اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال چهاردهم، شمارهٔ سوم، پاییز ۱۳۹۸، ۱–۱۷

مقایسهٔ اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران با دو کشور آلمان و ترکیه

مریم ابراهیمی*

کامبیز هژبر کیانی، عباس معمارنژاد***، فرهاد غفاری*****

چکیده

چگونگی اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است که البته تئوری‌ها و نتایج متفاوت و بعضاً متناقضی در مورد آن مطرح شده است. در این مطالعه اثر نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران با دو کشور آلمان و ترکیه، مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته است. نتایج حاصل با استفاده از مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، بیانگر وجود رابطه بلندمدت و اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران در رابطه با هر دو کشور، می‌باشد. منحنی J در رابطه با ترکیه مورد تأیید، اما در مورد کشور آلمان مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. لذا با توجه به شرایط اقتصادی ایران سیاست کاهش ارزش پول به تنهایی نمی‌تواند به عنوان ابزار بهبود تراز تجاری در نظر گرفته شود. وابستگی به واردات و کشش‌پذیری پایین واردات و صادرات غیرنفتی از جمله مشکلاتی است که باید مورد توجه قرار گیرد.

* استادیار مؤسسهٔ عالی آموزش بانکداری ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران، ایران، Maryam.ebrahimi2000@gmail.com

** استاد دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی (نویسندهٔ مسئول)، Kianikh@yahoo.com

*** استادیار دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران، memarnejad@srbiau.ac.ir

**** دانشیار دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران، farhad.ghaffari@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۹۸/۰۲/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۲۰

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose

کلیدواژه‌ها: کاهش ارزش پول، نرخ ارز واقعی، تـراز تجـاری ایـران، رویکـرد NARDL، نوسانات نرخ ارز، اثرات نامتقارن
طبقه‌بندی JEL: F_{14} ،F_{31}

۱. مقدمه

گسترش روابط تجاری و تعامل با سایر کشورها، یکی از مهم‌تـرین عوامـل رشـد و توسـعه اقتصادی و تبیین جایگاه بین‌المللی هر کشور محسوب می‌گردد. علاوه بر این، پدیده جهـانی شدن و پشت سر گذاشتن مرزهای تجاری با سرعت زیادی در حال گسترش است. بنـابراین ضروری است، کشورها به منظور دستیابی بـه رشـد و توسـعه و همچنـین حفـظ و ارتقـای جایگاه بین‌المللی خود با این تحولات همسو شوند. انتظار مـی‌رود ایـران نیـز بـا توجـه بـه شرایط اقتصادی فعلی و همچنین تحریم‌هـای اقتصـادی، بـه منظـور دسـتیابی بـه پیشـرفت اقتصادی برای رقابت و ورود به صحنه تجارت بین‌المللی آماده شود تـا از تمـامی منـافع آن بهره‌مند گردد. بدین منظور لازم است تـراز تجـاری و عوامـل مـؤثر بـر آن کـه بـه وضـوح نمایانگر روابط تجاری کشور با سایر کشورهاست، به منظور شناسایی چالش‌های موجـود و ارائه راهکارهای مناسب، مورد بررسی و تجزیه تحلیل قرار گیرد. از جمله این عوامـل نحـوه اثرگذاری نرخ ارز و نوسـانات آن بـر تـراز تجـاری مـی‌باشـد. در بسـیاری از تئـوری‌هـای اقتصادی سیاست کاهش ارزش پول از جمله راهکارهای مواجهه با کسـری تجـاری اسـت، اما غالباً نحوه اثرگذاری با ابهام مواجه است. بعنوان مثال ممکن اسـت واکـنش تـراز تجـاری به تغییرات نرخ ارز ماهیت متقارن بودن خود را از دست بدهد.

لذا در این مطالعه به بررسی و مقایسه چگونگی و میزان اثرات نامتقارن نرخ ارز بـر تـراز تجاری ایران در رابطه با دو کشور آلمان و ترکیه کـه از شـرکای عمـده تجـاری آن هسـتند، پرداخته شده است. به منظور جداسازی اثرات شوک‌هـای مثبـت و منفـی از رهیافـت مـدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شـده اسـت. در ایـن راسـتا مقاله حاضر پس از مقدمه، در بخش دوم به بیـان مسـأله و بررسـی مطالعـات تطبیقـی و در بخش سوم به روش‌شناسی و توصیف داده‌ها مـی‌پـردازد. بخـش چهـارم بـه تبیـین الگـو و تحلیل نتایج اختصاص داشته و در قسمت آخر جمع‌بندی و نتایج مطالعه ارائه می‌شود.

۲. بیان مسأله و بررسی مطالعات تطبیقی

اگرچه بر اساس تئوری‌های اقتصادی سیاست کاهش ارزش پول موجب بهبود تراز تجاری می‌شود اما بر اساس شرط مارشال-لرنر (Marshal – Lerner) کاهش ارزش پول داخلی زمانی این اثر را دارد که مجموع قدر مطلق ضرایب کشش صادرات و واردات نسبت به قیمت، بیش از واحد باشد. ممکن است مقدار کشش‌های قیمتی صادرات و واردات در کوتاه مدت کمتر از مقدار آن در بلندمدت باشد. در این حالت، تراز تجاری در واکنش به کاهش ارزش پول از منحنی J پیروی می‌کند (Salvatore, 2009)، بدین معنا که با کاهش ارزش پول ابتدا تراز تجاری بدتر شده و پس از گذشت مدت زمانی بهبود می‌یابد. لازم به ذکر است که وجود وقفه‌ها در چگونگی واکنش تراز تجاری اثرگذار است. در واقع مدت زمانی که لازم است تا تجارت جدید شکل گرفته و سفارش جدید دریافت شود. حتی در صورتیکه خریداران به سرعت شناسایی شوند، قرارداد برای خرید تجهیزات جدید، مواد خام، ظرفیت تولید و عوامل دیگری در ارتباط با تولید، زمان لازم برای افزایش تولید را طولانی‌تر می‌کند.

بنابراین، با کاهش ارزش پول ملی ممکن است در کوتاه مدت، ارزش ریالی واردات افزایش یابد، بدون آنکه صادرات به آن اندازه رشد کرده باشد. به بیان دیگر ممکن است صادرات پس از گذشت مدت زمانی واکنش نشان دهد که این موضوع می‌تواند باعث بدتر شدن تراز تجاری کشور در کوتاه‌مدت شود. اما در بلندمدت، کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش حجم کالاهای صادراتی شده و بهبود کسری تراز تجاری را به همراه خواهد داشت. به عبارت دیگر ممکن است رابطه بین تضعیف ارزش پول و تراز تجاری طی زمان تغییر کرده و واکنش‌های کوتاه مدت و بلند مدت متفاوت تراز تجاری را در پی داشته باشد.

از آنجا که دو کشور آلمان و ترکیه از عمده‌ترین شرکای تجاری ایران بوده و هریک سهم به سزایی در شکل‌گیری صادرات و واردات ایران در دوره زمانی مورد مطالعه داشته‌اند، در این مطالعه به بررسی اثرات نوسان نرخ ارز بر تراز تجاری هریک از این دو کشور پرداخته و چگونگی تأثیرپذیری ترازتجاری را در روابط تجاری دو جانبه با این دو کشور مقایسه می‌کنیم.

۱.۲ مطالعات پیشین

مطالعات بسیاری در زمینه تأثیرپذیری تراز تجاری از نوسانات نرخ ارز و تأیید یا عدم تأیید منحنی J در کشورهای مختلف انجام شده که در ایران دامنه این تحقیقات بسیار محدود بوده است.

غلبه اثر قیمت بر مقدار در کوتاه‌مدت منجر به پدیده‌ای می‌شود که مگی (Magee) در سال ۱۹۷۳ آن را منحنی J نامید. به بیان دیگر در کوتاه‌مدت حجم صادرات و واردات تغییر زیادی نمی‌کند بطوری که اثر قیمت بر اثر مقدار مسلط است و این امر موجب بدتر شدن تراز تجاری در کوتاه‌مدت می‌گردد. به هر حال پس از یک یا چند وقفه زمانی حجم صادرات شروع به افزایش کرده و حجم واردات کاهش می‌یابد. در نتیجه تراز تجاری بهبود یافته و سرانجام به سمت مازاد حرکت می‌کند. در نهایت تعدیلات پویا در تراز تجاری متأثر از تنزل ارزش پول ممکن است بصورت منحنی J ترسیم شود. مطالعات بسیار زیادی در این زمینه انجام شده است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌کنیم.

ابریشمی (۱۳۸۵) با استفاده از روش هم‌جمعبستگی یا همجمعی (Cointegration) به این نتیجه رسید که در ایران پدیده منحنی J وجود ندارد. مطالعه اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵) نشان می‌دهد که با استفاده از توابع عکس‌العمل تکانه‌ای و تجزیه واریانس فرضیه وجود منحنی J در روابط تجاری ایران و آلمان رد می‌شود. مهرآرا و عبدی (۱۳۸٦) توانایی نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز مؤثر اسمی در تبیین نوسانات تجاری را مقایسه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد با در نظر گرفتن متغیر نرخ ارز مؤثر رسمی حقیقی در تراز تجاری، فرضیه رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها رد می‌شود در مقابل با استفاده از نرخ ارز بازار موازی، کشش‌های درآمدی و قیمتی بلندمدت تراز تجاری علامت مورد انتظار را داشته و با دقت بالایی مخالف صفر برآورد می‌شوند. اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت مثبت برآورد شده که به معنی رد فرضیه منحنی J در ایران است. معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸٦) با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری، علاوه بر تأیید رابطه بلند مدت بین نرخ ارز واقعی مؤثر و تراز تجاری، فرضیه منحنی J را مورد تأیید قرار می‌دهند. نجارزاده، عاقلی و شقاقی (۱۳۸۷) رابطه مستقیم بلندمدت بین تراز تجاری و نرخ ارز واقعی کشور را تأیید می‌کنند و در روابط کوتاه مدت نیز بیان می‌کنند، هرگونه عدم تعادل و انحراف از سطح تعادلی بلندمدت در معادله به سرعت برطرف می‌شود. حیدری و همکاران (۱۳۹۳) تأثیرپذیری تراز تجاری از تغییرات نرخ ارز را با استفاده از رویکرد پارامتر تغییر ضرایب در طول زمان،

مورد مطالعه قرار داده و بیان می‌کنند که ضرایب تراز تجاری از روند ثابتی برخوردار نیستند. اعظم رجبیان و سلیمی‌فر (۱۳۹٤) به بررسی ارتباط میان تراز تجاری غیرنفتی ایران و نرخ ارز حقیقی طی دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ با استفاده از مدل ARDL خطی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با توجه به تأثیرگذاری مثبت تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت سیاست کاهش ارزش پول می‌تواند به عنوان یک سیاست تأثیرگذار در بهبود بخشیدن به روند تراز تجاری غیرنفتی ایران و ترکیه، مورد استفاده سیاست‌گذاران واقع شود اما در بلندمدت ارتباط معناداری بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری مشاهده نشد. لطفعلی‌پور و بازرگان (۱۳۹۵) آثار تغییرات نرخ ارز، صادرات و واردات بر تراز تجاری را با مدل VECM تحلیل کرده و نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت تنها تراز تجاری در رابطه با کشور آلمان بدتر می‌شود. برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹٦) به بررسی اثرات نامتقارن نرخ پس‌انداز و نرخ ارزمؤثر واقعی بر تراز تجاری با رویکرد مارکوف سوییچینگ پرداخته‌اند که نتایج مدل آن‌ها وجود منحنی J را تأیید نمی‌کند. مطالعات خارجی نیز همان طور که ذکر شد با مطالعه مگی (۱۹۷۳) آغاز می‌شود. بهمنی اسکویی (Bahmani Oskooee 1987) تراز تجاری را به عنوان اختلاف صادرات و واردات معرفی می‌کند و شواهدی مبنی بر وجود پدیده منحنی J در مصر، هند و کره نشان می‌دهد. مورا و داسیلوا (Moura & Da Silva 2005) با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای برداری گرچه شرط مارشال–لرنر در تراز تجاری برزیل را تأیید می‌کنند، اما شواهدی مبنی بر اثبات فرضیه منحنی J یافت نمی‌کند. رز و یلن (Rose & Yellen 1985) برای آمریکا و شش شریک تجاری، بهمنی اسکویی و ونگ (Bahmani-Oskooee & Wang 2006) برای چین و ۱۳ شریک بزرگ تجاری‌اش، تزهاو ویی (Tze-Haw & Chee- Wooi 2008) برای رابطه بین چین و مالزی، بهمنی اسکویی و هانافیا (Hanafiah & Bahmani-Oskooee 2010) برای مالزی و ١٤ شریک تجاری در آزمون منحنی J دوجانبه به نتایج مشابهی دست یافتند. آن‌ها جز در چند مورد، شواهدی مبنی بر اثبات فرضیه منحنی J نیافتند در حالی که در اکثر موارد اثر بلند مدت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری را مثبت و معنادار ارزیابی کردند. بهمنی اسکویی و فریدی توانا (Bahmani Oskooee & Fariditavana 2015) با بکارگیری مدل غیرخطی برای کشور امریکا با شرکای تجاری، منحنی J را در مورد اغلب شرکای تجاری، مورد تأیید قرار دادند.

در مجموع می‌توان گفت نتایج مطالعات صورت گرفته در این زمینه در ایران بسیار محدود بوده و به نتیجه جامع و کاربردی نرسیده است.

۳. روش‌شناسی و داده‌ها

بررسی اثرات نامتقارن (Asymmetric) در رابطه با مدل‌های غیرخطی نقش برجسته‌ای در تحقیقات اخیر اقتصادسنجی داشته است. این بدان معناست که عدم تقارن در مباحث اقتصادی بسیار فراگیر شده و ممکن است در اقتصادهای مدرن بعنوان یک ویژگی ذاتی در نظر گرفته شود.

در این مطالعه پیرو کار شین و همکاران (Shin et al.2014)، از روش ساده‌ای که از ترکیب هم‌جمعبستگی نامتقارن با مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) پویا به وجود آمده و چارچوب مدل تصحیح خطای مربوطه را ارائه می‌کند، استفاده می‌کنیم. ویژگی‌های مطلوب مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) از چند جنبه برجسته بوده و حائز اهمیت است: اولاً برآورد ECM در یک مرحله باعث بهبود عملکرد مدل در نمونه‌های کوچک خصوصاً از نظر آزمونهای هم‌جمعبستگی می‌شود. دوم آنکه توانایی تخمین همزمان عدم تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت با یک روش محاسباتی ساده و کاربردی، بیانگر انعطاف‌پذیری این رویکرد مدل‌سازی است. علاوه بر این، این رهیافت ابزار ساده‌ای برای آزمون هرگونه عدم تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت ارائه داده و در نهایت استفاده از ضرایب پویای نامتقارن ابزار محاسباتی ساده‌ای برای ارزیابی گذار از کوتاه‌مدت به بلندمدت ارائه می‌کند که از نظر تئوریکی نتیجه‌ای قابل توجه است. این رویکرد ماهیت تعدیلات پویا را به روشنی نشان داده و حرکت تدریجی این روند را از تعادل اولیه ایجاد شوک به سمت تعادل جدید بررسی می‌کند.

با استفاده از مدل توسعه یافته خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) توسط پسران و شین (Pesaran & Shin 1998) و پسران و همکاران (Pesaran et al. 2001) یک چارچوب پویای انعطاف‌پذیر ایجاد شده است که نشان‌دهنده عدم تقارن اثرات در کوتاه‌مدت و نیز بلندمدت بر متغیر وابسته مدل هستند. بدین منظور مدل ARDL(p. q) غیرخطی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \Phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در اینجا تمرکز روی اجزای تفکیک شده است که در آن به منظور تمایز بین تغییرات مثبت و منفی نرخ رشد، x_t به دو جزء x_t^+ و x_t^- در اطراف حد آستانه صفر تجزیه می‌شود. با استفاده از فرآیندهای جمع جزئی به دست آمده، تفسیر اقتصادی معناداری در طیف وسیعی از کاربردها امکان‌پذیر می‌گردد. لازم به ذکر است که در برخی موارد بخصوص زمانی که نرخ‌های رشد سری x_t عمدتاً مثبت (منفی) هستند، در نظر گرفتن حد آستانه صفر ممکن است موجب بکارگیری تعداد کمی از مشاهدات مؤثر گردد. در چنین شرایطی لازم است میانگین رشد متوسط متغیر به عنوان حد آستانه در نظر گرفته شود. (Greenwood- Nimmo et al.:2012) با الهام از تحلیل فوق می‌توان مدل تراز تجاری را به صورت زیر ارائه نمود:

$$\Delta Ln\, TB_{i.t} = \alpha + \sum_{k=1}^{n_1} \beta_k\, \Delta Ln\, TB_{i.t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \gamma_k\, \Delta Ln\, Y_{t-k}^{IR} + \sum_{k=0}^{n_3} \delta_k\, \Delta LnY_{t-k}^{i} + \sum_{k=0}^{n_4} \sigma_k\, \Delta LnPOS_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_5} \rho_k\, \Delta LnNEG_{t-k} + \theta_0\, LnTB_{i.t-1} + \tau' + \varphi_0\, LnY_{t-1}^{IR} + \varphi_1\, LnY_{t-1}^{PRC} + \varphi_2\, LnPOS_{t-1} + \varphi_3 LnNEG_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در این معادله، $TB_{i.t}$ تراز تجاری دوجانبه بین ایران و شریک تجاری‌اش، Y_{t-k}^{IR} و Y_{t-k}^{i} به ترتیب درآمد ناخالص ملی کشور ایران و شریک تجاری آن را نشان می‌دهند. NEG و POS نیز بیانگر اجزای تفکیک شده نرخ ارز واقعی به رشد مثبت و منفی آن می‌باشند.

ضریب کشش‌های بلندمدت، ضرایب متغیرهای مستقل با یک وقفه زمانی هستند که بر ضریب متغیر وابسته با یک وقفه زمانی تقسیم شده‌اند بعبارت دیگر این ضرایب بلندمدت، نرمال شده هستند.[۱]

فرض صفر و فرض مقابل در آماره F غیراستاندارد در آزمون وجود رابطه بلندمدت بصورت:

$$H_0: \varphi_0 = \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = 0$$
$$H_1: \varphi_0 \neq \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \varphi_3 \neq 0 \qquad (۳)$$

می‌باشند بطوریکه فرض صفر مبنی بر عدم وجود و فرض مقابل آن مبنی بر وجود رابطه بلندمدت می‌باشد.

متغیرهای جدید (NEG و POS) در معادله (۲) در مقایسه با مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) به ما این امکان را می‌دهند که اثرات متقارن یا نامتقارن تغییرات نرخ ارز را روی تراز تجاری ایران با شریک تجاری آزمون کنیم. این مدل تصحیح خطا مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (*N*ARDL) نامیده می‌شود که غیرخطی بودن شامل تفکیک و معرفی متغیرهای جدید POS و NEG می‌شود. شین (Shin 2013) کاربرد رویکرد آزمون کران (Bound Testing Approach) پسران و دیگران (۲۰۰۱) در معادله (۲) را توجیه و توصیه می‌کند.

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق که بصورت فصلی[۲] مربوط به سال ۱۹۹۹ الی ۲۰۱۶ میلادی می‌باشد، شامل تراز تجاری ایران (نسبت واردات به صادرات) که به عنوان متغیر وابسته در مدل آورده شده و برگرفته از داده‌های گمرک جمهوری اسلامی ایران است. تولید ناخالص داخلی ایران، تولید ناخالص داخلی شریک تجاری (برگرفته از سایت IMF) و نرخ ارز واقعی (برگرفته از پایگاه داده‌ای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) به عنوان متغیرهای مستقل مدل می‌باشند. تراز تجاری که در برخی متون اقتصادی آن را با خالص صادرات (NX) معرفی می‌کنند، تفاوت ارزش پولی صادرات و واردات در یک دوره زمانی مشخص است. در واقع این مفهوم بیانگر ارتباط بین صادرات و واردات هر کشور می‌باشد. مازاد تجاری نشان‌دهنده مقدار مثبت تراز تجاری و کسری تجاری یا شکاف تجاری نشان‌دهنده مقدار منفی آن است. در این مطالعه به پیروی از بسیاری از مطالعات ذکر شده در قسمت قبل، تفاوت ارزش پولی واردات و صادرات (خالص صادرات) و بصورت لگاریتم نسبت واردات به صادرات در نظر گرفته شده است.

نرخ ارز واقعی (Real Exchange Rate) که نشان دهنده ارزش یک واحد پول داخلی در برابر پول رایج شرکای تجاری (چند کشور) است، به عنوان یکی از معیارهای مهم سنجش رقابت‌پذیری بین‌المللی تلقی می‌شود. بر اساس تعریف نرخ ارز واقعی بر مبنای واحد پول داخلی، کاهش آن نسبت به سال پایه به مفهوم تقویت واحد پول داخلی در برابر پول شرکای تجاری است که این امر متناسب با ترکیب کالاهای تجاری کشور اثری مثبت بر تراز تجاری کشور خواهد داشت. در این مطالعه نرخ ارز اسمی بر مبنای پول داخلی

(موجود در بانک مرکزی) با تقسیم آن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به صورت واقعی درآمده و به عنوان متغیر مستقل نرخ ارز مورد استفاده قرار گرفته است.

٤. نتایج تجربی برآورد مدل

در این مطالعه به منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون متداول ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dicky Fuller) استفاده شده است. البته لازم به ذکر است که این آزمون در مدل $ARDL$ و $NARDL$ صرفاً به منظور اطمینان از عدم وجود متغیر I(2) در مدل است که نتیجه بدست آمده بیانگر عدم وجود متغیر I(2) می‌باشد. برای بکارگیری آزمون کران، ابتدا وقفه‌های بهینه مدل توسط معیار شوارتز- بیزین (Schwartz-Baysian criteria) یا آکاییک (Akaike Information Criterion) تعیین می‌گردد. وقفه‌های بهینه برای کشور آلمان $NARDL$ (۵،۱،۱،۱،۲) و برای کشور ترکیه $NARDL$ (۲،۲،۰،۰،۲) می‌باشد که با معیار اول تعیین شده‌اند.

نتایج تخمین معادله (۲) برای دو کشور آلمان و ترکیه به ترتیب در جداول (۱) و (۲) نشان داده شده است. ضرایب و میزان احتمال هریک از آن‌ها در این جدول‌ها آورده شده‌اند.

جدول ۱- ضرایب و احتمال متغیرهای مؤثر بر تراز تجاری ایران با آلمان

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
$\mathbf{TB_{t-1}}$	-۰/۱۸	۰/۰۸	-۲/۱۰ (۰/۰۳)
$\mathbf{GDP_{IR.t-1}}$	٦/۸۳	۱/۱۰	٦/۲۰ (۰/۰۰)
$\mathbf{GDP_{G.t-1}}$	-۵/۹۰	۱/۰۲	-۵/۷۷ (۰/۰۰)
$\mathbf{NEG_{t-1}}$	-۰/۰۲	۰/۲۰	-۰/۱۲ (۰/۹۰)
$\mathbf{POS_{t-1}}$	-۰/۳۳	۰/۳۱	-۱/۰۷ (۰/۲۸)
$\mathbf{\Delta GDP_{IR.t}}$	٦/۸۳	۱/۱۰	٦/۲۰ (۰/۰۰)
$\mathbf{\Delta GDP_{G.t}}$	-۵/۹۰	۱/۰۲	-۵/۷۷ (۰/۰۰)
$\mathbf{\Delta NEG_t}$	-۰/۰۲	۰/۲۰	-۰/۱۲ (۰/۹۰)
$\mathbf{\Delta POS_t}$	-۰/۳۳	۰/۳۱	-۱/۰۷ (۰/۲۸)
$\mathbf{\Delta POS_{t-1}}$	۱/۰۳	۰/۳۳	۳/۰۵ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- ضرایب و احتمال متغیرهای مؤثر بر تراز تجاری ایران با ترکیه

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
C	-۰/۶۰	۱/۱۶	-۰/۵۲ (۰/۶۰)
TB_{t-1}	-۰/۳۸	۰/۱۰	-۳/۶۰ (۰/۰۰)
$GDP_{IR.t-1}$	۰/۷۵	۰/۵۱	۱/۴۶ (۰/۱۴)
$GDP_{T.t-1}$	-۱/۳۱	۰/۵۰	-۲/۵۹ (۰/۰۱)
NEG_{t-1}	-۰/۰۰۱	۰/۳۳	-۰/۰۰۵ (۰/۹۹)
POS_{t-1}	۰/۶۱	۰/۴۵	۱/۳۶ (۰/۰۷)
$\Delta GDP_{IR.t}$	۰/۷۵	۰/۵۱	۱/۴۶ (۰/۱۴)
$\Delta GDP_{IR.t-1}$	-۶/۰۰	۱/۲۳	-۴/۸۵ (۰/۰۰)
$\Delta GDP_{IR.t-2}$	۶/۸۳	۱/۳۵	۵/۰۳ (۰/۰۰)
$\Delta GDP_{T.t}$	-۱/۳۱	۰/۵۰	-۲/۵۹ (۰/۰۱)
ΔNEG_t	-۰/۰۰۱	۰/۳۳	-۰/۰۰۵ (۰/۹۹)
ΔPOS_t	۰/۶۱	۰/۴۵	۱/۳۶ (۰/۰۷)
ΔPOS_{t-1}	۱/۷۰	۰/۵۸	۲/۹۲ (۰/۰۰)
ΔPOS_{t-2}	-۴/۸۳	۰/۸۵	-۵/۶۵ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) و (٤) نتایج آزمون کران در مورد دو کشور را بـه منظـور بررسـی وجـود یـا عدم وجود رابطه بلندمدت، نشان می‌دهد.

جدول ۳- نتایج آزمون کران در مورد روابط تجاری بلندمدت ایران و آلمان

مقدار بحرانی	آماره F	حد پایین کران	حد بالای کران
٪۵	۳/۷۸	۲/۳۳	۳/۵٤
٪۱۰	۳/۷۸	۱/۹۵	۳/۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون کران بیانگر این است که در مورد کشور آلمان به دلیل اینکه مقـدار آمـاره F در هر دو سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد بیش از کران بالاسـت، وجـود رابطـه بلندمـدت در هر دو سطح معناداری تأیید می‌شود. معنادار بودن ضریب ecm محاسبه‌شده نیز مؤید وجـود همجمعبستگی یا رابطه بلندمدت می‌باشد. ضریب ecm_{-1} که مقـدار آن در رابطـه تجـاری بین ایران و آلمان ۰/۱۸- محاسبه شده و معنادار است، نشـان مـی‌دهـد کـه در هـر دوره بـه

اندازه ۰/۱۸ تعدیل صورت می‌گیرد، بدین معنا که تقریباً بعد از ۵ دوره بـه روابـط بلندمـدت می‌رسد.

جدول ۴- نتایج آزمون کران در مورد روابط تجاری بلندمدت ایران و ترکیه

مقدار بحرانی	آماره F	حد پایین کران	حد بالای کران
٪۵	۵/۱٦	۳/۰۱	٤/۱۳
٪۱۰	۵/۱٦	۲/۵۲	۳/۵۸

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در مورد کشور ترکیه بیانگر این است که در هر دو سطح معنـاداری ۵ و ۱۰ درصد، به دلیل این که میزان آماره F به دست آمده بالاتر از کران بـالا قـرار دارد، وجـود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. معناداری ضریب ecm_{-1} محاسـبه شـده نیـز ایـن موضـوع را تأیید می‌کند. این ضریب در رابطه تجاری بـین ایـران و ترکیـه ۰/٦۰- اسـت، کـه در واقـع تعدیل و گذر آن از کوتاه‌مدت کمتر از ۲ دوره زمانی است.[۳]

همانگونه که اشاره شد، ضرایب بلندمدت مـدل بـا اسـتفاده از نرمـالیزه کـردن ضـرایب بدست‌آمده حاصل می‌شوند. بدین معنا که تمامی ضرایب متغیرهـای مسـتقل بـا یـک وقفـه زمانی در جداول (۱) و (۲) بر ضریب متغیر وابسته با یک وقفـه زمـانی تقسـیم شـده‌انـد و ضرایب نرمال شده که همان ضرایب بلندمدت هستند، به دست آمده‌اند.

جدول ۵- ضرایب بلندمدت روابط تجاری ایران و آلمان

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
$\mathbf{GDP_{IR}}$	۲/۰۷	۱/۲۷	(۰/۱۰) ۱/٦۱
$\mathbf{GDP_{G}}$	-۱/۵۹	۱/۲۱	(۰/۱۹)-۱/۳۰
NEG	-٤/٤۷	۲/۵۱	(۰/۰۷)-۱/۷۷
POS	۰/۷۱	۲/۲۵	(۰/۷۵) ۰/۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین روابط بلندمدت تجاری ایران و آلمان بصورت زیر است:

$$TB_{IR} = ۲/۰۷\ GDP_{IR} - ۱/۵۹\ GDP_{G} - ۴/۴۷\ NEG + ۰/۷۱\ POS \quad (۴)$$
$$(۱/۲۷) \qquad (۱/۲۱) \qquad (۲/۵۱) \qquad (۲/۲۵)$$

جدول ۶- ضرایب بلندمدت روابط تجاری ایران و ترکیه

متغیر	ضریب بلندمدت	خطای معیار	آماره t (احتمال)
C	−۱/۵۹	۲/۹۰	(۰/۵۸)−۰/۵۵
$\mathbf{GDP}_{IR}$	٤/۱۵	۱/۵۹	(۰/۰۱) ۲/٦۰
$\mathbf{GDP}_{TUR}$	−۳/٤۵	۱/۱۸	(۰/۰۰)−۲/۹۰
NEG	−۰/۰۰٤	۰/۸٦	(۰/۹۹)−۰/۰۰۵
POS	−٦/۵۹	۲/۲۳	(۰/۰۰)−۲/۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

و رابطه بلندمدت در رابطه تجاری ایران و ترکیه را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$TB_{IR.t} = -۱/۵۹ + ۴/۱۵GDP_{IR} - ۳/۴۵GDP_{TUR} - ۰/۰۰۴\ NEG - ۶/۵۹\ POS \quad (۵)$$

(۲/۹۰) (۱/۵۹) (۱/۱۸) (۰/۸۶) (۲/۲۳)

در متون اقتصادی نرخ ارز بصورت‌های متفاوتی تعریف می‌گردد، لذا با توجه به تعریف آن در این مطالعه، لازم است ضرایب کوتاه‌مدت مثبت و معنادار یا مثبت و غیرمعنادار (به منظور بدتر شدن تراز تجاری در کوتاه‌مدت) و ضرایب بلندمدت منفی و معنادار (به منظور بهبود تراز تجاری در بلندمدت)، باشند تا منحنی J تأیید گردد. نتایج نشان می‌دهند که منحنی J در رابطه تجاری بین ایران با آلمان مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و سیاست کاهش ارزش پول همواره و بدون وقفه زمانی، تراز تجاری را بهبود می‌بخشد اما در روابط تجاری با ترکیه این پدیده تأیید می‌شود. نکته حائز اهمیت این است که نوسانات نرخ ارز در مورد هر دو کشور اثرات نامتقارن دارد.

۵. آزمون پایداری (ثبات مدل)

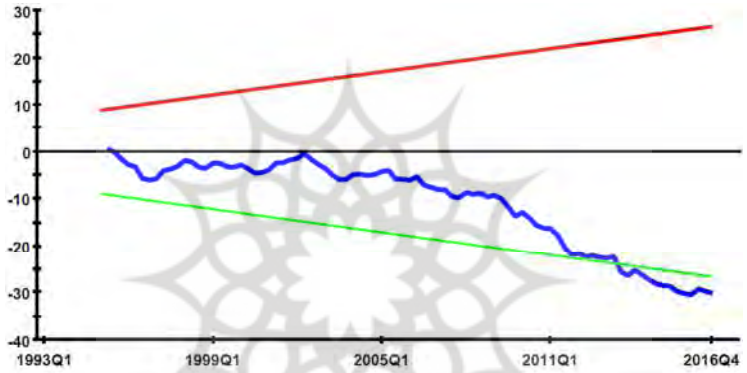
روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب برآورد شده یک مدل در طول زمان وجود دارد. بطور معمول این امر توسط آزمون‌های مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMSQ) انجام می‌شود. آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیونی و آزمون مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها در زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون، به صورت اتفاقی و ناگهانی

است، کاربرد دارد. باقیمانده تکراری نرمال شده یک مدل رگرسیونی خطی به صورت ذیل محاسبه می‌شود:

$$w_R = \frac{e_t}{se(e_t)} \qquad (۶)$$

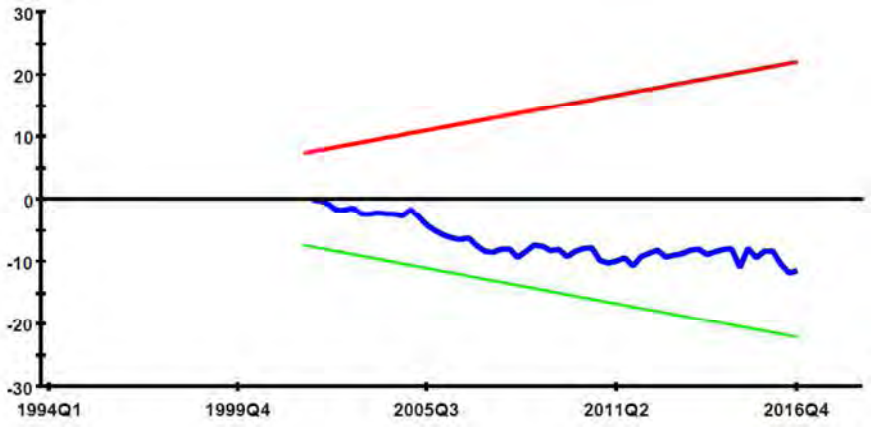
که در آن e_t خطای پیش‌بینی یک دوره $se(e_t)$ انحراف معیار آن است.

به منظور آزمون ثبات مدل، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل در طول زمان و فرضیه‌ی مقابل مبتنی بر وجود شکست ساختاری و بی‌ثباتی ضرایب آزمون می‌شود.

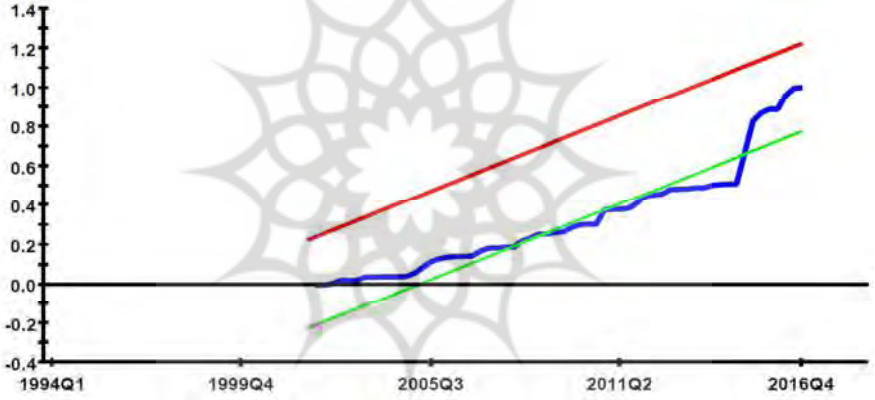


نمودار ۱- نتایج آزمون CUSUM در روابط تجاری ایران و آلمان

نمودار ۲- نتایج آزمون CUSUMSQ در روابط تجاری ایران و آلمان



نمودار ۳- نتایج آزمون CUSUM در روابط تجاری ایران و ترکیه



نمودار ۴- نتایج آزمون CUSUMSQ در روابط تجاری ایران و ترکیه

نمودارهای بالا به ترتیب نتایج آزمون $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ مربوط به دو کشور آلمان و ترکیه را نشان می‌دهند. همانطور که در تمامی نمودارها دیده می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به صورتی است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بنابراین دال بر ثبات و صحت تصریح مدل می‌باشد. در واقع بر اساس این آزمون‌ها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری پنج درصد نمی‌توان رد کرد، لذا می‌توان نتیجه گرفت که تراز تجاری در دوره مورد مطالعه در مورد هر دو کشور، با ثبات بوده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه حاضر، به منظور تحلیل و مقایسه اثرات تغییرات نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران با دو شریک اصلی تجاری آن (آلمان و ترکیه) انجام گرفته است. تئوری‌های متداول اقتصادی کاهش ارزش پول را از عوامل مهم بهبود تراز پرداخت‌ها می‌شناسند، اما عدم تأیید شرط مارشال- لرنر در برخی موارد طی دهه‌های اخیر، باعث ایجاد نظریات نوینی در زمینه تبیین رفتار تراز تجاری در بلندمدت و کوتاه مدت شده است؛ بطوریکه سیاست کاهش ارزش پول می‌تواند در کوتاه‌مدت عکس‌العمل متفاوتی داشته و موجب بدتر شدن تراز تجاری گردد. در واقع تضعیف ارزش پول داخلی، پس از گذشت مدت زمانی موجب بهبود تراز تجاری می‌شود که بصورت منحنی J نمایان می‌گردد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در مورد هر دو کشور وجود رابطه بلندمدت و اثرات نامتقارن تأیید می‌شود. در روابط تجاری با ترکیه منحنی J تأیید شده است، در واقع با کاهش ارزش پول (افزایش نرخ ارز) تراز تجاری ایران در کوتاه‌مدت بدتر شده و در بلندمدت و با گذشت مدت زمانی (به دلایل بیان شده) بهبود می‌یابد درحالیکه در مورد کشور آلمان این بهبود از ابتدا و بدون گذشت زمان اتفاق افتاده است. نگاهی گذرا به اقلام صادرات و واردات ایران به این دو کشور این موضوع را متبادر می‌سازد که دلیل متفاوت بودن چگونگی واکنش تراز تجاری ایران در مورد این دو شریک تجاری، نوع کالاهای مورد مبادله است.

از آنجا که یکی از پیامدهای مهم وابستگی تراز تجاری به نرخ ارز واقعی تحت تأثیر سیاست‌های دولت است بنابراین لازم است سیاست‌گذاران دوره وخامت تراز تجاری هر یک از شرکای تجاری را در واکنش به سیاست کاهش ارزش پول در نظر داشته باشند. در واقع با توجه به نقش نرخ ارز در جریان تجاری لازم است با داشتن یک ترکیب کیفی و کمی بهینه از واردات و صادرات، سیاست‌های پولی و مالی و تجاری در هماهنگی کامل با یکدیگر عمل کنند. روشن است که درجه موفقیت سرمایه‌گذاری در بخش صادرات غیرنفتی در مرحله نخست منوط به اصلاح قوانین و مقررات مربوط می باشد. بنابراین تصمیمات بدون پشتوانه اقتصادی و بعضاً متناقض دولت در زمینه تدوین آئین نامه‌های مربوط به صادرات کالاهای غیرنفتی، موجب اختلالاتی در فعالیت این بخش خواهد شد.

پی‌نوشت‌ها

۱. برای مطالعه بیشتر در مورد نحوه محاسبه ضرایب بلندمدت به روش کران پسران و همکاران (۲۰۰۱) مراجعه شود.

۲. لازم به ذکر است که اگرچه به دلیل انجام تعدیلات فصلی داده‌ها نیازی به انجام آزمون هگی (Hylleberg Engel, Granger and Yoo or Hegy Test) نبوده است، اما برای اطمینان بیشتر این آزمون هم با نرم‌افزار ایویوز انجام شده و نتایج یکسانی داشته است.

۳. این تصحیح خطاها و خطاهای معیار آن‌ها هم از روش کران و هم روش معمولی در مدل NARDL محاسبه گردید.

کتاب‌نامه

ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. (۱۳۸۵). انحراف نرخ ارز حقیقی تعادلی و سیاستهای تجاری در اقتصادایران. فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره‌ی ۳۳: ۱-۵٤.

اخباری، محمد و خوشبخت، آمنه. (۱۳۸۵). پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی جی شکل، ارتباط تجاری ایران با آلمان. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷٤: ۱٦۰-۱۲۳.

اعظم رجبیان، محمد و سلیمی‌فر، مصطفی. (۱۳۹٤). تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی (مقایسه تجربه ایران و ترکیه). فصلنامه راهبرد، سال بیست و چهارم، شماره ۷۷: ۲۹٤-۲۷۵.

برقی اسکویی، محمدمهدی، کازرونی، علیرضا، سلمانی، بهزاد، خداوردیزاده، صابر. (۱۳۹٦). اثرات نامتقارن تراز تجاری به نرخ پس‌انداز و نرخ ارزمؤثر واقعی: رویکرد مارکوف سوییچینگ، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۲، شماره ٤: ۸۲۱-۸۵۸.

حیدری، حسن. صالحیان صالحی‌نژاد، زهرا، فیضی، سلیمان. (۱۳۹۳). تأثیرپذیری تراز تجاری از تغییرات نرخ ارز را با استفاده از رویکرد پارامتر زمان-متغیر. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۵٤: ٦۷-۹۹.

سالواتوره، دومینیک. (۱۳۹۰). *اقتصاد بین‌الملل (مالیه بین‌الملل)*. دکتر حمیدرضا ارباب، تهران، نشر نی.

لطفعلی‌پور، محمدرضا، بازرگان، بهاره. (۱۳۹۵). بررسی آثار تغییرات نرخ ارز، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)، دوره ۱٦، شماره ۱: ۷۳-۹٤.

معماریان، عرفان و جلالی نائینی، احمدرضا. (۱۳۸٦). 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: ٦۹-٤۵.

مهرآرا، محسن وعبدی، علیرضا .(۱۳۸٦). عوامل تعیین کننده تراز تجـاری در کوتـاه مـدت و بلندمـدت و همچنین پدیده منحنی J در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهـم ، شـماره ۳۱، ۱-۲٦.

نجار زاده، رضا، عاقلی، لطفعلی و شقاقی، وحید. (۱۳۷۸). تأثیر رابطه مبادله نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم شماره ۲، ۷۳-۱۰۲.

Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-curve: Some evidence from LDCs. *Review of Economics and Statistics*, 67(3): 500–4.

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

Bahmani-oskooee, M., & Wang, Y. (2006). The J-curve: China versus her trading partners. *Bulletin of Economic Research*, 58(4): 323-343.

Hanafia, H. & Bahmani-oskooee, M. (2010). The J-Curve: Malaysia versus major her trading partner. *Applied Economics*, 42(9): 1067-1076

Krueger, A. D. (1983). "Exchange Rate Determination", Cambridge University Press, Cambridge.

Magee, s. p. (1973). Currency contracts, pass through, and devaluation. *Brookings Papers of Economic Activity*, 1: 303-325.

Moura, G. & Da Silva, S. (2005). Is there a Brazilian J-curve? *Economics Bulletin*, 6(10):1-17.

Pesaran MH, Shin Y. (1998). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Storm S (ed) Econometrics and Economic Theory: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran MH, Shin Y. Smith, RJ. (1999). Pooled mean Group Estimation of Dynamic Heterogenous Panels. *J Am Stat Assoc,* 94, 621-634.

Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econ,* 16(3):289–326.

Rose, A, K. & Yellen, L. J. (1989). Is there a j-curve?.*Journal of MonetaryEconomics*, 24(1): 53-68.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt*, pp: 281-314. Springer, New York, NY.forthcoming, pringer.

Tze-Haw, C.,& Chee-wooi, H. (2008). Examining exchange rates exposure, J-curve and Marshall-Lerner condition for high frequency trade series between China and Malaysia. *Munich personsl RePEc archive*, 46: 1-17.