پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و پنجم، شمارۀ16، پاییز و زمستان 1397

تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری غیرنفتی ایران: رهیافت الگوی تلاطم تصادفی

بهنام الیاس‌پور[1]
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
محمدطاهر احمدی شادمهری[2]
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
محمدرضا لطفعلی‌پور[3]
استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
محمدعلی فلاحی[4]
استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: 1396/2/17 تاریخ پذیرش: 1396/8/24

چکیده

نرخ ارز از متغیرهای مهم در نظام اقتصادی است و در کشورهایی نظیر ایران که قسمت عمده درآمد دولت از محل عایدات ارزی ناشی از صدور مواد معدنی تأمین می‌شود، تغییر آن، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و حتی متضاد را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار دهد. این پژوهش به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران پرداخته و در این راستا ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از

---

1 -behnamelyaspour@gmail.com

2-نویسنده مسئول: shadmhri@um.ac.ir

3 -lotfalipour@um.ac.ir

4 -falahi@um.ac.ir

DOI: 10.22067/pm.v%vi%i.64262

فصلی دوره زمانی ۱۳۶۸-۱۳۹۴ برآورد می‌گردد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن تأثیر منفی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران دارند؛ بنابراین شرط مارشال-لرنر برقرار نیست. همچنین با توجه به توابع واکنش به ضربه وجود منحنی جی نیز رد می‌شود.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز واقعی، تراز تجاری غیرنفتی، نااطمینانی، مدل تلاطم تصادفی، هم‌جمعی.
طبقه‌بندی JEL: F31, F10, D80, C32

مقدمه

از زمان ظهور نرخ ارز شناور در سال ۱۹۷۳[1] اغلب کشورها نگران بودند که نرخ ارز شناور باعث ایجاد نااطمینانی در بازارهای جهانی شود. بیشتر کشورهای اروپایی سعی کردند تا از طریق الحاق به اتحادیه اروپا و اتخاذ واحد پولی مشترک از این تهدید اجتناب کنند. هرچند، دیگر کشورها با آثار جانبی نااطمینانی ناشی از نرخ ارز شناور روبرو بودند (Bahmani-oskooee & Bolhassani, 2014). از زمان شروع نرخ ارز شناور مقالات بسیاری در جهت توضیح آثار افزایش تلاطم نرخ ارز بر تجارت نگاشته شده است.

از سویی دیگر، تجارت خارجی اهمیت ویژه‌ای برای کشورهای مختلف دارد، به‌طوری‌که اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک از آن به‌عنوان موتور رشد اقتصادی نام می‌برند. این بخش می‌تواند دانش و تجربه لازم برای توسعه اقتصادی را فراهم آورد و ابزارهای دسترسی به آن را در اختیار کشورها قرار دهد (Lotfalipour & Bazargan, 2016). از میان عوامل تأثیرگذار بر تجارت خارجی، می‌توان به نرخ ارز اشاره کرد. گذشته از تأثیر و اهمیت نرخ ارز در اقتصاد و شرایط اقتصادی، نوسانات آن نیز تبعات خاص خود را دارا است. اصولاً با به هم خوردن ثبات نرخ ارز واقعی و نوسانات مکرر و نااطمینانی مستمر آن، روند سرمایه‌گذاری غیرمنطقی شده و تخصیص بهینه منابع امکان‌پذیر نخواهد بود (Hasani Dizaji, 2011).

کانال‌های مختلفی وجود دارد که از طریق آن‌ها نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند جریان تجاری را

۱- نظام نرخ ارز ثابت یا همان نظام برتون وودز در سال ۱۹۷۳ به پایان رسید و پس از آن نظام نرخ ارز شناور جایگزین شد. از این پس تعیین نرخ ارز به مکانسیم بازار و مقابله عرضه و تقاضا واگذار گردید.

تحت تأثیر قرار دهد. اولاً، اگر تجار ریسک‌گریز باشند، می‌توانند فعالیت‌های خود را به‌منظور اجتناب از هرگونه ضرر ناشی از نااطمینانی نرخ ارز کاهش دهند. ثانیاً، نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند به‌صورت مستقیم حجم تجارت را از طریق ایجاد نااطمینانی در قیمت‌ها و منافع به‌ویژه در کشورهایی که همانند کشورهای درحال‌توسعه در آن‌ها بازارهای سلف وجود ندارد، تحت تأثیر قرار دهد. حتی اگر بازارهای سلف در برخی از کشورهای صنعتی وجود داشته باشد، برخی از مطالعات نشان داده است که بازارهای سلف نمی‌توانند در حذف کامل نااطمینانی نرخ ارز مؤثر باشند. ثالثاً: اگر نااطمینانی نرخ ارز برای دوره طولانی ادامه یابد، می‌تواند تولیدکنندگان داخلی را مجاب کند که به‌جای منابع داخلی از منابع خارجی خریداری نمایند، بنابراین این مسئله منجر به کاهش حجم تجارت به‌ویژه نهاده‌های قابل تجارت می‌شود. درنهایت نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تحت تأثیر قرار دهد که به‌نوبه خود می‌تواند حجم تجارت را کاهش دهد (Mohammadi et al., 2012).

از منظر دوره‌های مختلف زمانی نیز می‌توان گفت که نااطمینانی در نرخ ارز می‌تواند از طریق تأثیر بر حجم صادرات و واردات، تخصیص سرمایه‌گذاری و خریدهای دولت، تصمیمات بلندمدت را تحت تأثیر قرار دهد. در میان‌مدت، نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند تراز تجاری و سطح فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و در کوتاه‌مدت مصرف‌کنندگان و تجار داخلی تحت تأثیر این نااطمینانی قرار می‌گیرند (Kemal, 2005). ازاین‌رو سیاست‌های مربوط به نرخ ارز تأثیر به‌سزایی بر متغیرهای کلان و بخش‌های مختلف اقتصاد دارد. نااطمینانی نرخ ارز برای کشورهای درحال‌توسعه اهمیت بیشتری دارد، چراکه بخش گسترده‌ای از معاملات تجاری و تأمین مالی بین‌المللی در این کشورها با پول کشورهای صنعتی انجام می‌شود که در این میان یکی از مهم‌ترین متغیرهایی که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر نوسانات ارزی قرار می‌گیرد، تراز تجاری است (Khosravi & Mohseni, 2014).

با توجه به تحولات اقتصادی متعدد مؤثر بر نرخ ارز در دوره مورد مطالعه (۱۳۶۸-۱۳۹۴) در ایران، همانند شوک‌های قیمتی نفت، تغییر سیاست‌های بازرگانی (از جایگزینی واردات طی دو برنامه اول توسعه به سیاست توسعه صادرات از آغاز برنامه سوم توسعه)، تغییر سیاست‌های ارزی و یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، اعمال محدودیت‌های ارزی و کنترل‌های وارداتی، آزادسازی تجاری و تحریم‌های اقتصادی که موجب نوسانات بسیاری در نرخ ارز شده است،

بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری غیرنفتی ضروری است (Heydari et al., 2014).

در این مقاله بدون در نظر گرفتن حساب خدمات، صرفاً به بررسی تراز تجاری کالایی غیرنفتی پرداخته می‌شود. منظور از تراز تجاری کالایی غیرنفتی، تفاضل ارزش صادرات غیرنفتی کل از ارزش واردات کل است. همچنین ازآنجاکه این متغیر وابستگی مستقیم با قیمت جهانی نفت ندارد می‌توان گفت که از آسیب‌های اقتصادی ناشی از نوسانات قیمت نفت در امان بوده و متغیر باثبات‌تری نسبت به تراز تجاری کل می‌باشد و می‌تواند روند تحولات در بلندمدت را به نحو بهتری نشان دهد (Ahmadi Shadmehri & Ahmadian, 2012).

روش معمول در اکثر مطالعات برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز استفاده از مدل‌های خانواده ARCH[1] می‌باشد، اما در این مطالعه برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز از الگوی تلاطم تصادفی[2] (SV) استفاده شده است که بنابر اظهار بوون و دیگران (Bauwens et al., 2012) مدل‌های SV نسبت به مدل‌های خانواده ARCH برای مدل‌سازی داده‌های سری‌زمانی منعطف‌ترند و تفسیر اقتصادی طبیعی را از تلاطم ارائه می‌دهند.

در ادامه چارچوب مطالعه به این صورت است که در بخش دوم مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود و در بخش سوم پیشینه تحقیق بررسی می‌گردد، سپس در بخش چهارم روش‌شناسی و مدل تجربی تحقیق معرفی شده، در بخش پنجم یافته‌های تحقیق نشان داده می‌شود و در انتها نتایج تحقیق ارائه می‌گردد.

مبانی نظری

رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری از طریق روش‌های نظری مختلفی همانند روش کشش، شرط مارشال-لرنر، روش جذب، روش پولی، روش منحنی جی و مدل دو کشور با جانشینی ناقص شرح داده می‌شود. در ادامه هر یک از این روش‌ها به‌اختصار معرفی می‌گردد.

روش کشش[3]:

---

1 -Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2 -Stochastic Volatility
3 -Elasticity Approach

روش کشش به مدل بیکردیک-رابینسون-متزلر[1] (BRM) برای تراز تجاری نیز شهرت دارد، زیرا اولین بار توسط بیکردیک (Bickerdike, 1920) معرفی گردید و در ادامه توسط رابینسون (Robinson, 1947) و متزلر (Metzler, 1948) توسعه داده شد. این رویکرد بر مبنای اثرات جانشینی در مصرف و تولید است که از تغییرات در قیمت نسبی ناشی از نوسانات در نرخ ارز حاصل می‌شود. مدل BRM در حقیقت نسخه‌ای از مدل استاندارد تعادل جزئی با دو کشور (داخلی و خارجی) و دو کالا (صادراتی و وارداتی) همراه با رقابت کامل در بازار جهانی می‌باشد. مدل BRM اشاره می‌کند که تغییر در تراز تجاری بستگی به کشش‌های عرضه و تقاضای صادرات و واردات و مقادیر اولیه تجارت دارد. بیشتر مباحث در رویکرد کشش حول این پرسش می‌چرخد که حجم و ارزش صادرات و واردات چه واکنشی به تغییرات در نرخ ارز واقعی نشان می‌دهند. برای مثال اگر تقاضای داخلی و خارجی برای واردات و صادرات باکشش باشند، تغییری کوچک در نرخ ارز واقعی می‌تواند منجر به تغییرات قابل‌توجهی در تراز تجاری گردد (Ali et al., 2014).

شرط مارشال-لرنر[2]:

شرط مارشال-لرنر در واقع تعمیم‌یافته روش کشش می‌باشد. این شرط بیان می‌کند که " اگر مجموع قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای صادرات و واردات بزرگ‌تر از یک باشد آنگاه در بلندمدت تضعیف ارزش پول تراز تجاری کشور را بهبود خواهد داد ". این رویکرد فرض می‌کند که یک نرخ ارز باثبات می‌تواند تراز تجاری را بهبود بخشد. این در حالی است که نرخ ارز در معرض شوک‌های خارجی قرار دارد و ممکن است باثبات نباشد (Ogutu, 2014).

روش جذب[3]:

روش جذب توسط الکساندر (Alexander, 1952) و به‌عنوان جایگزینی برای رویکرد کشش توسعه داده شد و با جزئیات بیشتری توسط جانسون (Johnson) ارائه گردید، وی تراز تجاری را به‌صورت تفاوت بین مجموع درآمد داخلی و مجموع مخارج داخلی تعریف کرد.

با توجه به مدل درآمد-مخارج کینزی اگر درآمد ملی (تولید) را با y، مجموع تقاضای کل

---

1 -Bickerdike-Robinson-Metzler Model
2 -Marshall-Lerner Condition
3 -Absorption Approach

$(C+I+G)$ یا جذب را با A و تراز تجاری کالاها و خدمات را با B نشان دهیم در این صورت خواهیم داشت.

$$y = A + B \quad \text{یا} \quad B = y - A$$

حال با در نظر گرفتن تغییرات داریم:

$$\Delta B = \Delta y - \Delta A$$

با توجه به رابطه فوق برای اینکه تضعیف ارزش پول تراز تجاری را بهبود بخشد باید با فرض ثابت بودن درآمد، جذب کاهش یابد یا با فرض ثابت بودن جذب درآمد افزایش یابد یا در بهترین حالت هر دو با هم اتفاق بیافتد و یا اگر هر دو تغییر می‌کنند میزان تغییرات طوری باشد که درنهایت تراز تجاری بهبود یابد. در اینجا سه سؤال پیش می‌آید: ۱- چطور تضعیف ارزش پول درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ ۲- چطور تغییری در درآمد جذب را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ و ۳- چطور تضعیف ارزش پول به‌طور مستقیم (در هر سطح معینی از درآمد) جذب را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ برای پاسخ به این پرسش‌ها باید در نظر بگیریم که مصرف و سرمایه‌گذاری تابعی از درآمد می‌باشند و مخارج دولت مستقل از درآمد است، بنابراین داریم:

$$\Delta A = c\Delta y - d$$

در رابطه بالا c مجموع میل نهایی به مصرف و میل نهایی به سرمایه‌گذاری است و d اثر مستقیم تضعیف ارزش پول روی جذب می‌باشد. حال با جایگذاری داریم:

$$\Delta B = (1-c)\Delta y + d$$

سؤال اول به Δy، سؤال دوم به اندازه c و سؤال سوم به d مربوط می‌شود. جدول (۱) آثار مختلف تضعیف ارزش پول بر تراز تجاری را خلاصه کرده است.

جدول (۱): آثار تضعیف ارزش پول بر تراز تجاری بر مبنای روش جذب

آثار روی و از طریق درآمد $[(1-c)\Delta y]$	آثار مستقیم روی جذب (d)
اثر منابع بیکار اثر رابطه مبادله	اثر تراز نقدی اثر توزیع مجدد درآمد اثر توهم پولی آثار متفرقه مستقیم روی جذب آثار نامتناسب و گذرا

منبع: گاندولفو (۲۰۱۳)

الکساندر در مقاله خود هر یک از آثار فوق را با جزئیات شرح داده است (Gandolfo, 2013).

در روش جذب فرض می‌شود نرخ بهره و سطح قیمت‌ها ثابت است و اقتصاد در شرایط اشتغال ناقص قرار دارد (Heidari & Zarei, 2012).

روش پولی[1]:

روش پولی، تراز تجاری را از طریق عرضه و تقاضای پول توضیح می‌دهد، به‌طوری‌که عرضه پول توسط دولت و از طریق بانک مرکزی مدیریت می‌شود. بر اساس این رویکرد، در شرایطی که تقاضای داخلی پول بیشتر از عرضه پول توسط بانک مرکزی باشد، برای پر کردن شکاف مازاد تقاضای پول نیاز به تأمین پول از کشورهای خارجی خواهد بود و درنتیجه ممکن است وضعیت تراز تجاری بهبود یابد. برعکس، در شرایطی که توسط مقامات پولی مازاد عرضه پول در اقتصاد داخلی ایجاد گردد این مسئله می‌تواند منجر به خروج پول از اقتصاد شده و درنتیجه وضعیت تراز تجاری بدتر شود (Duasa, 2007)؛ بنابراین این رویکرد مازاد عرضه و تقاضای پول را برای تأثیرگذاری بر تراز تجاری در نظر می‌گیرد.

روش منحنی جی[2]:

در تجارت بین‌الملل نه‌تنها کشش‌های کوتاه‌مدت خیلی کوچک‌تر از کشش‌های بلندمدت می‌باشد، بلکه ممکن است در ابتدا و بلافاصله بعد از کاهش ارزش پول یک کشور وضعیت تراز تجاری آن کشور بدتر شده و بعدها بهبود پیدا کند؛ زیرا بلافاصله بعد از کاهش ارزش پول، قیمت واردات به پول داخلی سریع‌تر از قیمت صادرات افزایش می‌یابد. به‌تدریج و طی زمان مقدار صادرات افزایش می‌یابد و مقدار واردات کاهش می‌یابد و قیمت صادرات از قیمت واردات پیشی می‌گیرد، به‌طوری‌که روند ابتدایی بدتر شدن تراز تجاری کشور متوقف شده و این روند معکوس می‌شود و تراز تجاری شروع به بهبود می‌کند (Salvatore, 2013).

بنابراین هنگامی‌که ارزش پول یک کشور کاهش می‌یابد دو اثر را می‌توان از یکدیگر تفکیک کرد:

- اثر قیمت: صادرات بر حسب پول خارجی ارزان‌تر و واردات بر حسب پول ملی گران‌تر

---

1 - Monetary Approach
2 - J-Curve Approach

می‌شود، لذا اثر قیمت موجب بدتر شدن تراز تجاری کشور مورد نظر می‌گردد.

– اثر مقدار: به این دلیل که صادرات ارزان‌تر موجب تشویق صادرات و افزایش حجم صادرات شده و واردات گران‌تر موجب کاهش حجم واردات می‌شود؛ بنابراین درمجموع اثر مقدار موجب بهبود تراز تجاری می‌گردد.

اثر خالص این دو بستگی به غلبه اثر قیمت بر اثر مقدار یا غلبه اثر مقدار بر اثر قیمت دارد؛ بنابراین، تغییرات نرخ ارز به‌طور مستقیم از طریق قیمت‌های صادرات و واردات و به‌طور غیرمستقیم از طریق عکس‌العمل حجم صادرات و واردات نسبت به تغییر قیمت‌های نسبی، تراز تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. غلبه اثر قیمت بر اثر مقدار در کوتاه‌مدت منجر به پدیده‌ای می‌شود که مگی (Magee, 1973) آن را منحنی جی نامید (Pedram & Shirinbakhsh, 2011). علت نامگذاری این است که وقتی تراز تجاری خالص ملی بر روی بردار عمودی و زمان بر روی بردار افقی رسم می‌شود، واکنش تراز تجاری به تضعیفی در ارزش پول ملی به شکل حرف J انگلیسی به نظر می‌رسد.

مدل دو کشور با جانشینی ناقص[1]:

مدل دو کشور با جانشینی ناقص رز و یلن (Rose & Yellen, 1989) روش دیگری برای تعریف رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری می‌باشد. این رویکرد نشان‌دهنده طبیعت رابطه نرخ ارز واقعی و تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

رز و یلن مدل خود را با تعریف تابع تقاضای صادرات شروع می‌کنند. آن‌ها همانند تحلیل تقاضای مارشالی، مقدار کالاهای وارداتی تقاضا شده توسط مصرف‌کنندگان داخلی (خارجی) را تابعی مثبت از درآمد واقعی کشور داخلی (خارجی) و تابعی منفی از قیمت نسبی کالاهای وارداتی در نظر می‌گیرند.

$$D_m = D_m(Y, p_m) \qquad D_m^* = D_m^*(Y^*, p_m^*) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق D_m D_m^* به ترتیب مقدار کالاهای وارداتی توسط کشور داخلی و خارجی، Y Y^* به‌ترتیب سطح درآمد واقعی کشور داخلی و خارجی، p_m قیمت نسبی کالاهای

1 -Two Country Imperfect Substitute Model

وارداتی بر حسب پول داخلی به کالاهای تولید شده در داخل کشور بر حسب پول داخلی و p_m^* به‌طور مشابه قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کشور خارجی را نشان می‌دهد.

همچنین با فرض بازار رقابت کامل آن‌ها تابع عرضه کالاهای صادراتی را به‌صورت زیر تعریف کردند:

$$S_x = S_x(p_x) \qquad S_x^* = S_x^*(p_x^*) \qquad (۲)$$

در رابطه فوق S_x و S_x^* به‌ترتیب عرضه کالاهای صادراتی کشور داخلی و خارجی، p_x قیمت نسبی کالاهای صادراتی کشور داخلی، به‌صورت نسبت قیمت کالاهای صادراتی به پول داخلی (P_x) به سطح قیمت داخلی (P) و p_x^* قیمت نسبی کالاهای صادراتی کشور خارجی که به‌صورت قیمت کالاهای صادراتی به پول خارجی (P_x^*) تقسیم بر سطح قیمت خارجی (P^*) تعریف می‌شود.

بنابراین قیمت نسبی کالاهای وارداتی داخلی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$p_m = EP_x^* / P = (EP^* / P).(P_x^* / P^*) = REX\ P_x^* \qquad (۳)$$

که E نرخ ارز اسمی و $REX = EP^* / P$ نرخ ارز واقعی است. به‌طور مشابه قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کشور خارجی عبارت است از:

$$p_m^* = p_x / REX \qquad (۴)$$

در حالت تعادل مقدار تجارت و قیمت نسبی کالاهای صادراتی در هر کشور از طریق دو شرط تعادل زیر تعیین می‌گردد:

$$D_m = S_x^* \qquad D_m^* = S_x \qquad (۵)$$

همچنین ارزش تراز تجاری کشور داخلی برابر تفاوت بین ارزش صادرات و ارزش واردات برحسب پول داخلی است.

$$B = p_x.D_m^* - REX.p_x^*.D_m \qquad (۶)$$

با توجه به معادلات ۱ تا ۶ شکل خلاصه شده زیر نتیجه می‌شود:

$$B = B(REX, Y, Y^*) \qquad (۷)$$

رز و یلن شکل لگاریتم خطی تابع فوق را به‌عنوان تابع تراز تجاری برای مطالعه خود برای کشور آمریکا بکار بردند:

$$TB_{jt} = a + b\ln Y_{it} + c\ln Y_{jt} + d\ln REX_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

در معادله فوق TB_{jt} تراز تجاری کشور داخلی با کشور j که برابر خالص صادرات به کشور j می‌باشد، Y_{it} تولید ناخالص ملی (داخلی) کشور داخلی، Y_{jt} تولید ناخالص ملی (داخلی) کشور j و REX_{jt} نرخ ارز واقعی کشور داخلی در مقایسه با کشور خارجی j می‌باشد (Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004).

در ادامه بهمنی اسکویی و بروکس (Bahmani-Oskooee & Brooks,1999) در مطالعه خود از مدل رز و یلن استفاده کردند اما آن‌ها تراز تجاری را به‌صورت نسبت واردات کشور داخلی به صادرات به کشور خارجی باز تعریف نمودند ($TB = M / X$)، چنین تعریفی از تراز تجاری نه‌تنها مستقل از واحد اندازه‌گیری است بلکه منعکس‌کننده تحرکات تراز تجاری در بخش‌های واقعی و اسمی می‌باشد؛ بنابراین الگوی اصلاح‌شده رز و یلن به‌صورت زیر تغییر یافت:

$$\ln TB_{jt} = a + b\ln Y_{it} + c\ln Y_{jt} + d\ln REX_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

در رابطه فوق نرخ ارز واقعی دو جانبه‌طوری تعریف شده است که کاهشی در آن، تضعیف واقعی ارزش دلار آمریکا در برابر پول شرکای تجاری (j) را نشان می‌دهد و سایر متغیرها همانند رابطه ۸ تعریف می‌شود. در شرایط طبیعی انتظار می‌رود که درآمد کشور داخلی اثر مثبت روی TB داشته باشد. به این معنی که با افزایش درآمد کشور داخلی واردات افزایش یابد و به تبع آن متغیر TB نیز افزایش یابد. هرچند اگر افزایش در درآمد کشور داخلی به دلیل افزایش تولید کالاهای جانشین واردات باشد، واردات کاهش می‌یابد و بنابراین علامت برآوردی برای b منفی می‌گردد. با توجه به همین استدلال، درآمد کشور خارجی نیز می‌تواند اثر مثبت یا منفی روی TB داشته باشد. همچنین اگر کاهشی در نرخ ارز واقعی واردات کشور داخلی را کاهش و صادرات آن را افزایش دهد که به معنای بهبود در تراز تجاری است انتظار می‌رود که علامت d مثبت باشد (Bahmani-Oskooee & Brooks,1999).

شیروانی و ویلبریت (Shirvani & Wilbratte, 1997) نیز در تحقیقی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری را با استفاده از مدل رز و یلن بررسی کردند. آن‌ها مدل تحقیق را به‌صورت زیر تعریف نمودند.

$$\ln B = \alpha_1 + \alpha_2 \ln Q_t + \alpha_3 \ln Y_t + \alpha_4 \ln Y_t^* + u_t$$

که در آن B تراز تجاری است که به‌صورت نسبت صادرات به واردات تعریف می‌شود ($B = X / M$). $Q = P/(E \times P^*)$ نرخ ارز واقعی، P و P^* به‌ترتیب شاخص قیمت همه کالاهای

داخلی و خارجی و E نرخ ارز اسمی می‌باشند. Y و Y^* نیز به‌ترتیب درآمد کشور داخلی و خارجی هستند.

با توجه به تعاریف بیان‌شده کاهشی در نرخ ارز واقعی دلالت بر کاهش واقعی ارزش پول داخلی دارد. در رابطه فوق انتظار می‌رود که اگر شرط مارشال-لرنر برقرار باشد (به این معنی که اگر تضعیف واقعی ارزش پول داخلی تراز تجاری را بهبود ببخشد) علامت α_2 منفی شود (Shirvani & Wilbratte, 1997).

پیشینه تحقیق

پیرامون رابطه نرخ ارز و تراز تجاری مطالعات داخلی و خارجی زیادی انجام گرفته است. در این مطالعات عمدتاً به‌منظور بررسی رابطه بین این دو متغیر در قالب نظریه کشش‌ها، تحقق شرط مارشال-لرنر و اثر منحنی جی، در بازه‌های زمانی مختلف و در بخش‌های مختلف اقتصادی یا حتی بسته به روابط تجاری کشور با شرکای تجاری مختلف مورد آزمون قرار گرفته است. در ادامه و در قالب دو گروه مطالعات خارجی و داخلی به آن‌ها پرداخته می‌شود.

استوکا (Stucka, 2004) در تحقیقی با استفاده از رویکرد مدل فرم تعدیل‌شده به برآورد واکنش تراز تجاری به تضعیف پایدار پول داخلی در کشور کرواسی با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۹۲-۲۰۰۲ پرداخته است. به این منظور آثار بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از سه روش مدل‌سازی به همراه دو معیار از نرخ ارز واقعی مؤثر و روش ترکیبی متغیرهای ابزاری و الگوی ARDL برآورد شده است. نتایج حکایت از وجود شواهدی از پدیده منحنی جی دارد. همچنین نویسنده با توجه به نتایج به دست آمده این پرسش را مطرح کرده است که آیا تضعیف پایدار پول داخلی برای بهبود تراز تجاری با وجود آثار معکوس و منفی آن بر سایر بخش‌های اقتصادی، مطلوب است؟

تنریرو (Tenreyro, 2007) در تحقیق خود به دنبال پاسخ به این سؤال بوده که اثر تلاطم نرخ ارز اسمی بر تجارت چیست؟ وی معتقد است که روش‌های سنتی که برای پاسخ به این سؤال بکار رفته‌اند توسط منابع مختلفی از تورش‌های سیستماتیک دچار مشکل می‌باشند؛ بنابراین وی

رویکرد PPML-IV [1] را برای در نظر گرفتن همزمان همه این تورش‌ها معرفی کرد و برآوردهای جدیدی را برای دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۷ برای ۸۷ کشور مختلف به دست آورد. برآوردها نشان می‌دهند که تلاطم نرخ ارز اسمی اثر معنی‌داری روی جریانات تجاری ندارد.

شهباز و دیگران (Shahbaz et al., 2010) با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۶ رابطه بین تغییرات در نرخ ارز واقعی و شاخص‌های تراز تجاری در پاکستان را بررسی کرده‌اند. در این تحقیق برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از مدل ARDL استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ۱- رابطه بلندمدت بین سری‌ها وجود دارد و ۲-رابطه منحنی جی تأیید نشده است.

یوسف (Yusoff, 2010) در تحقیق خود اثر تغییرات در نرخ ارز واقعی روی تراز تجاری و تولید داخلی مالزی را با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۷۷-۱۹۹۸ و به‌کارگیری روش هم‌جمعی و مدل VECM بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت کاهش نرخ ارز واقعی تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. در ابتدا کاهش ارزش پول تراز تجاری را بهتر می‌کند، بعدازآن تراز تجاری شروع به بدتر شدن می‌کند و سپس رکود آغاز می‌شود، اما تراز تجاری متعاقباً بهبود پیدا می‌کند.

بهراموف (Bakhromov, 2011) در پژوهش خود به برآورد اثر تلاطم نرخ ارز بر تجارت بین‌الملل در کشور ازبکستان طی دوره ۱۹۹۹-۲۰۰۹ و با استفاده از رویکرد هم‌جمعی یوهانسن پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش تلاطم نرخ ارز واقعی اثر منفی و معنی‌داری بر توابع صادرات و واردات در بلندمدت دارد.

هیوچت و کورینک (Huchet & Korinek, 2011) در پژوهشی به بررسی اثر نرخ ارز و تلاطم نرخ ارز بر جریان تجاری در چین، اروپا و آمریکا در دو بخش کشاورزی و صنعت و معدن پرداخته‌اند. محققان برای محاسبه تلاطم نرخ ارز از مدل GARCH و برای برآورد مدل تحقیق از الگوی ARDL و داده‌های ماهانه ۱۹۹۹-۲۰۰۹ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تلاطم نرخ ارز آثار کمی بر جریان تجاری دارد.

هیوچت و کورینک (Huchet & Korinek, 2012) در تحقیق خود به بررسی اثر نرخ ارز و

1 -Pseudo Poisson Maximum Likelihood-Instrumental Variable

تلاطم نرخ ارز بر جریان تجاری بین دو اقتصاد باز کوچک یعنی شیلی و نیوزیلند پرداخته‌اند. نویسندگان برای محاسبه تلاطم نرخ ارز از مدل GARCH و برای برآورد مدل تحقیق از الگوی ARDL و داده‌های ماهانه ۱۹۹۹-۲۰۰۹ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تضعیف نرخ ارز در شیلی و نیوزیلند منجر به تغییر مهمی در تراز تجاری‌شان با سه شریک تجاری عمده نخواهد شد.

وانگ و دیگران (Wang et al., 2012) در مطالعه خود آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری بین چین و ۸ شریک عمده تجاریش را با استفاده از الگوی Panel FMOLS و Panel ECM طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۹ آزمون کرده‌اند. نتایج فرضیه وجود منحنی جی معکوس بین چین و شرکایش را تأیید می‌کند. هرچند نتایج نشان می‌دهد که افزایش واقعی ارزش واحد پولی چین تنها بر تراز تجاری ۳ شریک تجاری از ۸ شریک تجاری چین اثری کاهشی و بلندمدت دارد و روی ۵ شریک تجاری دیگر اثری افزایشی و بلندمدت دارد.

لطفعلی‌پور و بازرگان (Lotfalipour & Bazargan, 2014) در تحقیق خود تلاش کرده‌اند تا به این پرسش پاسخ دهند که آیا تلاطم نرخ ارز اثر مستقیم و معنی‌داری روی تراز تجاری دارد یا نه؟ آنان با استفاده از مدل GARCH برای استخراج تلاطم نرخ ارز واقعی مؤثر و الگوی داده‌های تابلویی برای برآورد مدل تحقیق طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۱۱ برای ایران به این نتیجه رسیده‌اند که تراز تجاری به‌جای صادرات تحت تأثیر واردات قرار می‌گیرد؛ بنابراین دولت باید به‌منظور تقویت تراز تجاری سیاست‌هایی را اتخاذ کند که بر تولید کالاهای جانشین واردات متمرکز هستند.

ایگو و اگونلی (Igue & Ogunleye, 2014) در تحقیق خود اثر کاهش نرخ ارز بر تراز تجاری کشور نیجریه را بر مبنای شرط مارشال-لرنر بررسی کرده‌اند. برای بررسی رابطه بلندمدت بین تراز تجاری و مجموعه مشخصی از متغیرها روش هم‌جمعی یوهانسن و مدل VECM به کار گرفته شده است. نتایج تحقیق برقراری شرط مارشال-لرنر را برای نیجریه تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که در بلندمدت کاهش نرخ ارز اثر مثبتی روی تراز تجاری دارد.

رحیمی (Rahimi, 2001) در مطالعه خود به‌منظور بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری ایران طی دوره ۱۳۴۵-۱۳۷۶ چهار معادله ساختاری برای قیمت مواد اولیه، قیمت صادرات، صادرات و واردات در نظر گرفته است و با استفاده از الگوی سیستمی و روش

حداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد کرده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد نظر نشان می‌دهد که با کاهش ارزش پول ملی، صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد و بنابراین تراز تجاری (بدون نفت) ایران بهبود می‌یابد.

معماریان و جلالی نائینی (Memarian & Jalali Naeeni, 2007) رفتار تراز تجاری ایران در برابر شرکای تجاری و آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران را طی دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۰۴ و با استفاده از الگوی VECM [1] مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده ضمن تأیید وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگوی تراز تجاری، تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری کل در کوتاه‌مدت را نیز تأیید می‌کند.

حسنی دیزجی (Hasani Dizaji, 2011) در تحقیق خود به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۴۰-۱۳۸۸ پرداخته است. وی برای بررسی روابط میان متغیرها از تحلیل هم‌جمعی و تصحیح خطای برداری (VECM) و برای مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز از مدل GARCH استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت با تضعیف پول ملی تراز تجاری بخش کشاورزی بهبود می‌یابد.

نوری و نویدی (Nouri & Navidi, 2012) در پژوهشی تأثیر ریسک نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران را طی دوره ۱۳۶۴-۱۳۸۹ و با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. آن‌ها برای سنجش نوسانات نرخ ارز از هفت معیار مختلف استفاده نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ریسک نرخ ارز در کوتاه‌مدت دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری روی صادرات غیرنفتی است.

اصغرپور و دیگران (Asgharpour et al., 2012) در مقاله‌ای تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر صادرات بخش کشاورزی در ایران را طی دوره ۱۹۷۴-۲۰۰۷ بررسی کرده‌اند. نویسندگان برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز از مدل EGARCH [2] و برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌جمعی سیکنن-لوتکیپول[3] و برای برآورد این رابطه بلندمدت از روش حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS [4]) استفاده کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی و

1 -Vector Error Correction Model
2 -Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
3 -Saikkonen and Lutkepohl
4 -Fully Modified Ordinary Least Square

معنی‌داری بر صادرات بخش کشاورزی دارد.

احمدی شادمهری و احمدیان یزدی (Ahmadi Shadmehri & Ahmadian, 2012) در مقاله خود به بررسی ارتباط بین تراز تجاری غیرنفتی ایران و نرخ ارز واقعی با استفاده از معادله تراز تجاری رز و یلن و با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۷ و الگوی اقتصادسنجی ARDL [1] پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند به‌عنوان یک سیاست تأثیرگذار در بهبود روند تراز تجاری غیرنفتی ایران و آلمان مورد استفاده سیاست‌گذاران قرار گیرد.

فلاحی و دیگران (Falahi et al., 2013) در تحقیقی به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر تقاضای صادرات محصولات سیب و سیب‌زمینی در ۹ کشور درحال‌توسعه تولیدکننده و صادرکننده این محصولات طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۰۹ پرداخته‌اند. در این پژوهش نااطمینانی نرخ ارز از مدل ARCH محاسبه و سپس با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای صادراتی این دو محصول بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت و نااطمینانی نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر تقاضای صادراتی این دو محصول در کشورهای منتخب دارد.

خسروی و محسنی (Khosravi & Mohseni, 2014) در پژوهش خود به‌منظور بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران، شاخص نااطمینانی نرخ ارز را از الگوی TGARCH استخراج نموده‌اند و سپس اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران را با استفاده از الگوی VECM و داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۰ برآورد کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به بدتر شدن تراز تجاری بخش کشاورزی می‌شود.

راسخی و دیگران (Rasekhi et al., 2014) در پژوهش خود به بررسی رفتار تراز تجاری ایران در رابطه با نرخ ارز طی دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۸ و با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR [2]) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اولاً، نرخ ارز واقعی به‌صورت غیرخطی و

1 -Autoregressive Distributed Lag
2 -Logistic Smooth-Transition Regression

نامتقارن بر تراز تجاری ایران مؤثر است و ثانیاً، ارزش‌گذاری بیش‌ازحد پول داخلی اثر منفی بر تراز تجاری کشور دارد.

منصوری بیدکانی (Mansouri Bidakani, 2014) در تحقیق خود به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر توابع تقاضای صادرات و واردات ایران برای دوره زمانی ۱۳۴۴-۱۳۹۱ با استفاده از الگوی ARDL پرداخته است. وی برای اندازه‌گیری نااطمینانی نرخ ارز از مدل‌های ARCH و GARCHاستفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که با کاهش نوسانات نرخ ارز صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد و این منجر به بهبود تراز تجاری (بدون نفت) ایران خواهد شد.

لطفعلی‌پور و بازرگان (Lotfalipour & Bazargan, 2016) در مقاله خود به بررسی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران و شرکای تجاری عمده برای داده‌های سالانه ۱۳۷۲-۱۳۹۰ در قالب مدل تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر تنها برای کشور آلمان منجر به کاهش تراز تجاری می‌گردد و در بلندمدت برای کشور ایتالیا منجر به افزایش تراز تجاری می‌شود.

روش‌شناسی تحقیق:

ازآنجاکه در این مطالعه برای استخراج مقادیر عددی نااطمینانی نرخ ارز واقعی از مدل تلاطم تصادفی استفاده می‌گردد و رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برآورد می‌شود، بنابراین در این بخش و در ابتدا مدل تلاطم تصادفی تشریح و سپس به‌اختصار روش هم‌جمعی یوهانسن-جوسیلیوس شرح داده شده، در ادامه توابع واکنش به ضربه توضیح داده می‌شود و در انتها مدل پژوهش ارائه می‌گردد.

مدل تلاطم تصادفی (SVM):

مدل تلاطم تصادفی (SV) به‌عنوان جایگزینی برای مدل‌های نوع ARCH انگل (Engle, 1982) توسط تیلور (Taylor, 1982) معرفی شد. مدل SV شامل دو فرآیند تصادفی یکی برای مشاهدات و دیگری برای تلاطم‌های پنهان است، بنابراین واقع‌گرایانه‌تر و انعطاف‌پذیرتر از مدل‌های نوع ARCH می‌باشد. یکی از دلایل اصلی استفاده از مدل‌های SV توانایی این مدل‌ها برای مدل‌سازی

تلاطم می‌باشد. برخلاف مدل‌های خانواده ARCH، در مدل‌های SV واریانس شرطی یک ساختار تغییراتی پنهان دارد و بنابراین برای معادله واریانس شرطی جزء اخلال تعریف می‌شود.

مدل ساده SV به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$Y_t = \exp(h_t/2)\varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \qquad \text{معادله میانگین شرطی:}$$
$$h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t \quad , \quad \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2) \qquad \text{معادله واریانس شرطی:} \qquad (10)$$

که در آن Y_t مشاهدات در زمان t است. $h_t = \log\sigma_t^2$ لگاریتم تلاطم است و فرض می‌شود که یک فرآیند پایای خودرگرسیونی مرتبه اول ($AR(1)$) با پارامتر ϕ ($|\phi|<1$) است. در شرایط استاندارد جملات اخلال ε_t و η_t مستقل هستند، یعنی $COV(\varepsilon_t, \eta_t) = 0$ است (Takahashi et al., 2009).

روش‌های مختلفی برای برآورد مدل‌های تلاطم تصادفی معرفی شده است. روش‌هایی با کارایی کمتر همانند روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] (GMM)، روش شبه‌حداکثر راست‌نمایی[2] (QML) و روش تابع مشخصه تجربی[3] (ECF). روش‌هایی بر مبنای راست‌نمایی کامل همانند روش حداکثر راست‌نمایی شبیه‌سازی‌شده[4] (SML)، روش حداکثر راست‌نمایی عددی[5] (NML) و روش بیزی مونت کارلوی زنجیره مارکوف[6] (MCMC).

اندرسون و دیگران (Andersen et al, 1999) روش‌های مختلف در مطالعات مونت کارلو را با یک نمونه محدود مورد مقایسه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که روش MCMC یکی از کاراترین ابزارهای برآورد می‌باشد. روش MCMC معمولاً در ادبیات به‌عنوان معیاری برای کارایی مورد توجه قرار می‌گیرد. بعلاوه (به‌عنوان یک نتیجه جانبی برآورد پارامترها) روش MCMC

---

1 -Generalized Method of Moments
2 -Quasi-Maximum Likelihood
3 -Empirical Characteristic Function
4 -Simulated Maximum Likelihood
5 -Numerical Maximum Likelihood
6 -Bayesian Markov Chain Monte Carlo

برآوردهای مطمئن‌تر و هموارتری[1] را از متغیرهای پنهان ارائه می‌دهد، زیرا روش MCMC فضای پارامتر[2] را با در نظر گرفتن متغیرهای پنهان افزایش می‌دهد. همچنین برخلاف اغلب روش‌های تکرارشونده که منطق‌شان بر اساس استدلال‌های مجانبی[3] است، منطق روش MCMC بر مبنای توزیع دقیق پسین پارامترها و متغیرهای پنهان است. دیگر مزیت روش MCMC این است که به‌طور کلی در این روش بهینه‌سازی عددی نیاز نیست. این مزیت به‌ویژه هنگامی‌که یک مدل پارامترهای برآوردی زیادی دارد از اهمیت فراوانی برخوردار است؛ بنابراین در ادبیات، روش MCMC به میزان زیادی در برآورد مدل‌های SV تک متغیره استفاده شده است (Yu & Meyer, 2006).

در تحقیق حاضر نیز با توجه به مزیت‌های بیان‌شده برای روش برآورد MCMC، از این روش برای برآورد مدل تلاطم تصادفی استفاده می‌گردد.

روش هم‌جمعی یوهانسن-جوسیلیوس:

مجموعه‌ای از متغیرها را هم‌انباشته گویند که ترکیب خطی از آن‌ها پایا باشد. در واقع بسیاری از سری‌های زمانی، ناپایا هستند، اما در طول زمان با هم حرکت می‌کنند که بیان‌گر آن است که آن‌ها در بلندمدت توسط یک رابطه محدود شده‌اند؛ بنابراین رابطه هم‌جمعی[4] (هم‌انباشتگی) می‌تواند بیان‌گر رابطه بلندمدت یا یک پدیده تعادلی بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است آن‌ها از این رابطه تعادلی منحرف شوند، اما مجدداً به آن برمی‌گردند؛ بنابراین اگر برای یک معادله رگرسیونی، جمله خطا پایا باشد بدین معنا است که روند متغیرهای توضیحی و وابسته دلالت بر وجود یک رابطه تعادلی دارد و در چنین شرایطی امکان وجود رگرسیون کاذب[5] از بین می‌رود.

حال سؤال اساسی این است که اگر داده‌های سری‌های زمانی ناپایا اما دارای هم‌انباشتگی باشند، ضرایب آن را چگونه باید برآورد کرد. سه روش برای برآورد چنین مدل‌هایی وجود دارد

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1 -Smoothed Estimates
2 -Parameter Space
3 -Asymptotic Arguments
4 -Cointegration
5 -Spurious regression

کـه عبارتنـد از روش انگـل-گرنجـر (Engle-Granger)، روش انگـل-یـو (Engle-Yoo) و روش یوهانسـن-جوسـیلیوس (Johansen-Juselius) (Soori, 2012). در ایـن پـژوهش از روش یوهانسـن-جوسیلیوس استفاده می‌شود.

به‌طور خلاصه برای به دست آوردن بردارهای همجمعی به روش یوهانسـن-جوسـیلیوس انجـام مراحل زیر ضروری است: ۱-تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرهای مدل. ۲-تعیین طـول وقفـه الگـوی خودرگرسـیون بـرداری[1] (VAR). ۳-تعیـین تعـداد بردارهـای همجمعـی. ۴-بـرآورد بردارهـای هم‌جمعی.

توابع واکنش به ضربه:

از توابع واکنش به ضربه برای بررسی اثر یک انحراف معیار تغییر ناگهـانی (شـوک مصـنوعی) در متغیرهای دیگر بر متغیر مورد نظر استفاده می‌شود. به‌منظور بررسـی نحـوه واکـنش متغیـر مـورد نظر نسبت به یک انحراف معیار شـوک در سـایر متغیرهـا دو روش وجـود دارد. در روش اول کـه توسط سیمز (Sims, 1980) معرفی شد به‌طور معمول تحلیل پویای مدل‌های خودرگرسیون بـرداری با استفاده از واکنش به ضربه متعامد[2] انجام می‌گیرد. در این روش با استفاده از تجزیه چولسـکی[3] و قبل از واکنش به ضربه، شوک اساسی به مدل VAR، متعامد می‌شود. هر چنـد نتـایج ایـن روش در اثر تغییر ترتیب متغیرها در مدل VAR، تغییر می‌کند؛ اما روش دوم برای تحلیل واکنش به ضربه که توسط کوپ و دیگران (Koop et al., 1996) ابداع شد کاستی‌هـای گفتـه شـده در بـالا بـرای روش اول را ندارد. این روش به تحلیل واکنش به ضربه تعمیم‌یافته[4] معروف است. مزیـت‌هـای روش دوم نسبت به روش اول این اسـت کـه اولاً، نتـایج روش دوم بـرخلاف روش اول در اثـر تغییـر ترتیـب متغیرها در مدل VAR، تغییـر نمـی‌کنـد و ثانیـاً، معمـولاً در روش اول مـی‌تـوان اشـکال مختلفـی از مدل‌های ریاضی را برای محاسبه و بررسی واکنش به ضربه متعامد استفاده کرد و هـیچ‌گونـه روش مشخصی برای تعیین بهترین مدل وجود ندارد. در مقابل روش واکنش به ضربه تعمیم‌یافتـه منحصـر

---

1 -Vector Autoregressive Model
2 -Orthogonalized Impulse Responses
3 -Cholesky Decomposition
4 -Generalized Impulse Response Analysis

به فرد است و به‌طور کامل الگوهای تاریخی همبستگی‌های مشاهده‌شده در میان شوک‌های مختلف را در نظر می‌گیرد (Pesaran & Shin, 1998).

مدل تحقیق:

در این مطالعه شکل کلی مدل تراز تجاری، مدل اصلاح‌شده دو کشور با جانشینی ناقص رز و یلن می‌باشد، بنابراین رابطه بین نرخ ارز واقعی و تراز تجاری غیرنفتی ایران به شکل زیر خواهد بود.

$$LTB_t = \lambda_0 + \theta LRER_t + \beta LGDPI_t + \gamma LGDPW_t + u_t \qquad (۱۱)$$

که در آن: LTB_t لگاریتم تراز تجاری غیرنفتی ایران با بقیه دنیا که برابر نسبت صادرات غیرنفتی به واردات می‌باشد، $LGDPW_t$ لگاریتم درآمد واقعی خارجی که از متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی جهان به‌جای آن استفاده می‌شود، $LGDPI_t$ لگاریتم درآمد واقعی داخلی که از متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی ایران به‌جای آن استفاده می‌گردد، $LRER_t$ لگاریتم نرخ ارز واقعی که برابر حاصلضرب نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده جهانی به شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران در نرخ ارز اسمی می‌باشد و u_t جمله خطا است.

ازآنجاکه در این تحقیق هدف برآورد اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی روی تراز تجاری غیرنفتی است بنابراین با اضافه کردن متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی به مدل تراز تجاری فوق، مدل نهایی تحقیق به‌صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$LTB_t = \lambda_0 + \theta LRER_t + \eta LVRER_t + \beta LGDPI_t + \gamma LGDPW_t + u_t \qquad (۱۲)$$

که در آن $LVRER_t$ لگاریتم نااطمینانی نرخ ارز واقعی را نشان می‌دهد.

در ضمن با توجه به اینکه معمولاً تراز تجاری یک کشور به‌صورت تفاضل بین ارزش صادرات و واردات کالاها و خدمات تعریف می‌شود، ممکن است مقدار این تفاضل منفی گردد و در این شرایط لگاریتم تفاضل ارزش صادرات به واردات قابل محاسبه نخواهد بود. از این رو در چنین مواردی بهتر است متغیر تراز تجاری به‌صورت نسبت ارزش صادرات به واردات بیان گردد (Torki et al., 2014)؛ بنابراین در این مقاله $TB = X / M$ می‌باشد.

طبق مبانی نظری مدل رز و یلن در شرایط طبیعی انتظار می‌رود که درآمد کشور داخلی اثر منفی روی TB داشته باشد به این معنی که با افزایش درآمد کشور داخلی واردات افزایش یابد و

به تبع آن متغیر TB کاهش یابد. هر چند اگر افزایش در درآمد کشور داخلی به دلیل افزایش تولید کالاهای جانشین واردات باشد، واردات کاهش می‌یابد و بنابراین علامت برآوردی برای β می‌تواند مثبت هم باشد. با توجه به همین استدلال، درآمد کشور خارجی نیز می‌تواند اثر مثبت یا منفی روی TB داشته باشد. علامت ضریب نرخ ارز واقعی نیز می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر شرط مارشال-لرنر برقرار باشد علامت ضریب نرخ ارز واقعی در بلندمدت مثبت می‌باشد و در غیر این صورت علامت آن منفی خواهد بود.

داده های تحقیق از منابع بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و منابع اطلاعاتی بانک جهانی استخراج شده است. همچنین داده‌ها در این مطالعه به‌صورت فصلی بوده و از فصل اول سال ۱۳۶۸ شروع و به فصل چهارم سال ۱۳۹۴ ختم می‌گردد.

یافته‌های تحقیق:

محاسبه نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل SV:

ازآنجاکه Winbugs نرم‌افزاری است که بر مبنای روش MCMC مدل SV را برآورد می‌کند، بنابراین در این مقاله برای برآورد مدل SV و استخراج مقادیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی از این نرم افزار استفاده شده است.

جدول (۲) نتایج برآورد مدل SV برای نرخ ارز واقعی مربوط به رابطه (۱۰) را نشان می‌دهد.

با توجه به جدول و از آنجاکه مقدار خطای MC [1] مربوط به هر پارامتر برآوردی کوچک‌تر از مقدار انحراف معیار آن می‌باشد، بنابراین مقدار ضرایب برآوردی مناسب می‌باشد.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل SV

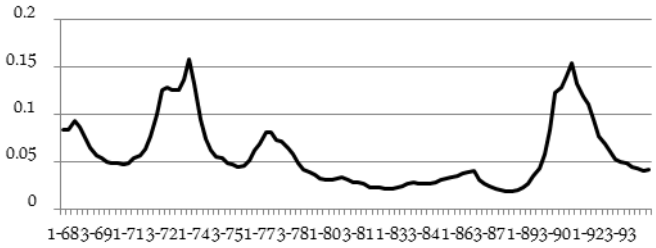
متغیر	ضریب	انحراف معیار	خطای MC
μ	-۰/۰۵۳۹۳	۰/۳۱۷۴	۰/۰۰۱۴۸۳
ϕ	۰/۹۹۰۱	۰/۰۰۶۴۲۶	۰/۰۰۰۰۸۸۱۸
σ_η	۰/۵۹۸۲	۰/۱۳۰۸	۰/۰۰۳۵۴۱

منبع: یافته‌های تحقیق

1 -Monte Carlo Error

بعد از برآورد ضرایب مربوط به پارامترها حال مقادیر عددی نااطمینانی نرخ ارز واقعی برآورد می‌گردد که در نمودار (۱) نشان داده شده است.

نمودار(۱): نااطمینانی نرخ ارز واقعی



منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه در نمودار مشخص است در دوره مورد بررسی نااطمینانی نرخ ارز واقعی در دو مقطع حداکثر مقدار خود را دارد. اولین مورد در فصل چهارم سال ۱۳۷۳ اتفاق افتاده که علت آن بحث اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ می‌باشد. یکسان‌سازی نرخ ارز در ایران در سال ۱۳۷۲ به دلیل عدم توازن در تراز پرداخت‌ها که عمدتاً درنتیجه کاهش قیمت نفت و مشکل باز پرداخت بدهی‌های سررسید شده و معوقه ایجاد شد با افزایش شدید نرخ ارز همراه گردید. به‌طور کلی، به دلیل اینکه هماهنگی‌ها و الزامات مورد نیاز در تمام سیاست‌های کشور برای یکسان‌سازی ارز صورت نگرفته بود سیاست‌های اعمال‌شده موفقیت‌آمیز نبود. دومین مورد فصل دوم سال ۱۳۹۱ است که در این دوره نیز افزایش ناگهانی در نرخ ارز پدید آمده است که دلایل آن تحریم‌های غرب علیه کشور به‌عنوان عامل اصلی و ورود تقاضای سوداگری به بازار ارز و همچنین تشدید روز افزون آن از ناحیه نقدینگی‌های انباشت‌شده طی سال‌های قبل بود. همچنین آنچه سبب شد تا تحریم‌های اقتصادی نظام ارزی کشور را به شدت متأثر سازد عدم شکل‌گیری نظام ارزی و بازار ارزی عمیق و کارا در اقتصاد ایران طی سال‌های گذشته بود. البته عواملی نظیر تورم انباشته طی سال‌های قبل و عدم تعدیل نرخ ارز حداقل به میزان مابه‌التفاوت نرخ تورم داخلی و خارجی نیز از عوامل تأثیرگذار بر تلاطم نرخ ارز در این دوره بوده است (Vartabian Kashani, 2013).

در ادامه مراحل روش یوهانسن-جوسیلیوس جهت برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل انجام می‌گردد.

آزمون ریشه واحد:

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای الگو از طریق آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد که نتایج در جداول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آماره آزمون با عرض از مبدأ و بدون روند	نتیجه آزمون	آماره آزمون با عرض از مبدأ و روند	نتیجه آزمون
LTB	-۱/۶۵	ناپایا	-۳/۲۶	ناپایا
DLTB	-۱۲/۳۲	پایا	-۱۲/۲۵	پایا
LGDPI	-۱/۳	ناپایا	-۲/۵۷	ناپایا
DLGDPI	-۳/۶۷	پایا	-۴/۲۷	پایا
LGDPW	-۰/۰۰۷	ناپایا	-۳/۰۵	ناپایا
DLGDPW	-۵/۱۷	پایا	-۵/۱۴	پایا
LRER	-۱/۹۵	ناپایا	-۲/۴۹	ناپایا
DLRER	-۸/۵۵	پایا	-۸/۶۲	پایا
LVRER	-۳/۱	پایا	-۳/۱۶	ناپایا
DLVRER	-۳/۴۸	پایا	-۳/۴۵	پایا

منبع: یافته‌های تحقیق *مقدار بحرانی در سطح ۵٪، با عرض از مبدأ و روند ۳/۴۶- و با عرض از مبدأ و بدون روند، ۲/۸۹- است.

همان‌طورکه در جدول ۲ مشاهده می‌گردد در سطح معنی‌داری ۵٪ همه متغیرهای مدل در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند (به جز *LVRER* که در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند در سطح پایا است) در سطح ناپایا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند؛ بنابراین متغیرهای مدل انباشته از مرتبه یک I(۱) هستند و می‌توان از روش هم‌جمعی پیشنهادی یوهانسن (۱۹۹۱) و یوهانسن و جوسلیوس (۱۹۹۰) برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده کرد. این روش با استفاده از روش برآورد حداکثر راست‌نمایی وجود بردارهای هم‌جمعی را در یک مدل VAR مشخص می‌کند؛ بنابراین در ادامه تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR تعیین می‌گردد.

تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR:

جدول (۴) نتایج تعیین تعداد وقفه بهینه مدل VAR را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج و بر اساس معیار شوارتز-بیزین (SBC) که در تعداد وقفه‌های بهینه صرفه‌جویی می‌کند، تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR، ۴ وقفه تعیین می‌گردد.

جدول (٤): نتایج آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه مدل VAR

تعداد وقفه	۰	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸
معیار شوارتز-بیزین	-۶۴۹/۷۳	۵۲۴/۷۴	۵۹۴/۴۱	۵۹۴/۷۲	۵۹۹/۰۶	۵۶۸/۱	۵۲۲/۵۹	۴۸۷/۲۹	۴۴۶/۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون هم‌جمعی یوهانسن-جوسلیوس:

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو بایستی آزمون هم‌جمعی یوهانسن-جوسلیوس را انجام داد. بر اساس نتایج این آزمون اگر حداقل یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد می‌توان گفت که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو به اثبات می‌رسد.

جدول (۵): نتایج آزمون‌های تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی

فرضیه صفر	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون اثر	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	رتبه	معیار شوارتز-بیزین
r=0	۷۱/۴۹۹	۳۴/۴	۱۳۷/۲۷۲۳	۷۵/۹۸	r=0	۶۲۰/۲۰۹۵
r<=1	۲۷/۶۷۲۳	۲۸/۲۷	۶۵/۷۷۳۳	۵۳/۴۸	r=1	۶۳۲/۷۳۷۱
r<=2	۲۰/۹۲۴۹	۲۲/۰۴	۳۸/۱۰۱	۳۴/۸۷	r=2	۶۲۷/۹۹۵۷
r<=3	۱۲/۵۹۰۱	۱۵/۸۷	۱۷/۱۷۶۱	۲۰/۱۸	r=3	۶۲۴/۵۲۴۹
r<=4	۴/۵۸۶	۹/۱۶	۴/۵۸۶	۹/۱۶	r=4	۶۲۱/۵۳۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۵، آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد یک بردار هم‌جمعی، آزمون اثر تعداد ۳ بردار هم‌جمعی و معیار شوارتز-بیزین تعداد یک بردار هم‌جمعی را بین متغیرهای مدل نشان می‌دهد. از آنجایی که نتایج مربوط به آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر با هم مغایر هستند بنابراین از معیار شوارتز-بیزین تعداد یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل مشخص می‌گردد.

درنتیجه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد و بردار هم‌جمعی مربوط به متغیرهای مدل بعد از نرمال سازی (اعمال قید برابر یک بودن ضریب متغیر وابسته یعنی LTB) به‌صورت زیر می‌باشد.

جدول (٦): نتایج برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر	*LTB*	*Intercept*	*LRER*	*LVRER*	*LGDPI*	*LGDPW*
ضریب	۱	۱۸/۳۸	۰/۸۶	۰/۴۱۱	۵/۹	-۲/۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

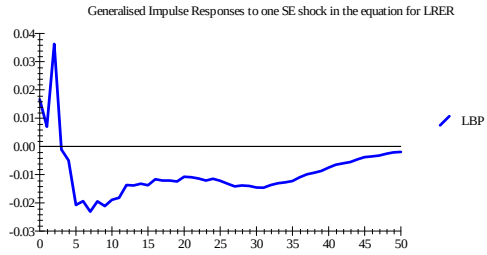
$$LTB = -۱۸/۳۸ - ۰/۸۶LRER - ۰/۴۱۱LVRER - ۵/۹LGDPI + ۲/۲۷LGDPW$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه بین نرخ ارز واقعی و تراز تجاری غیرنفتی منفی است، یعنی در بلندمدت با کاهش نرخ ارز واقعی تراز تجاری غیرنفتی ایران بهبود می‌یابد؛ بنابراین در بلندمدت با افزایش یک درصدی نرخ ارز واقعی، تراز تجاری غیرنفتی ایران ۰/۸۶ درصد کاهش می‌یابد، بعلاوه رابطه تلاطم نرخ ارز واقعی با تراز تجاری غیرنفتی ایران منفی است و یک درصد افزایش در تلاطم نرخ ارز واقعی در بلندمدت باعث می‌شود که تراز تجاری غیرنفتی ایران ۰/۴۱۱ درصد کاهش یابد؛ بنابراین افزایش تلاطم نرخ ارز واقعی در بلندمدت باعث تضعیف تراز تجاری غیرنفتی ایران می‌گردد. همچنین در بلندمدت رابطه بین تولید ناخالص داخلی ایران با تراز تجاری غیرنفتی ایران منفی است و یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران، تراز تجاری غیرنفتی ایران را به میزان ۵/۹ درصد کاهش می‌دهد در صورتی‌که رابطه تولید ناخالص داخلی جهانی با تراز تجاری غیرنفتی ایران مثبت است و با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی جهانی، تراز تجاری غیرنفتی ایران ۲/۲۷ درصد افزایش می‌یابد.

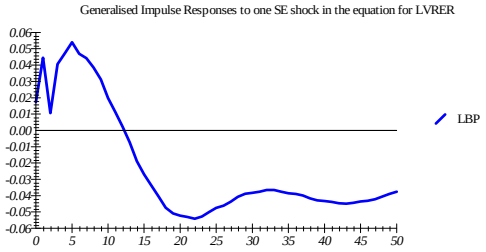
توابع واکنش به ضربه:

در این مقاله به علت مزیت‌هایی که برای روش تحلیل واکنش به ضربه تعمیم‌یافته شمرده شد از این روش برای بررسی واکنش تراز تجاری غیرنفتی ایران به یک انحراف معیار شوک در متغیرهای دیگر مدل، استفاده شده است.

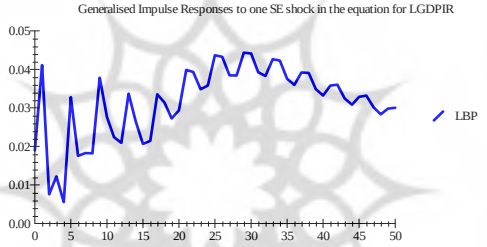
نمودار (۲): واکنش تراز تجاری غیرنفتی ایران به یک انحراف معیار شوک در نرخ ارز واقعی



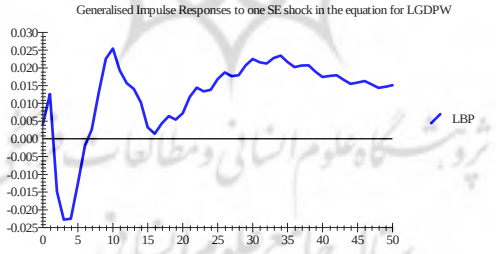
نمودار (۳): واکنش تراز تجاری غیرنفتی ایران به یک انحراف معیار شوک در تلاطم نرخ ارز واقعی



نمودار (٤): واکنش تراز تجاری غیرنفتی ایران به یک انحراف معیار شوک در تولید ناخالص داخلی ایران



نمودار (۵): واکنش تراز تجاری غیرنفتی ایران به یک انحراف معیار شوک در تولید ناخالص داخلی جهانی



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای ۲ تا ۵ واکنش متغیر لگاریتم تراز تجاری غیرنفتی ایران به یک انحراف معیار تغییر

ناگهانی (شوک) در لگاریتم نرخ ارز واقعی، لگاریتم تلاطم نرخ ارز واقعی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران و لگاریتم تولید ناخالص داخلی جهانی را نشان می‌دهد.

نمودار (۲) نشان می‌دهد که اگر نرخ ارز واقعی یک انحراف معیار افزایش یابد، تراز تجاری غیرنفتی ایران در دوره اول کاهش می‌یابد و بعد بین دوره اول و دوم افزایش یافته و به اوج خود می‌رسد سپس تا دوره سوم کاهش می‌یابد و بعد از دوره سوم منفی و نوسانی است. مطالعات محققانی همانند لال و لوینگر (Lal & Lowinger, 2002)، نریان (Narayan, 2006)، یون لینگ و دیگران (Yuen-Ling et al., 2009)، هرو و دیگران (Herve et al.,2010)، شهباز و دیگران (Shahbaz et al., 2010)، و ترین (Trinh, 2012) نشان می‌دهد که می‌توان وجود پدیده منحنی جی را از طریق توابع واکنش به ضربه آزمون کرد، بنابراین با توجه به نمودار (۲) وجود پدیده منحنی جی در این مطالعه رد می‌شود. البته وجود پدیده منحنی جی بستگی به چند فرض دارد که عبارتند از: در کوتاه‌مدت حجم واردات نسبت به قیمت واردات بی‌کشش باشد، در کوتاه‌مدت قیمت واردات نسبت به نرخ ارز باکشش باشد و نهایتاً بایستی واکنش حجم صادرات به نرخ ارز کند و آهسته باشد.

نمودار (۳) نشان می‌دهد که اگر تلاطم نرخ ارز واقعی یک انحراف معیار افزایش یابد، تراز تجاری غیرنفتی ایران در دوره اول افزایش می‌یابد و بعد از آن در دوره دوم کاهش می‌یابد و سپس تا دوره پنجم افزایش یافته و به اوج خود می‌رسد و بعد تا دوره دوازدهم کاهش می‌یابد و از دوره دوازدهم به بعد منفی است.

نمودار (۴) نشان می‌دهد که اگر تولید ناخالص داخلی ایران یک انحراف معیار افزایش یابد، تراز تجاری غیرنفتی ایران تا دوره ۳۳ ام نوسانی اما افزایشی است و بعد از آن نوسانی و کاهشی می‌باشد.

نمودار (۵) نشان می‌دهد که اگر تولید ناخالص داخلی جهانی یک انحراف معیار افزایش یابد، تراز تجاری غیرنفتی ایران در دوره اول افزایش می‌یابد اما بعد از دوره اول کاهش یافته به‌طوری‌که در انتهای دوره دوم منفی است، منفی بودن تراز تجاری غیرنفتی تا اواسط دوره هفتم ادامه دارد و بعد از دوره هفتم مثبت شده و افزایش می‌یابد تا در دوره دهم به اوج خود رسیده و بعد از دوره دهم تا دوره شانزدهم کاهش می‌یابد اما همچنان مثبت است و بعد از دوره شانزدهم افزایشی و نوسانی است.

نتایج:

نرخ ارز از متغیرهای مهم در نظام اقتصادی است و در کشورهایی نظیر ایران که قسمت عمده درآمد دولت از محل عایدات ارزی ناشی از صدور مواد معدنی تأمین می‌شود، با به هم خوردن ثبات نرخ ارز و ایجاد نااطمینانی در آن روند سرمایه‌گذاری غیرمنطقی شده و تخصیص بهینه منابع امکان پذیر نخواهد بود. به‌طور کلی تغییر نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و حتی متضاد را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین مدیریت نرخ ارز اهمیت بسیار بالایی دارد. این امر در شرایط فعلی اقتصاد کشور، بخصوص پس از اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها، افزایش تحریم‌های اقتصادی، جهش نرخ غیررسمی ارز در بازار آزاد و بازگشت به نظام ارزی دو نرخی اهمیت بیشتری نیز یافته است؛ بنابراین مطالعه تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری غیرنفتی ایران ضروری می‌باشد. به این جهت در این مطالعه تأثیر تلاطم نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران مورد مطالعه و بررسی قرار گرفته است.

نتایج برآورد مدل تراز تجاری غیرنفتی در بلندمدت نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی ایران تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی جهانی تأثیری مثبت بر تراز تجاری غیرنفتی ایران دارند که این هر دو نتیجه منطبق با مبانی نظری می‌باشد. از سویی دیگر در بلندمدت نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران دارد و بنابراین شرط مارشال-لرنر نقض می‌شود، ازاین رو کاهش ارزش پول داخلی در بلندمدت منجر به بدتر شدن تراز تجاری غیرنفتی ایران می‌شود. همچنین با توجه به توابع واکنش به ضربه وجود پدیده منحنی جی نیز رد می‌شود این نتیجه مشابه با نتایج مطالعاتی همانند رز و یلن (۱۹۸۹)، بهرام‌شاه (Baharumshah, 2001)، اکبوستانی (Akbostanci, 2002)، احمد و یانگ (Ahmad & Yang, 2004) و گومز و آلوارز (Gomez & Alvarez-Ude, 2006)، شاو (Shao, 2008)، یون لینگ و دیگران (۲۰۰۹)، کیم (Kim, 2009) شهباز و دیگران (۲۰۱۰) مبنی بر عدم وجود منحنی جی می‌باشد. البته باید در نظر داشت که با توجه به مطالعات قبلی وجود یا عدم وجود منحنی جی بستگی به شرایط دوره مورد بررسی تراز تجاری دارد. بعلاوه رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و تراز تجاری غیرنفتی ایران منفی است و نشان می‌دهد که نوسانات شدید در نرخ ارز تأثیر منفی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران دارد؛ بنابراین

سیاستگذاران باید سیاست‌های معقول و مناسبی را اتخاذ نمایند تا منجر به ایجاد شفافیت در سیستم نرخ ارز واقعی شود تا از این طریق ثبات نرخ ارز واقعی حاصل گردد و به تبع آن تراز تجاری غیرنفتی بهبود یابد. همچنین می‌توان با انجام تحقیقاتی در ارتباط با شناسایی عوامل ایجادکننده نااطمینانی نرخ ارز واقعی امکان کاهش و کنترل نااطمینانی در نرخ ارز واقعی را فرآهم آورد.

References

[1] Ahmadi Shadmehri, M. & Ahmadian Yazdi, F. (2012). The Study of The Impact of Real Exchange Rate on the Iran s Non-Oil Trade, *Journal of Economy and Regional Development*, 19(4), 114-155. (In Persian)

[2] Ali, D. A., Johari, F. & Alias, M. H. (2014). The Effect of Exchange Rate Movements on Trade Balance: A Chronological Theoretical Review. *Economics Research International*, 343-349.

[3] Asgharpour, H., mohammadpour, S., rezazadeh, A. & jahangiri, K.h. (2012). The Effect of Exchange Rate Volatility on Agricultural Export, *Journal of Agricultural Economics Reseach*, 4(1), 121-137. (In Persian)

[4] Bahmani-Oskooee, M. & Bolhassani, M. (2014). Exchange Rate Uncertainty and Trade between US and Canada: Is There Evidence of Third-Country Effect?. *The International Trade Journal*, *28*(1), 23-44.

[5] Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, A. (2004). The J-curve: a literature review. *Applied economics*, *36*(13), 1377-1398.

[6] Bahmani-Oskooee, M. & Brooks, T. J. (1999). Bilateral J-curve between US and her trading partners. *Weltwirtschaftliches Archiv*, *135*(1), 156-165.

[7] Bakhromov, N. (2011). The Exchange Rate Volatility and the Trade Balance: Case of Uzbekistan. *Journal of Applied Economics and Business Research*, *1*(3), 149-161.

[8] Bauwens, L., Hafner, C. M. & Laurent, S. (2012). Handbook of Volatility Models and Their Applications (Vol. 3). *John Wiley and Sons*.

[9] Duasa, J. (2007). Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach. *Global Economic Review*, *36*(1), 89-102.

[10] Falahi, M.A., Homayounifar M. & Yavari Z. (2013). The Effects of Exchange Rate Volatility on Export Demand for Apple and Potato (The Main Developing Producer and Exporting Countries), *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(3), 204-212. (In Persian)

[11] Gandolfo, G. (2013). International Economics II: International Monetary Theory and Open-Economy Macroeconomics. *Springer Science and Business Media*.

[12] Hasani Dizaji, K. (2011). The Study of The Effect of Exchange Rate Fluctuations on The Trade of Selected Agricultural Products and The Trade Balance of The Agricultural Sector, *Master's Thesis*, Tarbiat Modares University. (In Persian)

[13] Heidari, H., Salehiyan Salehi Nejad, Z. & Feizi, S. (2014). Investigation

and Analysis of Iran s Trade Balance Reaction to Exchange Rate Changes: A Time Varying Parameter Approach, *Journal of Economic Research*, 14(54), 67-99. (In Persian)

[14] Heidari, H. & Zarei, F. (2012). Investigating the Commercial Relations between Iran and Its Other Major Trading Partner Focusing on J-Curve Test, *Journal of Economical Modeling*, 6(18), 83-103. (In Persian)

[15] Herve, G. B. D., Shen, Y. & Amed, A. (2010). The effects of real exchange rate on trade balance in Cote d Ivorie: Evidence from the cointegration analysis and error-correction models. *MPRA Paper* No. 21810

[16] Huchet-Bourdon, M. & J. Korinek. (2012). Trade Effects of Exchange Rates and Their Volatility: Chile and New Zealand, *OECD Trade Policy Papers*, No. 136, OECD Publishing.

[17] Huchet-Bourdon, M. & J. Korinek. (2011). To What Extent Do Exchange Rates and Their Volatility Affect Trade?, *OECD Trade Policy Papers*, No. 119, OECD Publishing.

[18] Igue, N. N. & Ogunleye, T. S. (2014). Impact of Real Exchange Rate on Trade Balance in Nigeria. *African Development Review*, 26(2), 347-358.

[19] Kemal, M. A. (2005). Exchange Rate Instability and Trade: The Case of Pakistan (No. 2005: 186). *Pakistan Institute of Development Economics*.

[20] Lal, A. & Lowinger, T. (2002). The J-curve: Evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17(2): 397-415.

[21] Lindert, P.H. & Pugel, T.A. (1996). International Economics (10th Ed.). United States of America: Irwin, Chicago.

[22] Lotfalipour, M. R., & Bazargan, B. (2014). The Impact of Exchange Rate Volatility on Trade Balance of Iran. *Advances in Economics and Business*, 2(8), 293-302.

[23] Lotfalipour, M.R. & Bazargan, B. (2016). The Study of Real Effective Exchange Rate, Export and Import Changes on Trade Balance in Iran, *Journal of the Economic Research*, 16(1), 73-94. (In Persian)

[24] Mansouri Bidakani, M. (2014). The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Iran's Exports and Imports, *Master's Thesis*, Azad University. (In Persian)

[25] Memarian, E. & Jalali Naeeni, A.R. (2010). Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Shocks on Iran's Trade Balance (J-Curve Phenomenon Test Based on a VECM Model), *Journal of Economic Research*, 10(37), 45-69. (In Persian)

[26] Mohammadi, T., Taghavi, M. & Bandidarian, A. (2012). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Import with TARCH Approach. *International Journal of Management and Business Research*, 1(4), 211-220.

[27] Narayan, P. K. (2006). Examining the Relationship between Trade Balance and Exchange Rate: The Case of China s Trade with the USA. *Applied Economics Letters*, 13(8): 507-510.

[28] Ng, Y. L., Har, W. M. & Tan, G. M. (2009). Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia. *International Journal of Business and Management*, 3(8), 130.

[29] Nouri, M. & Navidi, H. (2013). The Exchange Rate Risk and Non-Oil Export in Iran, *Journal of Economic Growth and Development Research*, 3(9), 59-70. (In Persian)
[30] Ogutu, G. O. (2014). Effects Of The Real Exchange Rate on The Trade Balance in Kenya. *International institute of social studies*.
[31] Ozturk, I. (2006). Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, *3*(1), 85-102.
[32] Pedram, M., Shirinbakhsh, S. & Rahmani, M. (2011). The J-Curve Dynamics of Iran Foreign Trade, *Journal of Economic Research and Polices*, 19(60), 5-18. (In Persian)
[33] Pesaran, H. H. & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis In Linear Multivariate Models. *Economics letters*, 58(1), 17-29.
[34] Rahimi, H. (2001). The Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Export Prices and Trade Balance: The Case of Iran (1966-1997), *Master's Thesis*, Shiraz University. (In Persian)
[35] Rasekhi, S., Montazeri, M. & Pasha, P. (2015). Asymmetric Non Linear Response of Trade Balance to Real Exchange Rate Changes: A Case Study of Iran, *Journal of Fiscal and Economic Policies*, 2(8), 41-62. (In Persian)
[36] Rose, A. K. & Yellen, J. L. (1989). Is There a J-Curve?. *Journal of Monetary economics*, 24(1), 53-68.
[37] Salvatore, D. (2013). International Economics. *John Wiley & Sons*.
[38] Sepahvand, E., Niroomand, R. & Zare Mehrjerdi M R. (2015). Effective Factors in Iran Exchange Rate. *Journal of Economic Development Research*, 4(16), 23-42. (In Persian)
[39] Shahbaz, M., Jalil, A. & Islam, F. (2010). Real Exchange Rate Changes and Trade Balance in Pakistan: A revisit. *MPRA Paper* No. 27631 posted 23.
[40] Shao, Z. (2008). Exchange Rate Changes and Trade Balance: An Emprical Study of the Case of Japan. *Singapore Management Universty*, 1-49.
[41] Sharif Azadeh, M.R. & Haghighat, A. (2005). The Effective Determinants of Exchange Rates in Iran, *Journal of Management System*, 17(3), 31-43. (In Persian)
[42] Shirvani, H. & Wilbratte, B. (1997). The Relationship between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment. *International economic journal*, 11(1), 39-50.
[43] Soori, A. (2012). Econometric With Application of Eviews 7, *Nourelm*, Fifth Edition. (In Persian)
[44] Stanèík, J. (2007). Determinants of Exchange-Rate Volatility: The Case of the New EU Members. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 57(9-10), 414-432.
[45] Stucka, T. (2004). The Effects of Exchange Rate Change on the Trade Balance in Croatia. *IMF Working Papers*, 2004(65), 1-29.
[46] Takahashi, M., Omori, Y. & Watanabe, T. (2009). Estimating Stochastic Volatility Models Using Daily Returns and Realized Volatility Simultaneously.

Computational Statistics and Data Analysis, 53(6), 2404-2426.
[47] Tenreyro, S. (2007). On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility. *Journal of Development Economics*, 82(2), 485-508.
[48] Torki, L., Tayebi, K., yazdani, M. & Fathi, E. (2014). Dynamics of Iranian Trade with Ten Trade Partners to Exchange Rate Changes According to Financial Crisis Index, *Journal of Economic Research*, 14(53), 167-196. (In Persian)
[49] Trinh, P. T. T. (2012). The Impact Of Exchange Rate Fluctuation On Trade Balance In Short And Long Run (No. 23). *Development and Policies Research Center* (DEPOCEN), Vietnam.
[50] Vargas, G. (2010). Exchange Rate Volatility and Trade: EA-11 and Mexico, *Master Thesis In Economics*, Jönköping University.
[51] Wang, C. H., Lin, C. H. A. & Yang, C. H. (2012). Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Change on Trade Balance: Evidence from China and Its Trading Partners. *Japan and the World Economy*, *24*(4), 266-273.
[52] Vartabian Kashani, H. (2014). The Analysis of Exchange Rate Volatilities during (2010-2012), *Journal of Fiscal and Economic Policies*, 1(4), 131-154. (In Persian)
[53] Yu, J. & Meyer, R. (2006). Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison. *Econometric Reviews*, 25(2-3), 361-384.
[54] Yusoff, M. B. (2010). The Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance and Domestic Output: A Case of Malaysia. *The International Trade Journal*, *24*(2), 209-22.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی