,۸۶	۰,۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج حاصل از مدل غیرخطی با استفاده از روش آزمون کران وجود رابطه بلندمدت را تأیید می‌نماید. همچنین معنادار بودن ضریب $\mathrm{ECM}(-1)$ نیز نشان از حرکت به سمت تعادل بلندمدت و همجمعبستگی مدل داشته و مقدار آن که ۰,۵۹- است عددی بین ۱- و صفر بوده بیانگر این است که در مسیر حرکت از کوتاه‌مدت به بلندمدت در هر دوره ۰,۵۹ تعدیل صورت می‌گیرد و نهایتاً به رابطه بلندمدت می‌رسد. بررسی آزمون‌های تشخیصی مدل نیز دلالت بر ثبات ضرایب و مطلوب بودن کیفیت مدل دارند.

نتایج بدست‌آمده حاکی از مثبت و معنادار بودن تغییرات مثبت نرخ ارز و منفی و غیر معنادار بودن تغییرات منفی نرخ ارز می‌باشد. بنابراین در این مدل بر خلاف مدل خطی، تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری کشور مؤثر بوده اما وجود منحنی J تأیید نمی‌شود.

با جداسازی نوسانات منفی و مثبت نرخ ارز، ضرایب مربوطه بیان کننده آن است که واکنش تراز تجاری به هریک از این نوسانات متفاوت بوده، لذا اثرات آن نامتقارن[۵۵] است. به منظور بررسی دقیق‌تر در مورد صحت اثرات نامتقارن از آزمون t استفاده شده است. نظر به اینکه فرض صفر آزمون t مبنی بر یکسان بودن ضرایب رد می‌شود، عدم تساوی ضرایب اثبات شده و تأییدی بر استدلال نامتقارن بودن اثرات نرخ ارز بر تراز تجاری است.

۵- نتیجه‌گیری

سیاست کاهش ارزش پول یکی از راهکارهای کسری تجاری بوده و بعنوان سیاست بهبود تراز تجاری به کار گرفته می‌شود. اگرچه بدلیل وقفه‌های تعدیل، اثرات کاهش ارزش پول بلافاصله آشکار نمی‌شود. درحقیقت تراز تجاری به بدتر شدن خود ادامه می‌دهد و پس از گذشت مدت زمانی شروع به بهبود می‌کند، بنابراین پدیده منحنی J اتفاق می‌افتد. مطالعات اولیه این پدیده را با استفاده از جریان تجارت تجمعی یک کشور با سایر دنیا و با مدل‌های VAR استاندارد آزمون کردند. رز و یلن (۱۹۸۹) از مطالعاتی که تورش تجمعی دارند و خواص همجمعبستگی متغیرها

www.SID.ir

Arshive of SID

درمدل تراز تجاری آنها آزمون نمی‌گردد انتقاد کردند. آنها برای نشان دادن نظرات‌شان در این زمینه از داده‌های جریان تجاری دوجانبه بین امریکا و شش شریک تجاری اصلی‌اش از رهیافت‌هایی مانند مدل‌سازی تصحیح خطا و همجمعی انگل-گرنجر بهره گرفتند. با استفاده از این روش‌ها تعریف جدیدی از منحنی J با مفهوم بدتر شدن کوتاه‌مدت همراه با بهبود بلندمدت ارائه کردند. اگرچه آنها هیچ گواهی بر تأییدی منحنی J در مدل‌ها نیافتند. در این مقاله مدل‌های تراز تجاری دوجانبه را که رز و یلن مورد استفاده قرار دادند را بار دیگر با روش پیشرفته‌تری بازبینی کردیم. در چنین موقعیتی مدل مناسب می‌تواند آزمون کران یا رویکرد ARDL مربوط به پسران و دیگران (۲۰۰۱) باشد که نیازی به پیش آزمون ریشه واحد ندارد و متغیرها می‌توانند ترکیبی از متغیرهای پایا و ناپایا باشند. با توجه به فرضیه این مطالعه و به منظور توسعه این امر، از رویکرد ARDL غیرخطی شین (۲۰۱۳) استفاده کردیم و شواهد مبنی بر تأیید یا عدم تأیید منحنی J ارائه دادیم.

نتایج تحقیق مؤید آن است که در رویکرد خطی متغیر نرخ ارز بر تراز تجاری کشور ایران با چین معنادار و مؤثر نبوده در حالیکه در رویکرد غیرخطی علاوه بر وجود رابطه بلندمدت این متغیر تأثیرگذار است. همچنین معرفی روند تعدیلات غیرخطی نشان می‌دهد که اثرات تغییرات نرخ ارز نامتقارن است. عدم تأیید منحنی J در این دوره زمانی بین ایران و شریک تجاری‌اش، چین، بیانگر این است که در این شرایط با کاهش ارزش پول تراز تجاری روند نزولی در کوتاه‌مدت را طی نمی‌کند و سیاست تغییر نرخ ارز می‌تواند از همان ابتدای امر تراز تجاری را بهبود بخشد. از آنجا که کشور چین یکی از شرکای اصلی تجاری ایران می‌باشد، نتایج حاصل از این مطالعه می‌تواند بعنوان ابزاری در جهت بهبود تراز تجاری کشور و بکارگیری سیاست مناسب ارزی و بهبود روابط تجارت خارجی مثمر ثمر باشد.

www.SID.ir

Arshive of SID

فهرست منابع

۱) اخباری، محمد و آمنه خوشبخت. (۱۳۸۵). پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی جی شکل، ارتباط تجاری ایران با آلمان. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۴، ۱۶۰-۱۲۳.

۲) امینی، علیرضا و سحر زارع. (۱۳۸۱). تحلیل نقش نرخ واقعی ارز و نوسانات آن بر صادرات صنعتی ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم، شماره ۳۸، ۱۲۰-۹۹.

۳) پدرام، مهدی، شمس‌الله شیرین‌بخش و مریم رحمانی. (۱۳۹۰). پویایی‌های منحنی J در تجارت خارجی ایران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ، شماره ۶۰، ۱۸-۵.

۴) پورمقیم، سید جواد. (۱۳۸۴). مالیه بین‌الملل. سازمان چاپ و انتشارات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی تهران.

۵) تشکینی، احمد. (۱۳۸۵). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Mirofit، دیباگران تهران.

۶) دایی کریم زاده، سعید، قدرت‌الله امام‌وردی، افسانه شایسته. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نرخ ارز واقعی بر صادرات غیر نفتی ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، سال هشتم، شماره ۲۹، ۱۷۴-۱۵۱.

۷) معماریان، عرفان و احمد رضا جلالی نائینی. (۱۳۸۶). آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی جی بر اساس یک الگوی تصحیح خطای برداری. پژوهشنامه اقتصادی، سال دهم، شماره ۲، ۶۹-۴۵.

۸) منافی انور، وحید، فرهاد خداداد کاشی، جهانگیر بیابانی، فاطمه پاسبان. (۱۳۹۴). عوامل موثر بر تغییرات نرخ ارز واقعی و تاثیر آن بر شاخص رقابت پذیری در اقتصاد ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۳۲، ۲۴-۱.

۹) نوفرستی، محمد. (۱۳۹۱). ریشه واحد و همجمعبستگی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

۱۰) هژبر کیانی، کامبیز. (۱۳۹۴)، اقتصادسنجی و کاربرد آن. انتشارات نور علم.

11) Bahmani-Oskooee, M. (1985). “Devaluation and the J -Curve: Some Evidence from LDCs,” The Review of Economics and Statistics. 67, 500-504.

12) Bahmani-Oskooee, M., Brooks, T.J. (1999). "Bilateral J-curve Between US and Her Trading Partners".,Weltwirtschaftliches Archiv. 135(1), 156-165.

13) Bahmani-Oskooee M, fariditavana H. (2015). Nonlinear ARDL Approach and the J-Curve Phenomenon. Open Economies Review, 27(1), 51-70.

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

15) Bahmani-Oskooee M, Hegerty SW. (2010). The J- and S-Curves: a survey of the recent literature. J Econ Stud, 37, 580–596.

www.SID.ir

Arshive of SID

16) Bahmani-Oskooee M, Ratha A. (2004). The J-Curve: a literature review. Appl Econ 36(13), 1377–1398.
17) Bahmani-Oskooee, M., A. Ratha. (2007). "The Bilateral J-Curve: Sweden Versus Her 17 Major Trading Partners", International Journal of Applied Economics, 4, 1 - 13.
18) Bahmani-Oskooee M, Tanku A. (2008). The black market exchange rate vs. the official rate in testing PPP: which rate fosters the adjustment process. Econ Lett, 99, 40–43.
19) Banerjee, A., J. J. Dolado, & R. Mestre. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity, Bank of Spain Working Paper, 302.
20) Engle RF, Granger CWJ. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica, 55(2), 251–276.
21) Junz, H. B., Rhomberg, R. R. (1973). "Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries".,American Economic Review, 63(2), 412-418.
22) Krugman P. R., Baldwin R. E. (1987). The Persistence of U.S.Trade Deficit, Brookings Papers on Economic Activity 1, 1-43.
23) Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. Brookings Papers on Economic Activity, 1, 303–325.
24) Meade, E. E. (1988). Exchange rates, adjustment, and the J-curve, Federal Reserve Bulletin, 633-44.
25) Onafowra, Olugbenga. (2003). "Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is There a J-Curve?" Economics Bulletin, 5(18). 1-13.
26) Pesaran, MH. Shin Y. & Smith RJ. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. J Appl Econ, 16(3), 289–326.
27) Rawlins, Glenville, john proven. (2003). Devaluation and the Trade Balance: The Recent Experience of Selected African Countries, Center of Economic Research on Africa.
28) Rose AK, Yellen JL. (1989). Is there a J-curve? J Monet Econ, 24, 53–68.
29) Salvatore, Dominick, International Economics, 11th edition, ISBN 978-1-118-17793-8 (cloth).
30) Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. (2013). Modelling Asymmetric. Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework Festschrift, forthcoming, pringer.
31) Shirvani, Hand Wilbratte, B. (1997). "The Relation Between the Real Exchange RateBalance: An Empirical Reassessment".International Economic Journal, 11(1), 39-49.
32) Wilson, P. (2001). "Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies: Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia and Korea?" Open Economies Review, 12, 389 - 413.
33) www.IMF.org
34) www.irica.gov.ir

www.SID.ir

Arshive of SID

یادداشت‌ها

[1] Non-Linear Auto Regressive Distributed Lag
[2] Cointegration
[3] نرخ ارز واقعی، از جمله عواملی است که انحراف آن از مقادیر تعادلی و همچنین بی‌ثباتی در آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کلان به ویژه رقابت پذیری کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. نوسانات نرخ ارز واقعی نشان‌دهنده بی‌ثباتی وعدم قطعیت در روند قیمت‌های نسبی بین کشورهاست. این نوسان‌ها موجب ایجاد فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد می‌گردند. از سویی دیگر فراهم نمودن فضای رقابتی و ارتقای سطح رقابت پذیری ملی، زمینه‌ساز ورود به فرایند جهانی شدن است. (منافی‌انور و همکاران، ۱۳۹۴)

[4] Bretton Woods System
[5] Marsha-Lerner Condition
[6] شرطی که ثبات یا بی ثباتی بازار ارز را تعیین می کند به شرط مارشال- لرنر معروف است. براساس شرط مارشال- لرنر بازار ارز زمانی باثبات است که جمع قدر مطلق کشش تقاضای واردات (D_M) و کشش تقاضای صادرات (D_X) بزرگ تر از یک باشد. چنانچه مجموع کشش های قیمتی D_M و D_X کمتر از یک باشد، تغییر در نرخ ارز هیچ تاثیری در ترازپرداخت ها ندارد. (سالواتوره، ۱۳۷۹، ص۱۰۵)
[7] Magee
[8] Devaluation
[9] مدل‌هاي بين‌المللي، دلالت بر اين دارند كه عدم تقارن‌هايي بين اثرات حساب جاري تغييرات لحظه‌اي در قيمت‌هاي صادرات و واردات وجود دارند. براي مثال، چن و دوروكس (۱۹۹۴) نشان مي‌دهند كه براي تغييرات لحظه‌اي قيمت‌هاي واردات، اثرات درامدي و جانشيني در جهت خلاف هم عمل مي‌كنند در حاليكه براي تغييرات قيمتهاي صادرات اين اثرات يكديگر را تقويت مي‌كنند. اما، برخي از نويسندگان اغلب از اين فرضيات صرفنظر كرده و كاهش ارزش پول را باعث بدتر شدن ساده رابطه مبادله كشور تفسير مي كنند.
[10] Meade, E. E. (1988). , Magee, S. P. (1973). Junz, H. B. and Rhomberg, R. R (1973).
[11] Recognition Lag
[12] Production lag
[13] Delivery lag
[14] Aggregate
[15] Junz, H. B. and Rhomberg, R. R
[16] krugmanp.r.Baldwin R.E.
[17] Brooks
[18] Bilateral
[19] Aggregation Bias
[20] Rose, A.K. and J.L. Yellen
[21] Rawlins, Praveen
[22] Shivani, Wilbratte
[23] Vector Error Correction Model
[24] Wilson, P.
[25] Vector Auto regressive
[26] Onafowora
[27] Bahmani-Oskooee and Ratha
[28] Bahmani-Oskooee, M., G.G. Goswami and B.K. Talukdar
[29] Bahmani-Oskooee, M and Fariditavana, H
[30] Rahman, O and Bahmani-Oskooee, M
[31] Hanafiah Harvey
[32] Engle Granger
[33] Philips & Hansen
[34] Johansen and Juselius
[35] Johansen's
[36] Error Correction Model
[37] Pesaran et al.
[38] Level
[39] به منظور نرماليزهكردن ضرايب تمامی ضرايب به ضريب θ تقسيم می‌شوند ($\alpha=\frac{\alpha'}{\theta_1}$ ، $\beta=\frac{\theta_2}{\theta_1}$ ، $\gamma=\frac{\theta_3}{\theta_1}$ ، $\lambda=\frac{\theta_4}{\theta_1}$).
[40] Pre Test
[41] Integrated
[42] Dicky Fuller

www.SID.ir

Arshive of SID

[43] Shin
[44] Shin
[45] Bound Testing Approach
[46] Real Exchange Rate
[47] Stationarity
[48] Agumented Dicky Fuller
[49] در برآورد مدل از دو کتاب تشکینی (۱۳۸۵) و هژبر کیانی (۱۳۹۴) بهره گرفته شده است.
[50] Schwarz Bayesian Criterion
[51] لازم به ذکر است که با توجه به اینکه عرض از مبدأ در مدل معنادار نیست، بدون وجود عرض از مبدأ برآوردشده است.
[52] این مقدار بحرانی در سطح معناداری متداول ٪۵ با وجود سه متغیر برونزاست که برگرفته از مقاله پسران و همکاران (۲۰۰۱)، جدول CI صفحه ۳۰۰ می‌باشد.
[53] Bahmani-Oskooee and Tanku
[54] Error Term
[55] Asymmetric Effect

www.SID.ir