فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۸۸، پاییز ۱۳۹۷، ۲۵۵-۲۰۷

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

بهنام الیاس‌پور*

محمدطاهر احمدی شادمهری** محمدرضا لطفعلی‌پور***

محمدعلی فلاحی****

دریافت: ۹۶/۵/۱۱ پذیرش: ۹۶/۱۲/۹

نرخ ارز واقعی / تراز تجاری / نااطمینانی / مدل تلاطم تصادفی نامتقارن / هم‌جمعی

چکیده

نرخ ارز یکی از عوامل تأثیرگذار بر تجارت خارجی است. علاوه بر نقش نرخ ارز در اقتصاد و شرایط اقتصادی، نوسانات آن نیز نتایج خاص خود را به همراه دارد. به‌طور ویژه در کشورهایی نظیر ایران که قسمت عمده عواید دولت از محل درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت تأمین می‌شود، تغییر نرخ ارز به واسطه تحت تأثیر قرار دادن بخش خارجی و داخلی اقتصاد، می‌تواند عملکرد کلی اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار دهد. این پژوهش به بررسی تأثیر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر تجارت ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۴ می‌پردازد. به این منظور ابتدا نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از

*. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد Behnam.elyaspour@mail.um.ac.ir

**. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد Shadmhri@um.ac.ir

***. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد Lotfalipour@um.ac.ir

****. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد Falahi@um.ac.ir

■ محمدطاهر احمدی شادمهری، نویسنده مسئول.

الگوی تلاطم تصادفی نامتقارن که نسبت به خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی برای مدل‌سازی داده‌های سری‌زمانی منعطف‌تر است، استخراج می‌شود. سپس جهت تحلیل و بررسی دقیق‌تر اثر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر تجارت ایران سه مدل صادرات غیرنفتی، واردات و تراز تجاری در چارچوب الگوی هم‌جمعی یوهانسن- جوسیلیوس برآورد می‌شوند. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت و در هر سه مدل برآوردی، نرخ ارز واقعی تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی، واردات و تراز تجاری ایران دارد. هم‌چنین نااطمینانی نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی و تراز تجاری ایران و تأثیر منفی بر واردات ایران دارد.

طبقه‌بندی F31, F10, D80, C32:JEL

مقدمه

از زمان ظهور نرخ ارز شناور در سال ۱۹۷۳[۱] اغلب کشورها نگران ایجاد نااطمینانی از طریق نرخ ارز شناور در بازارهای جهانی بودند. 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 نرخ ارز مواجه شدند[۲]. از زمان شروع نرخ ارز شناور مقالات بسیاری در جهت توضیح آثار افزایش نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت نگاشته شده است.

از سوی دیگر، تجارت خارجی اهمیت ویژه‌ای برای کشورهای جهان دارد، به‌طوری‌که اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک از آن به مثابه 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[۳]. 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[۴].

تراز تجاری عمدتاً به دو طریق می‌تواند بهبود یابد. الف) روش اول، رویکرد درونی است که از طریق آن بهره‌وری بر اساس سیاست‌های طرف عرضه بهبود می‌یابد، تورم و مالیات‌ها کاهش پیدا می‌کند. در نهایت افزایش کارایی در بازار نیروی‌کار باعث رشد تولید ناخالص داخلی و صادرات می‌شود. ب) روش دوم، تضعیف ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) است که باعث تغییر در قیمت‌های نسبی صادرات و واردات شده و از این طریق می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری گردد[۵]. تغییر در نرخ ارز صادرات و واردات را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تضعیف یا تقویت اسمی نرخ ارز موجب تغییر در نرخ ارز واقعی شده

---

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.

۲. بهمنی اسکویی و بوالحسنی (۲۰۱۴)، ص ۲۴.

۳. لطفعلی‌پور و بازرگان (۱۳۹۵)، ص ۷۴.

۴. حسنی دیزجی (۱۳۹۰)، ص ۴.

۵. کورتوویچ (۲۰۱۷)، ص ۱۴۲.

و بنابراین تغییر نرخ ارز تأثیر مستقیمی بر تراز تجاری خواهد داشت[۱].

از منظر دوره‌های مختلف زمانی نیز 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[۲]. از این رو سیاست‌های مربوط به نرخ ارز تأثیر به‌سزایی بر متغیرهای کلان و بخش‌های مختلف اقتصاد دارد. نااطمینانی نرخ ارز برای کشورهای در حال توسعه اهمیت بیشتری دارد، چرا که بخش گسترده‌ای از معامله‌های تجاری و تأمین مالی بین‌المللی در این کشورها با پول کشورهای صنعتی انجام می‌شود که در این میان یکی از حساس‌ترین متغیرهایی که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر نوسان‌های ارزی قرار می‌گیرد، تراز تجاری است[۳].

با توجه به تحولات اقتصادی متعدد مؤثر بر نرخ ارز در دوره مورد مطالعه (۱۳۷۴–۱۳۹۵) 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، 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 تجارت ایران ضروری است[۴].

روش معمول در اکثر مطالعات برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز استفاده از خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی[۵] (ARCH) و انحراف معیار است. اما نوآوری مطالعه حاضر در محاسبه نااطمینانی نرخ ارز با استفاده از الگوی تلاطم تصادفی[۶] (SV) است که با توجه به اظهار بوون و دیگران[۷] (۲۰۱۲) مدل‌های تلاطم تصادفی نسبت به خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی برای مدل‌سازی داده‌های

۱. ارایز و دیگران (۲۰۱۷)، ص ۳۱۳.
۲. کمال (۲۰۰۵)، ص ۴.
۳. خسروی و محسنی (۱۳۹۳)، ص ۷۰.
۴. حیدری و دیگران (۱۳۹۳)، ص ۶۸–۶۹.

5. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.
6. Stochastic Volatility.
7. Bauwens et al., (2012).

سری‌زمانی منعطف‌ترند و تفسیر اقتصادی طبیعی از تلاطم را ارائه می‌دهند. هم‌چنین برای تحلیل و بررسی دقیق‌تر اثر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر تجارت ایران، سه مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات برآورد شدند تا ضمن مقایسه نتایج این سه مدل، درک عمیق‌تری از موضوع تحقیق بدست آید.

در ادامه، مقاله در بخش اول به مبانی نظری می‌پردازد. در بخش دوم، پیشینه تحقیق بررسی می‌شود و در بخش سوم روش‌شناسی و مدل تجربی تحقیق معرفی می‌شود. در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق و در انتها نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۱. مبانی نظری

رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری از طریق روش‌های نظری مختلفی همانند روش کشش[۱]، شرط مارشال لرنر[۲]، روش جذب[۳]، روش پولی[۴]، روش منحنی جی[۵] و مدل دو کشور با جانشینی ناقص[۶] شرح داده می‌شود. در ادامه این مدل‌ها به اختصار توضیح داده می‌شود.

۱-۱. روش‌های نظری ارتباط نرخ ارز و تراز تجاری

روش کشش

روش کشش به مدل بیکردیک-رابینسون-متزلر[۷] (BRM) برای تراز تجاری نیز شهرت دارد، زیرا اولین بار توسط بیکردیک (۱۹۲۰) معرفی و توسط رابینسون (۱۹۴۷) و متزلر (۱۹۴۸) 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. این مدل 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 است. مدل BRM اشاره می‌کند که تغییر در تراز تجاری بستگی به کشش‌های عرضه و تقاضای صادرات و واردات و

1. Elasticity Approach.
2. Marshall-Lerner Condition.
3. Absorption Approach.
4. Monetary Approach.
5. J-Curve Approach.
6. Two Country Imperfect Substitute Model.
7. Bickerdike-Robinson-Metzler Model.

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 قابل توجهی در تراز تجاری گردد[۱].

شرط مارشال-لرنر

شرط مارشال-لرنر در واقع تعمیم‌یافته روش کشش می‌باشد. این شرط که اولین بار توسط مارشال (۱۹۲۳) و لرنر (۱۹۴۴) معرفی شد بیان می‌کند که تضعیف ارزش پول، تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. اگر حجم صادرات و واردات به اندازه کافی نسبت به تغییرات نرخ ارز واقعی کشش‌پذیر باشد یا به تعبیر بهتر 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[۲]. هم‌چنین اگر مجموع قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای صادرات و واردات برابر یک باشد آنگاه در بلندمدت تضعیف ارزش پول تأثیری بر تراز تجاری کشور نخواهد داشت[۳].

روش جذب

روش جذب توسط الکساندر[۴] در سال ۱۹۵۲ و به‌عنوان جایگزینی برای رویکرد کشش توسعه داده شد. وی تراز تجاری را به‌صورت تفاوت بین مجموع درآمد داخلی و مجموع مخارج داخلی تعریف کرد. بر اساس مدل درآمد-مخارج کینزی درآمد ملی (تولید کل) Y، برابر با مخارج کل به‌صورت زیر خواهد بود.

$$Y = C + I + G + (X - M)$$

که در آن C مصرف، I سرمایه‌گذاری، G مخارج دولت، X صادرات و M واردات می‌باشد. اگر (C+I+G) یا جذب را با A و تراز تجاری کالاها و خدمات یا صادرات خالص

۱. علی و دیگران (۲۰۱۴)، ص ۳.
۲. دونگ (۲۰۱۷)، ص ۳۰.
۳. سالواتوره (۲۰۱۳)، ص ۵۲۹.

4. Alexander (1952).

را با B=X-M نشان دهیم، در این‌صورت خواهیم داشت.

$$B = Y - A \quad \text{یا} \quad Y = A + B \qquad (۱$$

به نظر می‌رسد جذب (A)،کل مخارج داخلی را نمایندگی کند. بنابراین اگر تولید داخلی کل(Y) بیشتر از جذب (مخارج کل) باشد، در این صورت کشور مازاد تولید داخلی را صادر خواهد کرد و در نتیجه مازاد تراز تجاری ایجاد می‌شود. در مقابل، اگر جذب بیشتر از تولید داخلی باشد، بنابراین Y-A منفی خواهد شد و با توجه به رابطه (۱) تراز تجاری نیز منفی خواهد شد، در نتیجه به راحتی می‌توان دید که اگر تقاضای داخلی بیشتر از تولید داخلی باشد منجر به واردات خواهد شد.

تحلیل و بحث درباره روش جذب بسته به این که اقتصاد در شرایط اشتغال کامل باشد یا منابع بیکار در اقتصاد وجود داشته باشد، می‌تواند در دو حالت انجام شود. در شرایط اشتغال کامل، همه منابع به‌کار گرفته می‌شوند، بنابراین تنها راه برای اینکه صادرات خالص افزایش یابد این است که جذب کاهش یابد. از سوی دیگر، در شرایط بیکاری، Y با مقدار بالقوه خود فاصله دارد و می‌تواند در نتیجه افزایش صادرات بدون تغییری در جذب داخلی(A) افزایش یابد.

روش جذب به‌طور معمول مربوط به اثرات تضعیف ارزش پول داخلی روی تراز تجاری است. با فرض وجود منابع بیکار در اقتصاد و با فرض مقدار ثابت جذب، اگر تضعیف ارزش پول داخلی (با برقراری شرط مارشال-لرنر) منجر به افزایش در صادرات خالص گردد، تولید داخلی (Y) می‌تواند افزایش یابد. در مقابل در شرایط اشتغال کامل امکان افزایش تولید کالاها و خدمات وجود ندارد. در این شرایط اگر تضعیف ارزش پول انجام شود، بنابراین صادرات خالص افزایش می‌یابد و نتیجه تورم خواهد بود[۱].

روش پولی

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

۱. ملوین (۲۰۱۲)، ص ۲۴۷-۲۴۸.

پرکردن شکاف مازاد تقاضای پول نیاز به تأمین پول از کشورهای خارجی خواهد بود و در نتیجه ممکن است وضعیت تراز تجاری بهبود یابد. برعکس، در شرایطی که توسط مقامات پولی مازاد عرضه پول در اقتصاد داخلی ایجاد گردد این مسأله می‌تواند منجر به خروج پول از اقتصاد شده و در نتیجه وضعیت تراز تجاری بدتر شود[۱]. بنابراین این رویکرد مازاد عرضه و تقاضای پول را برای تأثیرگذاری بر تراز تجاری در نظر می‌گیرد.

روش منحنی جی

برای اولین بار مگی[۲] (۱۹۷۳) مفهوم منحنی جی را معرفی کرد. پس از کاهش ارزش پول یک کشور وضعیت تراز تجاری آن کشور بدتر می‌شود، 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[۳]. علت نام‌گذاری پدیده منحنی جی 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 به‌نظر می‌رسد.

مدل دو کشور با جانشینی ناقص

مدل دو کشور با جانشینی ناقص رز و یلن[۴] (۱۹۸۹) 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.

---

۱. دوسا، (۲۰۰۷)، ص ۹۱.

2. Magee (1973).

۳. سالواتوره (۲۰۱۳)، ص ۵۱۹.

4. Rose and Yellen (1989).

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

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

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

در رابطه فوق S_x و S^*_x به ترتیب عرضه کالاهای صادراتی کشور داخلی و خارجی، P_m 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:

$$P_m = EP^*_x/P = (EP^*/P)(P^*_x/P^*) = REXp^*_x \qquad (۴$$

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:

$$P^*_m = P_x/REX \qquad (۵$$

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

$$D_m = S^*_x \qquad D^*_m = S_x \qquad (۶$$

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

$$B=P_x.D^*_m-REX.p^*_x.D_m \quad (۷$$

با توجه به معادلات ۲ تا ۷ شکل خلاصه شده زیر نتیجه می‌شود:

$$B = B(REX, Y, Y^*) \quad (۸$$

رز و یلن شکل لگاریتمی تابع (۸) را به عنوان تابع تراز تجاری برای مطالعه خود برای کشور آمریکا به‌کار بردند:

$$TB_{jt}=a+bInY_{it}+cInY_{jt}+dInREX_{jt}+\varepsilon_t \quad (۹$$

در معادله فوق TB_{jt} تراز تجاری کشور داخلی با کشور j که برابر خالص صادرات با کشور j می‌باشد، Y_{it} تولید ناخالص ملی (داخلی) کشور داخلی، Y_{it} تولید ناخالص ملی (داخلی) کشورj و REX_{jt} نرخ ارز واقعی کشور داخلی در مقایسه با کشور خارجی است[۱].

۱-۲. آثار نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت

اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت بین‌الملل می‌تواند مثبت یا منفی باشد که بستگی به وجود یا عدم وجود بازارهای آتی و سایر ابزارهای خرید و فروش تأمینی (این مورد به‌طور ویژه در کشورهای در حال توسعه از اهمیت بالایی برخوردار است)، مدل ترجیحات ریسک تجار، ساختار تولید همانند میزان بنگاه‌های کوچک و درجه همگرایی اقتصاد دارد[۲]. تحلیل‌های نظری درباره رابطه بین نااطمینانی بالای نرخ ارز و تجارت بین‌الملل توسط هوپر و کوهلاگن[۳] (۱۹۷۸) و سایر اقتصاددانان انجام شده است. نااطمینانی بالاتر نرخ ارز منجر به هزینه‌های بیشتر برای تجار ریسک‌گریز می‌گردد و این باعث کاهش تجارت خارجی می‌شود. چرا که در زمان قراردادهای تجاری نرخ ارز تعیین می‌شود اما پرداخت تا زمان وصول محموله انجام نمی‌شود. اگر تغییرات در نرخ ارز غیرقابل پیش‌بینی گردد منجر به کاهش منافع تجارت بین‌المللی می‌شود. معمولاً ریسک نرخ ارز برای همه کشورها از طریق خرید و فروش تأمینی ارز کاهش نمی‌یابد زیرا بازارهای سلف برای همه تجار در دسترس

۱. بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۴)، ص ۱۳۸۵-۱۳۸۶.
۲. آستریو و دیگران (۲۰۱۶)، ص ۱۳۴.
3. Hooper and Kohlhagen.

نیستند. حتی اگر خرید و فروش تأمینی ارز در بازارهای سلف امکان‌پذیر باشد، هزینه‌ها و محدودیت‌هایی دارد. برای مثال معمولاً اندازه قراردادها بزرگ و سررسید نسبتاً کوتاه است و در نتیجه برنامه‌ریزی برای زمان‌بندی و حجم معاملات بین‌المللی برای بهره بردن از بازارهای سلف مشکل است. از سوی دیگر، نظریه‌های اخیر در این‌باره بیان می‌کنند که شرایطی وجود دارد که در آنها انتظار می‌رود نااطمینانی نرخ ارز تأثیر مثبت یا منفی بر حجم تجارت داشته باشد[۱].

دی‌گرو[۲] (۱۹۸۸) معتقد است که نااطمینانی، اثرات درآمدی و جانشینی دارد. اگر بنگاه‌ها ریسک‌پذیر باشند افزایشی در نااطمینانی نرخ ارز، مطلوبیت نهایی انتظاری صادرات را افزایش می‌دهد و بنابراین می‌تواند منجر به افزایش صادرات گردد، این همان اثر درآمدی است. هر چند، اگر بنگاه‌ها به اندازه کافی ریسک‌پذیر نباشند (تا اندازه‌ای ریسک‌گریز باشند)، بنابراین بنگاه‌ها صادرات کمتری خواهند داشت زیرا صادرات مرجح نخواهد بود، این همان اثر جانشینی است. در نتیجه بسته به اینکه کدام اثر (درآمدی یا جانشینی) بزرگتر باشد، اثر خالص نااطمینانی نرخ ارز روی تجارت می‌تواند مثبت یا منفی باشد[۳].

بنابراین به‌طور کلی در ارتباط با تأثیر نااطمینانی نرخ ارز روی تجارت مطالعات تجربی به دو گروه تقسیم می‌شوند، گروه اول معتقدند که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی روی تجارت دارد، به این صورت که نااطمینانی نرخ ارز ریسک را افزایش می‌دهد و خریداران و فروشندگان ریسک‌گریزی که با احتمال تحمل ضرر ناشی از نوسانات نرخ ارز مواجه هستند، مبادلات تجاری خود را کاهش می‌دهند، از این گروه می‌توان به هوپر و کوهلاگن (۱۹۷۸)، پوون و دیگران[۴] (۲۰۰۵)، توربک[۵] (۲۰۰۸)، هیل و پوگ[۶] (۲۰۱۱، ۲۰۱۳) اشاره کرد. گروه دوم معتقدند نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند صادرکنندگان بسیار ریسک‌پذیر را ترغیب به افزایش صادرات به‌منظور افزایش مطلوبیت نهایی عایدی صادرات نماید، از این گروه می‌توان به تحلیل نظری دی‌گرو (۱۹۸۷)،

---

۱. اوزترک (۲۰۰۶)، ص ۸۶-۸۷.

2. De Grauwe.

۳. آستریو و دیگران (۲۰۱۶)، ص ۱۳۴.

4. Poon et al.

5. Thorbecke .

6. Haile and Pugh.

فرانک[1] (۱۹۹۱) و برول و اکورت[2] (۱۹۹۹) و مطالعات تجربی بردین و دیگران[3] (۲۰۰۳) و هسو و چیانگ[4] (۲۰۱۱) اشاره کرد. البته برخی از مطالعات نیز به این نتیجه رسیده‌اند که نااطمینانی نرخ ارز تأثیری بر تجارت ندارد[5] (همانند دی ویتا و ابوت[6] (۲۰۰۴) و کاگلایان و جینگ[7] (۲۰۱۰)).

۲. پیشینه تحقیق

پیرامون رابطه نرخ ارز و تجارت دو گروه مطالعه انجام گرفته است. گروه اول، مطالعاتی هستند که اغلب رابطه نرخ ارز و تراز تجاری را بررسی کرده‌اند. گروه دوم، مطالعاتی که رابطه نااطمینانی نرخ ارز، نرخ ارز و صادرات و واردات را مورد توجه قرار داده‌اند که در ادامه و در قالب دو گروه مطالعات داخلی و خارجی به آنها پرداخته می‌شود.

۲-۱. مطالعات خارجی

گروه اول مطالعاتی که رابطه نرخ ارز و تراز تجاری را بررسی نموده‌اند. وانگ و دیگران[8] (۲۰۱۲) به بررسی وجود منحنی جی کوتاه‌مدت و اثرات بلندمدت نرخ واقعی ارز روی تراز تجاری چین با ۸ شریک تجاری این کشور با استفاده از داده‌های دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۵ و روش هم‌جمعی و تصحیح خطای برداری الگوی داده‌های تابلویی پرداختند. مدل استفاده شده در این مطالعه به‌صورت زیر است:

$$\ln TB_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln YF_{it} + \gamma_i \ln YD_{it} + \delta_i \ln REX_{it} + \varepsilon_{it}$$

که TB تراز تجاری کشور چین به‌صورت نسبت صادرات به واردات، YF درآمد واقعی شرکای تجاری چین، YD درآمد واقعی چین و REX نرخ ارز واقعی دو طرفه بین چین و

1. Franke.
2. Broll and Eckwert.
3. Bredin et al.
4. Hsu and Chiang.
5. سلیمانی و چووا (۲۰۱۴)، ص ۶۲۶-۶۲۷.
6. De Vita and Abbott.
7. Caglayan and Jing.
8. Wang et al.

شرکای تجاری این کشور می‌باشد. نتایج نشان‌دهنده تأیید منحنی جی معکوس بین چین و شرکای تجاری این کشور است.

اشتیاق و دیگران[1] (۲۰۱۶) به بررسی و آزمون شرط مارشال-لرنر و پدیده منحنی جی در پاکستان با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۳-۱۹۷۰ تا ۴-۲۰۱۲ و روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطای برداری پرداخته‌اند. مدل استفاده شده در این مطالعه به‌صورت $TB = f(RER, Y_F, Y_D)$ می‌باشد که در آن TB تراز تجاری پاکستان به‌صورت نسبت صادرات به واردات، RER نرخ ارز واقعی به‌صورت $RER = NER \times (P_F / P_D)$ می‌باشد که NER نرخ ارز اسمی، P_F شاخص قیمت مصرف‌کننده خارجی، P_D شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی (پاکستان)، Y_F درآمد واقعی کشور خارجی و Y_D درآمد واقعی پاکستان می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که شرط مارشال-لرنر در کوتاه‌مدت برای پاکستان برقرار نیست اما در بلندمدت برقرار است، بنابراین پدیده منحنی جی وجود دارد. هم‌چنین قدر مطلق مجموع کشش قیمتی تقاضای صادرات و واردات به سختی بزرگتر از یک است و بنابراین تضعیف واقعی ارزش پول پاکستان به‌میزان خیلی کمی تراز تجاری را بهبود می‌بخشد.

ارایز و دیگران[2] (۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی اثر نرخ ارز واقعی موثر روی تراز تجاری هشت کشور در حال توسعه آسیایی با استفاده از داده‌های فصلی ۱-۱۹۸۰ تا ۴-۲۰۱۳ و روش‌های مختلف غیرخطی به ویژه مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[3] (NARDL) پرداختند. مدل تراز تجاری مورد استفاده همان مدل تراز تجاری رز و یلن (۱۹۸۹) می‌باشد. $TB = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^w + \varepsilon_t$، که TB_t لگاریتم مقدار صادرات تقسیم بر مقدار واردات، R_t نرخ ارز موثر واقعی، Y_t درآمد داخلی واقعی، Y^w_t درآمد خارجی واقعی و ε_t جمله خطا است. متغیرها در رابطه فوق به‌صورت لگاریتمی هستند تا از این طریق ضرایب شیب به عنوان کشش متغیرهای مستقل نسبت به متغیر وابسته تفسیر شوند.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت منحصر به فرد و معنی‌دار بین تراز تجاری و نرخ ارز موثر واقعی در هر کشور وجود دارد. در هر مورد نرخ ارز موثر واقعی

1. Ishtiaq et al.
2. Arize et al.
3. Non-linear Autoregressive Distributed Lags Model.

اثر کوتاه‌مدت نیز دارد. نتایج منطبق بر نظریه‌های اقتصادی است به گونه‌ای که در بلندمدت تضعیف واقعی ارزش پول در این کشورها تراز تجاری را بهبود می‌دهد و بنابراین شرط مارشال-لرنر در بلندمدت برقرار است.

بهمنی اسکویی و رحمان[1] (۲۰۱۷) در مقاله خود به بررسی اثر نامتقارن تغییرات نرخ ارز روی تراز تجاری ۱۱ صنعت عمده بین ایالت متحده آمریکا و بنگلادش با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱-۱۹۹۶ تا ۴-۲۰۱۵ و روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی پرداختند. این ۱۱ صنعت ۸۵ درصد از تجارت بین این دو کشور را در بر می‌گیرند. هم‌چنین مدل استفاده شده در این تحقیق به‌صورت $\ln(\frac{M_i}{X_i})_t = a + b\ln Y_t^{US} + c\ln Y_t^{BD} + d\ln REX_t + \varepsilon_t$ است، که در آن M_i واردات کالای i از بنگلادش به ایالات متحده، X_i صادرات کالای i از ایالات متحده به بنگلادش، Y^{US}_t، GDP واقعی ایالات متحده، Y^{BD}_t، GDP واقعی بنگلادش و REX_t نرخ ارز واقعی دو طرفه بین بنگلادش و ایالات متحده است که به‌صورت $(P^{US}.NEX)/P^{BD}$ تعریف شده است که در آن NEX نرخ ارز اسمی دو طرفه، P^{US} شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایالات متحده و P^{BD} شاخص قیمت مصرف‌کننده در بنگلادش است. نتایج نشان‌دهنده اثرات کوتاه‌مدت تغییرات نرخ ارز روی تراز تجاری ۸ صنعت با استفاده از مدل غیرخطی است و تنها ۲ صنعت این اثرات را از طریق مدل خطی نشان می‌دهند. تقریباً در همه صنایع اثرات کوتاه‌مدت نامتقارن مشاهده شده است. هم‌چنین اثر کوتاه‌مدت نامتقارن، اثرات بلندمدت نامتقارن معنی‌داری را در ۴ مورد همراهی می‌کنند.

بهمنی اسکویی و دیگران[2] (۲۰۱۷) با در نظر گرفتن تراز تجاری کشور استرالیا به دنبال بررسی وجود منحنی جی بین استرالیا و بقیه دنیا و هم‌چنین بین استرالیا و هر یک از شرکای عمده تجاری این کشور با استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و داده‌های فصلی دوره ۱-۱۹۷۱ تا ۴-۲۰۱۵ بوده‌اند. مدل به‌کار رفته در این مطالعه، مدل رز و یلن (۱۹۸۹) به‌صورت $\ln TB_{i,t} = a + b\ln Y_{AUS,t} + c\ln Y_{i,t} + d\ln REX_{i,t} + \varepsilon_t$ است که در آن M_i تراز تجاری کشور استرالیا با شرکای تجاریش به‌صورت نسبت واردات به صادرات، Y_{AUS} درآمد استرالیا، Y_i درآمد شرکای تجاری استرالیا و REX نرخ ارز واقعی دو طرفه بین استرالیا و شرکای تجاری می‌باشد. نتایج تحقیق نشان داده است که به‌کار بردن مدل

1. Bahmani-Oskooee and Rahman .
2. Bahmani-Oskooee et al.

خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به جای خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی باعث شده است که در موارد بیشتری وجود اثر منحنی جی با شرکای تجاری استرالیا تأیید شود. هم‌چنین نتایج برآورد غیرخطی تراز تجاری استرالیا با جهان نشان می‌دهد که اگر چه تقویت دلار استرالیا در کوتاه‌مدت به تراز تجاری این کشور آسیب می‌زند اما تضعیف ارزش پول استرالیا تأثیری بر تراز تجاری ندارد.

بهمنی اسکویی و ساها[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای وجود اثر منحنی جی را در رابطه تجاری بین هند و ۱۴ شریک تجاری این کشور با استفاده از داده‌های فصلی ۱-۱۹۷۳ تا ۴-۲۰۱۴ و مدل رز و یلن و روش‌های خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی بررسی کرده‌اند. آنها تراز تجاری هند را به‌صورت نسبت واردات به صادرات تعریف نمودند و شواهدی بر وجود اثرات نامتقارن تضعیف ارزش پول پیدا کردند. هم‌چنین به‌کارگیری روش غیرخطی بهتر از روش خطی وجود منحنی جی را بین هند و شرکای تجاری این کشور نشان داده است.

بهمنی اسکویی و آفتاب[2] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی تجارت دو طرفه بین مالزی و اتحادیه اروپا برای هر یک از ۶۳ صنعتی که بین دو منطقه تجارت می‌کنند با استفاده از داده‌های ماهیانه دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ و روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پرداخته‌اند. مدل استفاده شده در این مقاله به‌صورت زیر است:

$$\ln BoT_{i,t} = a + b\ln IP_t^{ML} + c\ln IP_t^{EU} + d\ln REX_t + \varepsilon_t$$

که BoT_i تراز تجاری بین مالزی و اتحادیه اروپا برای صنعت i، به‌صورت نسبت واردات مالزی به صادرات آن از کالای صنعت i، $IP^{ML.}$ و IP^{EU} به‌ترتیب شاخص تولید صنعتی مالزی و اتحادیه اروپا و REX نرخ ارز واقعی بین مالزی و اتحادیه اروپا می‌باشد. نتایج این تحقیق نشان داده است که تغییرات نرخ ارز واقعی اثرات نامتقارن معنی‌داری روی تراز تجاری بیشتر صنایع دارد و به‌کارگیری مدل غیرخطی و هم‌جمعی نامتقارن بیشتر از مدل‌های خطی وجود منحنی جی را تأیید می‌کند.

1. Bahmani-Oskooee and Saha .
2. Bahmani-Oskooee and Aftab .

دونگ[1] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی وجود شرط مارشال-لرنز در ۶ تراز تجاری دوطرفه، بین آمریکا با کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن و انگلستان با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱-۱۹۸۵ تا ۳-۲۰۱۶ و روش هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطای برداری پرداختند. مدل به‌کار رفته در این تحقیق به‌صورت مقابل است: $b_t = \alpha + \beta^* y_t^* - \beta y_t + \eta e_t + \gamma t$، که در آن $\alpha = (\alpha_x - \alpha_m)$، α_x عرض از مبدأ در تابع تقاضای صادرات و α_m عرض از مبدأ در تابع تقاضای واردات می‌باشد. β^* کشش درآمدی صادرات آمریکا در تابع تقاضای صادرات، β کشش درآمدی واردات آمریکا در تابع تقاضای واردات و b_t لگاریتم نسبت صادرات اسمی آمریکا به واردات اسمی آمریکا است. Y^* لگاریتم تولید واقعی کشورهای طرف تجاری آمریکا، Y_t لگاریتم تولید واقعی داخلی آمریکا و e_t نرخ ارز مؤثر واقعی است. در مدل فوق و بعد از برآورد مدل اگر ضریب $\eta = (\eta_x + \eta_m - ۱)$ بزرگتر از یک باشد به معنای برقراری شرط مارشال-لرنر می‌باشد. نتایج نشان داده است که کشش‌های قیمتی برای صادرات و واردات به سختی شرط مارشال-لرنر را برقرار می‌کنند و بنابراین کاهش شدید نرخ ارز واقعی لزوماً تراز تجاری آمریکا با شرکای تجاری نامبرده را بهبود نخواهد داد.

بنرجی و دیگران[2] (۲۰۱۷) برخلاف مطالعات دیگر به بررسی هم‌زمان نرخ ارز واقعی و عوامل ساختاری روی تراز تجاری چین در برابر کشورهای طرف تجاری منتخب چین با استفاده از داده‌های سالیانه دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴ و الگوی خودبازگشت برداری از نوع داده‌های تابلویی پرداختند. آنها برای مطالعه خود سه مدل برای تراز تجاری در نظر گرفتند که در این مدل‌ها تراز تجاری چین به عنوان درصدی از GDP به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای، تفاضل نرخ رشد چین با نرخ رشد شرکای تجاری، کالاهای تولیدشده توسط نیروی کار ماهر، کالاهای تولیدشده در بخش کارمندی با مهارت متوسط و کالاهای تولیدشده با نیروی کار ماهر در صادرات و متغیر روند به عنوان متغیرهای توضیحی تعریف شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز واقعی و تغییرات ساختاری در ترکیب صادرات مؤلفه‌های اصلی برای ایجاد حرکت در تراز تجاری کشور چین هستند و افزایش نرخ ارز واقعی مازاد تجاری را کاهش می‌دهد.

1. Dong.
2. Banerjee et al.

هانگناو و کیم[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نرخ ارز واقعی روی تراز تجاری ۱۰ کشور شرق آفریقا با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۳ و الگوهای خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. مدل تراز تجاری استفاده شده در مقاله مدل رز و یلن می‌باشد، در این مدل تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات به عنوان متغیر وابسته و نرخ ارز موثر واقعی، تولید ناخالص داخلی واقعی داخلی و تولید ناخالص داخلی واقعی خارجی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اولاً، کاهش نرخ ارز به‌طور معنی‌داری تراز تجاری را در چهار کشور از ۱۰ کشور به‌صورت برآوردهای جداگانه بهبود می‌بخشد و در برآورد مدل داده‌های تابلویی برای ۱۰ کشور نیز کاهش نرخ ارز تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. ثانیاً، تراز تجاری نسبت به نرخ ارز واقعی بی‌کشش است. ثالثاً، در کوتاه‌مدت نشانه‌هایی از کاهش تراز تجاری مشاهده نشد و بنابراین شواهدی از وجود منحنی جی وجود ندارد.

مطالعات خارجی متعدد دیگری هم در ارتباط با تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری انجام شده است که دسته اول از آنها از مدل تراز تجاری رز و یلن و نرخ ارز واقعی دو طرفه به‌صورت حاصل‌ضرب نرخ ارز اسمی در شاخص قیمت مصرف‌کننده خارجی به داخلی برای بررسی تراز تجاری دو طرفه بین کشورها استفاده کرده‌اند. از این دسته می‌توان به مطالعاتی همانند چیلیک و کایا (۲۰۱۰)، دش (۲۰۱۳)، کائو الویرا (۲۰۱۴)، کاپورال و دیگران (۲۰۱۵)، بهمنی اسکویی و هاروی (۲۰۱۵)، بهمنی اسکویی و هالیس اوقلو (۲۰۱۷)، بهمنی اسکویی و بایک (۲۰۱۶)، بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۱۶)، بهمنی اسکویی و آفتاب (۲۰۱۶)، بهمنی اسکویی و فریدیتاوانا (۲۰۱۶)، بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۱۷)، بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۱۷)، بهمنی اسکویی و هاروی (۲۰۱۷)، بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۱۷) و بهمنی اسکویی و ساها (۲۰۱۷) اشاره کرد. دسته دوم مطالعاتی هستند که از مدل رز و یلن و نرخ ارز مؤثر واقعی برای بررسی رابطه دو طرفه بین تراز تجاری کشورها استفاده کرده‌اند که از این میان می‌توان به مطالعات آدنی و دیگران (۲۰۱۱)، شیماکووا (۲۰۱۴)، وورال (۲۰۱۶)، نصیر (۲۰۱۷)، کورتوویچ (۲۰۱۷)، جلاسی و دیگران (۲۰۱۷) و آیک و هو (۲۰۱۷) اشاره کرد. هم‌چنین دسته دیگری از مطالعات هستند که از مدل رز و یلن برای

1. Hunegnaw and Kim .

بررسی تراز تجاری یک کشور با سایر نقاط جهان استفاده کرده‌اند که از این میان می‌توان به مطالعاتی همانند کیوفلاونگ و دیگران (۲۰۱۳) و ایگو و اوگونلی (۲۰۱۴) که از نرخ ارز واقعی و بهمنی اسکویی و فریدیتاوانا (۲۰۱۵) و بهمنی اسکویی و کانتینپنگ (۲۰۱۷) که از نرخ ارز مؤثر واقعی استفاده کرده‌اند، اشاره کرد.

در نهایت می‌توان برای مطالعه بیشتر درباره رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری به مطالعات مروری همانند بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۴)، اوزترک (۲۰۰۶)، بهمنی اسکویی و هگرتی (۲۰۱۰)، بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۱۳) و آبوین و روتا (۲۰۱۳) مراجعه نمود.

گروه دوم مطالعاتی که به بررسی رابطه بین نرخ ارز و صادرات و واردات پرداخته‌اند که در این گروه از مطالعات اثر نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات و واردات نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

بهمنی اسکویی و دیگران[1] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای به بررسی رابطه تلاطم نرخ ارز و تجارت کالایی آمریکا با سایر نقاط جهان در سطح صنعت با استفاده از داده‌های ماهیانه ژانویه ۱۹۹۱ تا دسامبر ۲۰۰۷ و روش هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته‌اند. مدل مقاله به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\ln X_{i,t}^{US} = a_1 + b_1 \ln Y_t^{W} + c_1 \ln REFX_t + d_1 \ln VOL_t + \varepsilon_t$$
$$\ln M_{i,t}^{US} = a_2 + b_2 \ln Y_t^{US} + c_2 \ln REFX_t + d_2 \ln VOL_t + \mu_t$$

که در آن $X^{US}_{i,t}$ و $M^{US}_{i,t}$ به ترتیب صادرات آمریکا از کالای i به سایر نقاط دنیا و واردات این کشور از کالای i از سایر نقاط دنیا می‌باشند. Y^{w}_{t} و Y^{US}_{t} به ترتیب درآمد جهان و آمریکا، $REFX_t$ نرخ ارز مؤثر واقعی و VOL_t تلاطم نرخ ارز مؤثر واقعی می‌باشد که از مدل خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته[2] (GARCH) به دست آمده است. طبق مبانی نظری انتظار بر این است که $b_1, b_2 > 0$، $c_1 < 0$ و $c_2 > 0$ و d_1 و d_2 می‌توانند مثبت یا منفی باشند. نتایج نشان می‌دهد که تنها ۳۶ درصد از صنایع وارداتی و ۳۰ درصد از صنایع صادراتی مورد مطالعه به‌طور معنی‌داری از طریق تلاطم نرخ ارز تحت تأثیر قرار می‌گیرند. همچنین در بلندمدت تنها تراز تجاری ۲۰ درصد از صنایع در اثر تضعیف ارزش دلار بهبود پیدا می‌کند.

1. Bahmani-Oskooee et al.
2. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity .

سلیمانی و چووا[1] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی اثر تلاطم نرخ ارز روی جریانات تجاری صنعتی بین مالزی و چین در سطح صنعت با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۰ و روش هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته‌اند. مدل مقاله به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\ln X_t^M = a_1 + b_1 \ln Y_t^C + c_1 \ln REX_t + d_1 \ln VOL_t + \varepsilon_t$$
$$\ln M_t^M = a_2 + b_2 \ln Y_t^M + c_2 \ln REX_t + d_2 \ln VOL_t + \mu_t$$

که در آن X^M_t و M^M_t به ترتیب صادرات و واردات مالزی از صنعت i می‌باشد. Y^c_t و Y^M_t به ترتیب درآمد چین و مالزی، REX_t نرخ ارز واقعی دوطرفه (به‌صورت یوان بر حسب رینگیت) و VOL_t تلاطم نرخ ارز واقعی می‌باشد که به‌علت تعداد کم مشاهدات، انحراف معیار ۱۲ ماهه نرخ ارز واقعی در هر سال می‌باشد. طبق مبانی نظری انتظار بر این است که $b_1, b_2 > 0$، علامت c_1 و c_2 بستگی به کشش تقاضای واردات برای کالای i دارد، اگر تقاضای واردات چین و مالزی برای کالای i باکشش باشد انتظار می‌رود $c_1 < 0$ و $c_2 > 0$ باشد و در مقابل اگر تقاضای واردات این دو کشور بی‌کشش باشد انتظار می‌رود $c_1 > 0$ و $c_2 < 0$ باشد. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز اثر مثبتی روی اکثر صنایع مورد مطالعه دارد.

بهمنی اسکویی و آفتاب[2] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نامتقارن تلاطم نرخ ارز روی جریان تجاری بین آمریکا و مالزی در سطح صنعت و با استفاده از داده‌های ماهیانه آوریل ۲۰۰۱ تا دسامبر ۲۰۱۵ و روش اقتصادسنجی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی پرداختند. مدل استفاده شده در این مطالعه به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\ln X_{i,t}^{MY} = a_1 + b_1 \ln IP_t^{US} + c_1 \ln REX_t + d_1 \ln V_t + \varepsilon_t$$
$$\ln M_{i,t}^{MY} = a_2 + b_2 \ln IP_t^{ML} + c_2 \ln REX_t + d_2 \ln V_t + \mu_t$$

که در آن $X^{MY}_{i,t}$ و $M^{MY}_{i,t}$ به ترتیب صادرات واقعی مالزی از کالای i به آمریکا و واردات واقعی این کشور از کالای i از آمریکا می‌باشند. IP^{US}_t و IP^{ML}_t به ترتیب تولید صنعتی آمریکا و مالزی، REX_t نرخ ارز واقعی دوطرفه و V_t تلاطم نرخ ارز واقعی می‌باشد

1. Soleymani and Chua .
2. Bahmani-Oskooee and Aftab .

که از مدل GARCH استخراج شده است. طبق مبانی نظری انتظار بر این است که ، $c_1 > 0$ و $c_2 < 0$ و d_1 و d_2 می‌توانند مثبت یا منفی باشند. نتایج نشان می‌دهد که استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی غیرخطی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت ۱/۳ از صنایع را تأیید می‌کند. همچنین این رویکرد صنایع متأثر از افزایش تلاطم نرخ ارز را از صنایع متأثر از کاهش تلاطم نرخ ارز، تفکیک می‌کند.

بهمنی اسکویی و هاروی[1] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای رابطه بین تلاطم نرخ ارز و تجارت کالا میان آمریکا و فیلیپین در سطح صنعت را با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۹۷۳-۲۰۱۲ و روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطا بررسی کرده‌اند. مدل استفاده شده در مقاله به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\ln X_{i,t}^{US} = a_1 + b_1 \ln Y_t^{PH} + c_1 \ln REX_t + d_1 \ln VOL_t + \varepsilon_t$$
$$\ln M_{i,t}^{US} = a_2 + b_2 \ln Y_t^{US} + c_2 \ln REX_t + d_2 \ln VOL_t + \mu_t$$

که در آن $X^{US}_{i,t}$ و $M^{US}_{i,t}$ به ترتیب صادرات آمریکا از کالای i به فیلیپین و واردات این کشور از کالای i از فیلیپین می‌باشند. Y^{PH}_t و Y^{US}_t به ترتیب درآمد فیلیپین و آمریکا، REX_t نرخ ارز واقعی دوطرفه و VOL_t تلاطم نرخ ارز واقعی می‌باشد که انحراف معیار ۱۲ ماهه نرخ ارز واقعی در هر سال می‌باشد. طبق مبانی نظری انتظار بر این است که $b_1, b_2 > 0$ ، $c_1 < 0$ و $c_2 > 0$ و d_1 و d_2 می‌توانند مثبت یا منفی باشند. نتایج نشان می‌دهد که تنها ۲۸ صنعت وارداتی تحت تأثیر نااطمینانی نرخ ارز قرار می‌گیرند. همچنین برای بررسی بیشتر رابطه نرخ ارز و صادرات و واردات می‌توان به مطالعه مروری بهمنی اسکویی و هگرتی (۲۰۰۷) مراجعه نمود.

۲-۲. مطالعات داخلی

گروه اول مطالعاتی که رابطه نرخ ارز و تراز تجاری را بررسی کردند. اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵) به بررسی وجود منحنی جی در رابطه تجاری بین ایران و آلمان با استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطای برداری و داده‌های فصلی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۴ پرداخته‌اند. مدل استفاده شده در این تحقیق به‌صورت زیر است: $LTB_t = a + bLREX_t + cLYG_t + dLYI_t + \varepsilon_t$ که در آن tb تراز تجاری به‌صورت نسبت

1. Bahmani-Oskooee and Harvey .

صادرات ایران به آلمان به واردات ایران از آلمان، REX نرخ ارز واقعی یورو وYG و YI به‌ترتیب تولید ناخالص داخلی آلمان و ایران هستند. نتایج نشان می‌دهد که پدیده منحنی جی در رابطه تجاری بین ایران و آلمان وجود ندارد. هم‌چنین علامت متغیر تولید ناخالص داخلی ایران و آلمان به ترتیب منفی و مثبت بوده است، هر چند ضریب متغیرYG معنی‌دار نیست.

مهرآرا و عبدی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسن و مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و داده‌های سالانه دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ پرداختند. شکل لگاریتمی مدل استفاده شده در این تحقیق به‌صورت $\ln tb = \beta_0 + \beta_1 \ln y + \beta_2 \ln y^* + \beta_3 \ln rer + \varepsilon$ می‌باشد که در آن tb نسبت واردات به صادرات غیرنفتی (به عنوان معیاری از تراز تجاری غیرنفتی)، y درآمد واقعی ایران، y^* درآمد واقعی شرکای تجاری ایران و rer نرخ ارز واقعی که در این مطالعه شامل دو شاخص یعنی نرخ ارز واقعی بر اساس نرخ بازار موازی و نرخ ارز مؤثر رسمی می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول داخلی حتی قادر است در کوتاه‌مدت تراز تجاری را بهبود بخشد، بنابراین شواهدی در خصوص منحنی جی در اقتصاد ایران وجود ندارد.

معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۲-۱۹۹۲ تا ۴-۲۰۰۴ و الگوی تصحیح خطای برداری و توابع واکنش به ضربه پرداختند. مدل این تحقیق مدل تراز تجاری رز و یلن (۱۹۸۹) به‌صورت زیر می‌باشد:

$$TB_t = a + b \ln YS_t + c \ln Y_t + d \ln REER_t + u_t$$

که در آن TB تراز تجاری ایران به‌صورت نسبت صادرات غیرنفتی کل به واردات کل، YS تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای طرف تجاری ایران، Y تولید ناخالص داخلی ایران و REER نرخ ارز مؤثر واقعی می‌باشند، نتایج نشان می‌دهد که پدیده منحنی جی برای ایران تأیید می‌شود.

کازرونی و مجیری (۱۳۸۹) به بررسی اثر کاهش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری این کشور با استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و

الگوی تصحیح خطا و داده‌های سالانه دوره ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. مدل استفاده شده در این تحقیق به‌صورت $\ln TB_t = b_0 + b_1 \ln RE_{j,t} + b_2 \ln Y_{IR,t} + b_3 \ln Y_{j,t} + \varepsilon_t$ می‌باشد که در آن TB تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات، Y_{IR} درآمد واقعی ایران، Y_j درآمد واقعی شریک تجاری و RE_j نرخ ارز واقعی دوجانبه بین ریال ایران و پول رایج هر یک از شرکای تجاری j می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که وجود منحنی جی در کوتاه‌مدت بین ایران با چین و امارات تأیید شده و در بقیه موارد رد شده است. هم‌چنین در بلندمدت، وجود منحنی جی تنها بین ایران با امارات تأیید شده و در مورد سایر کشورها رد شده است.

راسخی و رستمی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی وجود منحنی جی دو جانبه میان ایران و شرکای تجاری آسیایی و اروپایی منتخب با استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و داده‌های سالانه دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. مدل استفاده شده در این مطالعه مدل رز و یلن به‌صورت $\ln TB_t = a + b \ln RE_{j,t} + c \ln Y_{IR,t} + d \ln Y_{j,t} + \varepsilon_t$ می‌باشد که در آن TB تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات، Y_{IR} درآمد واقعی ایران، Y_j درآمد واقعی شریک تجاری و RE_j نرخ ارز واقعی ایران با شریک تجاری j می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که وجود منحنی جی دو جانبه تنها میان ایران و امارات تأیید می‌شود.

محمدی و آریابد (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز واقعی مؤثر روی تراز تجاری ایران با کره‌جنوبی با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و داده‌های فصلی دوره ۱-۱۹۹۶ تا ۴-۲۰۰۸ پرداختند، مدل تحقیق مدل تراز تجاری رز و یلن به‌صورت $TB = f(Y_t, Y_t^*, RER)$ می‌باشد که در آن TB تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات، Y تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، Y^* تولید ناخالص داخلی واقعی کره‌جنوبی و RER نرخ ارز واقعی می‌باشند. نتایج حاصل از توابع واکنش به ضربه نشان می‌دهد که وضعیت تراز تجاری در کوتاه‌مدت بهبود و در بلندمدت بدتر شده است و شواهدی از وجود منحنی جی معکوس در این مطالعه یافت شده است.

احمدی شادمهری و احمدیان یزدی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با آلمان و با استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و داده‌های سالانه ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ پرداختند. مدل استفاده شده در این مطالعه به‌صورت $\ln TB_t = a + b \ln RE_t + c \ln RGI_t + d \ln RGG_t + \varepsilon_t$ است که در آن TB تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات غیرنفتی ایران به آلمان به واردات از آلمان، RE نرخ ارز واقعی به‌صورت

حاصل‌ضرب نرخ ارز اسمی در نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده آلمان به شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران، RGI تولید ناخالص داخلی واقعی ایران و RGG تولید ناخالص داخلی آلمان می‌باشند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده تأیید وجود منحنی جی در روابط تجاری بین ایران و آلمان است.

عامری گلستان و دیگران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری ایران با شش شریک عمده تجاری با استفاده از روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و داده‌های تجمیعی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۸ پرداخته‌اند. مدل استفاده شده در این تحقیق به‌صورت زیر می‌باشد.

$$LTB = \beta_0 + \beta_1 LGDP_{i,t} + \beta_2 LGDP_{j,t} + \beta_3 LBEXR_{i,t} + \beta_4 LVOL_{i,t} + \varepsilon_t$$

که در آن LTB لگاریتم تراز تجاری ایران به‌صورت نسبت مجموع صادرات ایران به شش شریک تجاری به مجموع واردات ایران از این شش شریک تجاری است. $LGDP_i$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران، $LGDP_i$ لگاریتم مجموع تولید ناخالص داخلی شش شریک عمده تجاری ایران، LBEXR لگاریتم متوسط وزنی نرخ ارز رسمی دوجانبه ایران با هر یک از شرکای تجاری و LVOL لگاریتم تلاطم نرخ ارز محاسبه‌شده با استفاده از روش میانگین متحرک پنج ساله هستند. نتایج نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی ایران و تلاطم نرخ ارز تأثیری منفی بر تراز تجاری می‌گذارد و رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مثبت است. هم‌چنین از آنجا که در مدل تصحیح خطا ضرایب متغیرهای باوقفه نرخ ارز مثبت هستند بنابراین منحنی جی تأیید نشده است.

خسروی و محسنی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل یوهانسن–جوسیلیوس و داده‌های دوره ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۰ پرداختند. آنها برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز از خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی استفاده کرده‌اند، شکل لگاریتمی مدل به‌کار رفته در این مطالعه مدل تراز تجاری رز و یلن به‌صورت $\ln TB_t = a + b\ln Y_{ir,t} + c\ln Y_{j,t} + d\ln REEX_{j,t} + e\ln REXU_{j,t} + u_t$ می‌باشد که در آن TB تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات، Y_{IR} تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، Y_j تولید ناخالص داخلی واقعی شریک تجاری، $REEX_j$ نرخ ارز مؤثر واقعی و REU نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی هستند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی نرخ

ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر تراز تجاری کشاورزی ایران دارد. هم‌چنین رابطه بین نرخ ارز مؤثر واقعی و درآمد شرکای تجاری با تراز تجاری کشاورزی ایران مثبت است و درآمد ایران تأثیر منفی بر این متغیر دارد.

رجبیان و سلیمی‌فر (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با ترکیه با استفاده از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا و داده‌های سالانه ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. شکل لگاریتمی مدل استفاده شده در این مطالعه به‌صورت $\ln TB_t = a + b\ln RE_t + c\ln RGI_t + d\ln RGT_t + \varepsilon_t$ است که در آن TB تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات غیرنفتی ایران به ترکیه به واردات از ترکیه، RE نرخ ارز واقعی، RGI تولید ناخالص داخلی واقعی ایران و RGT تولید ناخالص داخلی ترکیه می‌باشند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نرخ ارز واقعی تأثیر مثبتی بر تراز تجاری دارد اما این رابطه در بلندمدت مشاهده نشده است. هم‌چنین RGI و RGT به‌ترتیب تأثیر منفی و مثبتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تراز تجاری دارند.

گروه دوم مطالعاتی که به بررسی رابطه بین نرخ ارز و صادرات و واردات پرداخته‌اند که در این گروه از مطالعات اثر نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات و واردات نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

زمانی و مهرابی بشرآبادی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۶ و روش هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته‌اند. مدل مطالعه به‌صورت زیر است.

$$LEX_t = a_1 + b_1 LGDPF_t + c_1 LRER_t + d_1 LV_t + e_1 LOR_t + \varepsilon_t$$
$$LIM_t = a_2 + b_2 LGDPI_t + c_2 LRER_t + d_2 LV_t + e_2 LOR_t + \eta_t$$

که در آن EX و IM به ترتیب صادرات و واردات محصولات کشاورزی، GDPF و GDPI به ترتیب تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای طرف تجاری ایران و ایران، RER نرخ ارز واقعی، V نوسانات نرخ ارز واقعی که از مدل خودبازگشتی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته بدست آمده است و OR درآمدهای نفتی می‌باشند. با توجه به دیدگاه دو مکتب سنتی و ریسک سبد دارایی، انتظار می‌رود علامت نوسانات نرخ ارز بر تجارت به ترتیب منفی یا مثبت باشد. نتایج نشان می‌دهد که نوسان نرخ ارز واقعی با یک وقفه در

بلندمدت اثر منفی بر صادرات دارد و نوسان نرخ ارز واقعی در بلندمدت اثر مثبت و در کوتاه‌مدت اثر منفی بر واردات محصولات کشاورزی دارد.

جعفری صمیمی و دیگران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر نرخ ارز بر واردات ایران با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۸ و روش هم‌جمعی و تصحیح خطا پرداخته‌اند. مدل واردات ایران به‌صورت $LIMP = f(LGDP, LRECH, UNCERT)$ که در آن IMP واردات ایران، GDP تولید ناخالص داخلی ایران، UNCERT نااطمینانی نرخ ارز که از مدل خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی محاسبه شده است و RECH نرخ ارز واقعی به‌صورت $RECH = E(P^f/P)$ که در آن P^f سطح قیمت کالاهای خارجی، P سطح قیمت‌های داخلی و E نرخ ارز اسمی می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه منفی و معنی‌دار بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و واردات وجود دارد.

سعادت و دیگران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات ایران به ونزوئلا با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۲ و روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته‌اند. مدل صادرات ایران به‌صورت زیر می‌باشد.

$$LEX_t = a + bLGDP_t^V + cLER_t + dlVER_t + \varepsilon_t$$

که در آن EX صادرات ایران به ونزوئلا، GDP^V تولید ناخالص داخلی ونزوئلا، ER نرخ ارز مؤثر واقعی دو طرفه (بولیوار–ریال)، VER نااطمینانی نرخ ارز که از مدل خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته بدست آمده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب نااطمینانی نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر معنی‌دار و منفی بر صادرات ایران به ونزوئلا دارد ولی در بلندمدت اثر معنی‌داری بر صادرات مشاهده نمی‌شود.

۳. روش‌شناسی و مدل تجربی تحقیق

از آنجا که در این مطالعه برای استخراج مقادیر عددی نااطمینانی نرخ ارز واقعی از مدل تلاطم تصادفی استفاده می‌گردد، بنابراین در این بخش و در ابتدا مدل تلاطم تصادفی تشریح و سپس مدل پژوهش ارائه می‌گردد.

۳-۱. مدل تلاطم تصادفی (SVM)

مدل تلاطم تصادفی به عنوان جایگزینی برای مدل‌های خانواده خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی انگل[1] (۱۹۸۲) و بولرسلف[2] (۱۹۸۶) توسط تیلور[3] (۱۹۸۲،۱۹۸۶) و توچن و پایتس[4] (۱۹۸۳) معرفی شد. این مدل شامل دو فرایند تصادفی یکی برای مشاهدات و دیگری برای تلاطم‌های پنهان است بنابراین واقع گرایانه‌تر و انعطاف‌پذیرتر از مدل‌های نوع ARCH می‌باشد. یکی از دلایل اصلی استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی توانایی این مدل‌ها برای مدل‌سازی تلاطم می‌باشد[5]. به پیروی از تیلور (۱۹۸۶، ۱۹۹۴)، جاکویر و دیگران[6] (۱۹۹۴)، کیم و دیگران[7] (۱۹۹۸) و میر و یو[8] (۲۰۰۰) مدل ساده SV به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$
\begin{aligned}
&Y_t = \exp(h_t/2)\varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \\
&h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t \quad , \quad \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2) \\
&\mathrm{corr}(\varepsilon_t, \eta_t) = \rho
\end{aligned}
\qquad (10
$$

که در آن Y_t مشاهدات در زمان t است. $h_t = \log\sigma_t^2$ لگاریتم تلاطم است و فرض می‌شود که یک فرایند پایای خودبازگشت مرتبه اول (AR(1)) با پارامتر ϕ، $(|\phi|<1)$ است، یعنی فرض می‌شود فرایند لگاریتم تلاطم پایا است. در شرایط استاندارد جملات اخلال ε_t و η_t مستقل هستند، یعنی ضریب همبستگی بین ε_t و η_t برابر صفر $(\rho=0)$ است، اما اگر جملات اخلال ε_t و η_t مستقل نباشند، یعنی $\rho\neq 0$ باشد در این صورت مدل تلاطم تصادفی، مدل تلاطم تصادفی نامتقارن[9] (ASV) نامیده می‌شود. حال اگر $\rho<0$ باشد نشان‌دهنده وجود اثر اهرمی است، یعنی اگر Y_t یک بازده مثبت (منفی) را تجربه کند در این صورت تلاطم در مشاهده بعدی تمایل به کاهش (افزایش) را خواهد داشت[10]. هم‌چنین

1. Engle .
2. Bollerslev .
3. Taylor .
4. Tauchen and Pitts .

۵. میر و یو (۲۰۰۰)، ص ۱۹۸.

6. Jacquier et al.
7. Kim et al.
8. Meyer and Yu .
9. Asymmetric Stochastic Volatility .

۱۰. ناکاجیما و اوموری (۲۰۱۰)، ص ۳۶۹۱.

در مدل بالا ϕ می‌تواند به‌عنوان ثبات در تلاطم و σ_η به عنوان تلاطم در h_t تفسیر گردد[۱].

در ارتباط با مزیت‌های مدل تلاطم تصادفی نسبت به خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته چندین مطالعه وجود دارد که به برخی از آنها اشاره می‌گردد. در مقاله‌ای دنیلسون[۲] (۱۹۹۸) با استفاده از یک مطالعه تجربی چندین مدل ARCH را با مدل SV مقایسه کرده است و در همه حالت‌ها به این نتیجه رسیده که مدل SV بهتر از مدل ARCH عمل می‌کند. فرناندز ویلاورده و روبیو رامیرز[۳] (۲۰۱۰) در مقاله خود به این نتیجه رسیده‌اند که هیچ مزیتی برای استفاده از مدل خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته به‌جای مدل تلاطم تصادفی مشاهده نکرده‌اند. زیرا ۱- مدل GARCH یک درجه آزادی کمتر از مدل SV دارد. ۲- مدل GARCH مانع از این می‌شود که بتوان به‌راحتی سطح متغیر را از شوک‌های تلاطم جدا کرد. و ۳- مدل GARCH داده‌ها را به شکل بدی نسبت به مدل SV برازش می‌کند. هم‌چنین شفارد[۴] (۱۹۹۶) در مقاله‌ای مدل SV و GARCH را با استفاده از داده‌های سری زمانی برآورد نموده و نتایج تجربی نشان داده است که مدل‌های SV از نظر تجربی موفق‌تر از مدل‌های GARCH هستند.

بوون و دیگران (۲۰۱۲) مزایای استفاده از مدل تلاطم تصادفی در مقایسه با مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته را به این صورت بیان کرده‌اند: ۱-مدل‌های SV یک تفسیر اقتصادی طبیعی را از تلاطم ارائه می‌دهند. ۲-پیوند دادن مدل‌های انتشار با زمان پیوسته[۵] با مدل‌های SV آسان‌تر است. ۳-مدل‌های SV نسبت به مدل‌های GARCH برای مدل‌سازی داده‌های سری‌زمانی منعطف‌ترند[۶].

روش‌های مختلفی برای برآورد مدل‌های تلاطم تصادفی معرفی شده است. روش‌هایی با کارایی کمتر همانند روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[۷] (GMM)، روش شبه‌حداکثر راست‌نمایی[۸] (QML) و روش تابع مشخصه تجربی[۹] (ECF). روش‌هایی بر مبنای راست‌نمایی کامل

---

۱. کیم و دیگران (۱۹۹۸)، ص ۳۶۲.

2. Daníelsson .

3. Fernández-Villaverde & Rubio-Ramírez.

4. Shephard .

5. Continuous-time Diffusion Models.

۶. بوون و دیگران (۲۰۱۲)، ص ۲۵.

7. Generalized Method of Moments.

8. Quasi-Maximum Likelihood.

9. Empirical Characteristic Function.

همانند روش حداکثر راست‌نمایی شبیه‌سازی‌شده[1] (SML)، روش حداکثر راست‌نمایی عددی[2] (NML) و روش بیزی مونت کارلوی زنجیره مارکوف[3] (MCMC).

اندرسون و دیگران[4] (۱۹۹۹) 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 ابزار برآورد می‌باشد. این روش معمولاً در ادبیات به‌عنوان معیاری برای کارایی مورد توجه قرار می‌گیرد. به‌علاوه (به‌عنوان یک نتیجه جانبی برآورد پارامترها) روش MCMC برآوردهای مطمئن‌تر و هموارتری[5] را از متغیرهای پنهان ارائه می‌دهد، زیرا این روش فضای پارامترها را با در نظر گرفتن متغیرهای پنهان افزایش می‌دهد. هم‌چنین برخلاف اغلب روش‌های تکرارشونده که منطق‌شان بر اساس استدلال‌های مجانبی[6] 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 به‌میزان زیادی در برآورد مدل‌های SV تک متغیره استفاده شده است[7].

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

۳-۲. مدل تحقیق

در این مطالعه از مدل تراز تجاری رز و یلن برای بررسی اثر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ ارز واقعی روی تراز تجاری ایران استفاده شده است، همچنین برای بررسی دقیق‌تر اثر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن روی تجارت مدل صادرات غیرنفتی و واردات ایران نیز برآورد می‌گردد، بنابراین شکل لگاریتمی مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات ایران به

1. Simulated Maximum Likelihood.
2. Numerical Maximum Likelihood.
3. Bayesian Markov Chain Monte Carlo.
4. Andersen and et al.
5. Smoothed Estimates.
6. Asymptotic Arguments.

۷. یو و میر (۲۰۰۶)، ص ۳۶۲-۳۶۳.

شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RER_t + \alpha_2 \ln VRER + \alpha_3 \ln GDPI_t + \alpha_4 \ln GDPW_t + u_t \quad (11$$
$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDPW_t + \beta_2 \ln RER_t + \beta_3 \ln VRER_t + \varepsilon_t$$
$$\ln M_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDPI_t + \gamma_2 \ln RER_t + \gamma_3 \ln VRER_t + \sigma_t$$

که در این جا TB تراز تجاری ایران که به‌صورت نسبت صادرات غیرنفتی به واردات تعریف می‌شود. X صادرات غیرنفتی ایران، M واردات ایران، RER نرخ ارز واقعی که به‌صورت $RER = NER(P^W/P^I)$ تعریف می‌شود و در آن NER نرخ ارز بازار آزاد (ریال/دلار)، P^W شاخص قیمت مصرف‌کننده جهانی و P^I شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران است، GDPI تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، GDPW تولید ناخالص داخلی واقعی جهانی و $VRER_t$ نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی که از مدل SV بدست می‌آید را نشان می‌دهد. همچنین متغیر درآمدهای نفتی در برآورد با روش هم‌جمعی یوهانسن–جوسیلیوس به عنوان یک متغیر برون‌زا وارد مدل‌های فوق می‌شود. در این صورت متغیر درآمدهای نفتی در برآورد ضرایب بلندمدت ظاهر نمی‌گردد، اما در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت متغیر درآمدهای نفتی لحاظ می‌شود.

در نظر گرفتن متغیر تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات چندین مزیت دارد که عبارتند از: اولاً، این متغیر نسبت به واحد اندازه‌گیری صادرات و واردات حساس نیست. ثانیاً، نسبت به اسمی یا واقعی بودن صادرات و واردات حساس نیست. ثالثاً، در تعریف معمول تراز تجاری به‌صورت تفاضل صادرات با واردات اگر واردات بیش از صادرات باشد علامت تراز تجاری منفی خواهد شد و بنابراین امکان لگاریتم‌گیری از آن نخواهد بود ولی با تعریف جدید این مشکل برطرف می‌گردد. در نهایت، تراز تجاری به‌صورت نسبت صادرات به واردات دقیقاً شرط مارشال–لرنر را نتیجه می‌دهد[1].

طبق مبانی نظری در شرایط طبیعی انتظار می‌رود که درآمد کشور داخلی اثر منفی روی تراز تجاری و اثر مثبت روی واردات داشته باشد، زیرا با افزایش درآمد کشور داخلی واردات از کشورهای دیگر افزایش می‌یابد و به تبع آن تراز تجاری کاهش می‌یابد. هر

۱. دش (۲۰۱۳)، ص ۳۲۱.

چند اگر افزایش در درآمد کشور داخلی منجر به افزایش تولید کالاهای جانشین واردات گردد، واردات کاهش و تراز تجاری بهبود می‌یابد. با توجه به همین استدلال، درآمد کشور خارجی نیز می‌تواند اثر مثبت یا منفی روی تراز تجاری و صادرات داشته باشد. هم‌چنین اگر افزایش در نرخ ارز واردات را کاهش و صادرات را افزایش دهد که به معنای بهبود در تراز تجاری است انتظار می‌رود $\alpha_1, \beta_2 > 0$ و $\gamma_2 < 0$ باشد[1]. البته باید در نظر داشت که طبق مبانی نظری اثر نهایی نرخ ارز روی صادرات و واردات و به تبع آن روی تراز تجاری بستگی به کشش‌های تقاضای صادرات و واردات دارد که می‌تواند ضریب نرخ ارز را در سه معادله فوق مثبت یا منفی نماید. در نهایت با توجه به استدلال بیان شده در بخش مبانی نظری اثر نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات، واردات و تراز تجاری نیز می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده جهانی، شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و تولید ناخالص داخلی جهانی از منابع اطلاعاتی صندوق بین‌المللی پول (IFS) و داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی ایران، نرخ ارز بازار آزاد و صادرات غیرنفتی و واردات از منابع بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است. هم‌چنین در این مطالعه از داده‌های فصلی دوره ۱-۱۳۷۴ تا ۴-۱۳۹۵ استفاده شده است.

حال قبل از برآورد مدل تراز تجاری برای ایران باید شاخص نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی با استفاده از مدل تلاطم تصادفی نامتقارن (ASV) استخراج شود.

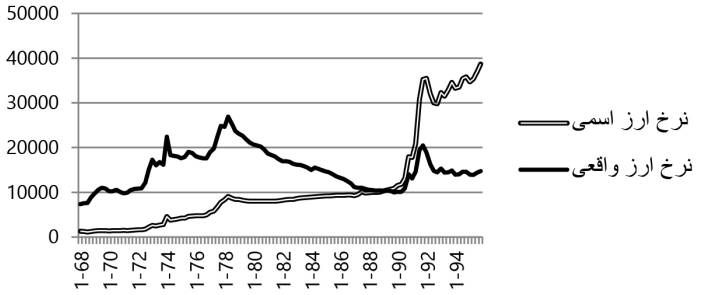
۴. یافته‌های تحقیق

۴-۱. محاسبه نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل ASV

همان‌طورکه قبلاً بیان گردید نرخ ارز واقعی به‌صورت $RER = NER(P^W/P^I)$ تعریف می‌شود. نمودار ۱ نرخ ارز اسمی و واقعی را جهت مقایسه نشان می‌دهد.

با توجه به نمودار ۱، تقریباً در اغلب دوره مورد بررسی نرخ ارز اسمی افزایشی بوده است اما با این وجود در مقاطعی نرخ ارز واقعی کاهش یافته است که این مسأله ناشی از ایجاد تورم حاصل از افزایش نرخ ارز اسمی می‌باشد که منجر به کاهش نسبت P^W/P^I شده و به تبع آن موجب کاهش نرخ ارز واقعی شده است.

۱. کیوفیلاوونگ و دیگران (۲۰۱۳)، ص ۸۳۴



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱ـ نرخ ارز اسمی و واقعی

از آنجا که Winbugs نرم‌افزاری است که بر مبنای روش MCMC مدل ASV را برآورد می‌کند، بنابراین در این مقاله برای برآورد مدل ASV و استخراج مقادیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی از این نرم‌افزار استفاده شده است. توزیع پیشین پارامترهای مدل ASV برای نرخ ارز مؤثر واقعی همانند توزیع پیشین پارامترهای مدل ASV برآوردشده در مطالعه اسماعیلی فلاح (۱۳۸۹) می‌باشد. هم‌چنین مدل با استفاده از دو زنجیره در نرم‌افزار اجرا گردید تا مقادیر آماره بروکس–جلمن–روبین[1] (BGR) برای بررسی هم‌گرایی برآوردهای پسین بدست آید.

جدول ۱ـ نتایج برآورد مدل ASV

پارامتر	ضریب	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ٪۹۵	٪۵ انحراف معیار	دقت برآورد پسین
μ	۵/۹۶۶–	۰/۳۵۱۹	۰/۰۰۳۵۴۵	[۶/۶۳۹–،۵/۲۶۹–]	۰/۰۱۷۵۹۵	مناسب
ϕ	۰/۷۸۷۲	۰/۰۶۷۷۸	۰/۰۰۰۹۴۳۹	[۰/۰،۶۳۷۷/۹۰۵۹]	۰/۰۰۳۳۸۹	مناسب
ρ	۰/۵۵۲۸	۰/۱۵۸۳	۰/۰۰۳۰۳۲	[۰/۰،۲۰۸۵/۸۲۵۸]	۰/۰۰۷۹۱۵	مناسب
σ_ε	۰/۰۵۱۵۶	۰/۰۵۰۶۱	۰/۰۰۰۱۴۹۳	[۰/۰،۰۳۶۱۶/۰۷۱۷۴]	۰/۰۰۲۵۳۱	مناسب
σ_η	۰/۶۸۹۶	۰/۱۴۶	۰/۰۰۳۲۳	[۰/۱،۴۴۱/۰۱۶]	۰/۰۰۷۳	مناسب

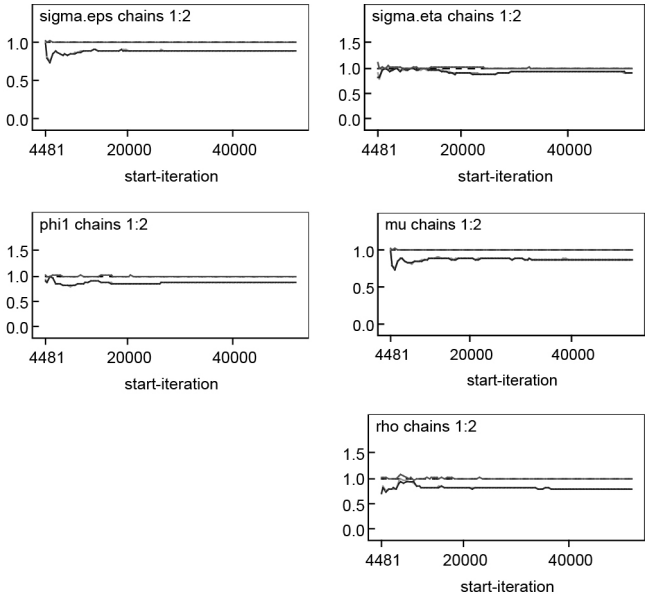
منبع: یافته‌های تحقیق

1. Brooks–Gelman–Rubin (BGR) statistic.

جدول (۱) نتایج برآوردهای پسین مدل ASV برای نرخ ارز واقعی مربوط به رابطه (۱۰) را با انجام ۱۰۰۰۰۰ تکرار و کنار گذاشتن ۴۰۰۰ تکرار اول نشان می‌دهد.

۴-۱-۱. تشخیص هم‌گرایی

طبق قاعده هرگاه مقادیر آماره BGR در محدوده یک باشد به‌معنای وقوع هم‌گرایی است[۱]. هم‌چنین هنگامی که دو زنجیره به‌طور همزمان در نرم‌افزار اجرا می‌گردد، نمودارهای trace و history هر زنجیره با رنگ متفاوتی نشان داده می‌شود، در این حالت اگر هر دو زنجیره روی هم قرار بگیرند می‌توان مطمئن بود که هم‌گرایی رخ داده است[۲]. نمودار ۲ مقادیر مربوط به آماره BGR (در این اشکال نموداری که مقادیر آن به یک نزدیکتر است همان آماره BGR می‌باشد) برای پارامترهای پسین را نشان می‌دهد، از آنجا که مقادیر این آماره در اطراف یک قرار دارد بنابراین هم‌گرایی در همه برآوردهای پسین رخ داده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

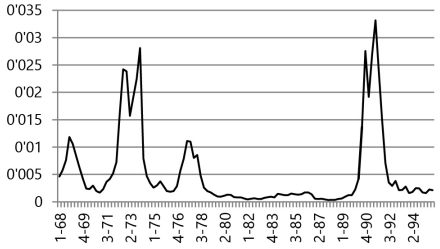
نمودار ۲ـ مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین

۱. کانگدان (۲۰۰۶)، ص ۱۶.
۲. اشپیگلهالتر و دیگران (۲۰۰۳)، ص ۵۴.

۴-۱-۲. دقت برآوردهای پسین

از سویی دیگر برای ارزیابی دقت برآوردهای پسین می‌توان از یک قاعده سرانگشتی استفاده کرد به این‌صورت که اگر خطای مونت کارلوی[1] (MCE) هر پارامتر برآوردی، کوچکتر از ۵ درصد انحراف معیار آن پارامتر باشد آن پارامتر برآوردی مناسب است[2]. با توجه به نتایج مربوط به جدول (۱) و قاعده سرانگشتی بیان‌شده همه پارامترهای پسین برآوردی از دقت لازم برخوردار و مناسب هستند. بعد از برآورد ضرایب مربوط به پارامترها حال مقادیر عددی نااطمینانی نرخ ارز واقعی برآورد می‌گردد که در نمودار (۳) نشان داده شده است.

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 اول سال ۱۳۷۴ اتفاق افتاده که علت آن 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 در نتیجه 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 سوم سال ۱۳۹۱ است که در این دوره نیز افزایش ناگهانی در نرخ ارز پدید آمده که دلایل آن تحریم‌های غرب علیه کشور به عنوان عامل اصلی و ورود تقاضای سوداگری به بازار ارز و هم‌چنین تشدید روز افزون آن از ناحیه نقدینگی‌های انباشت شده طی سال‌های قبل بود[3].



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳ـ نااطمینانی نرخ ارز واقعی

1. Monte Carlo Error

۲. اشپیگلهالتر و دیگران (۲۰۰۳)، ص ۵۵.

۳. ورتابیان کاشانی (۱۳۹۲)، ص ۱۳۱ و ۱۳۵.

۴-۲. آزمون ریشه واحد

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آماره آزمون با عرض از مبدا و بدون روند	نتیجه آزمون	آماره آزمون با عرض از مبدا و روند	نتیجه آزمون
LTB	-۲/۶۱	ناپایا	-۳/۱۸	ناپایا
DLTB	-۸/۷۶	پایا	-۸/۷۵	پایا
LX	-۰/۵۳	ناپایا	-۲/۵۱	ناپایا
DLX	-۱۰/۲۳	پایا	-۱۰/۱۷	پایا
LM	-۰/۴	ناپایا	-۲/۴۵۵	ناپایا
DLM	-۸/۶۵	پایا	-۸/۶۸	پایا
LGDPI	-۱/۱۳	ناپایا	-۱/۲۷	ناپایا
DLGDPI	-۴/۰۶	پایا	-۴/۰۵	پایا
LGDPW	۰/۴۳	ناپایا	-۳/۲	ناپایا
DLGDPW	-۵/۶۷	پایا	-۵/۶۷	پایا
LRER	-۲/۱۳	ناپایا	-۲/۶	ناپایا
DLRER	-۶/۱۷	پایا	-۶/۲۴	پایا
LVRER	-۲/۵	ناپایا	-۲/۶	ناپایا
DLVRER	-۵/۶۴	پایا	-۵/۶	پایا

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

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات از طریق آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گرفت. جدول (۲) نتایج آزمون پایایی برای متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد، همان‌طورکه مشاهده می‌شود در سطح معنی‌داری ٪۵ همه متغیرهای مدل در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند 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.

۴-۳. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR

در این بخش تعداد وقفه‌های بهینه مدل خودبازگشت برداری از طریق معیار شوارتز- بیزین (SBC) که در تعداد وقفه‌های بهینه صرفه‌جویی می‌کند، تعیین می‌شود. با توجه به این معیار، تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR برای مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات به ترتیب، ۵، ۵ و ۴ تعیین می‌گردد.

۴-۴. 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 ۳ـ تعداد بردارهای هم‌جمعی با توجه به آزمون‌های مختلف

مدل	آزمون حداکثر مقدار ویژه	آزمون اثر	معیار شوارتز-بیزین
تراز تجاری	۲	۲	۱
صادرات غیرنفتی	۳	۳	۳
واردات	۱	۱	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه، آزمون اثر و معیار شوارتز- بیزین برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی سه مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات را با وجود عرض از مبدأ در رابطه بلندمدت نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول (۳) برای مدل‌های واردات، تراز تجاری و صادرات غیرنفتی به ترتیب یک، دو و سه بردار بلندمدت

تأیید می‌شود. اما لازم است این دو و سه بردار بلندمدت برای تراز تجاری و صادرات غیرنفتی که از نظر آماری تأیید شده‌اند با توجه به مبانی نظری و سابقه تحقیق و نیز با گذاشتن قیود به روابطی ساختاری تبدیل شوند که در نتیجه تعداد بردارها برای تراز تجاری و صادرات غیرنفتی نیز به یک کاهش یافت. در نتیجه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات بعد از هنجارسازی (اعمال قید برابر یک بودن ضریب متغیر وابسته یعنی LTB) در جدول (۴) نشان داده شده است.

همان‌طورکه در جدول (۴) مشاهده می‌شود به‌غیر از ضرایب نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ ارز واقعی در مدل واردات که در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند سایر ضرایب برآوردی برای هر سه مدل در سطح ۱ و ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. علامت ضریب GDPI و GDPW برای هر سه مدل طبق انتظار است و نشان می‌دهد که اگر GDPI یک درصد افزایش یابد، واردات ۱/۵۳ درصد افزایش می‌یابد و تراز تجاری ۱/۱۹ درصد کاهش می‌یابد. همچنین اگر GDPW یک درصد افزایش یابد، صادرات غیرنفتی ۳/۰۵ درصد و تراز تجاری ۲/۵۲ درصد افزایش خواهند یافت.

جدول ٤ـ نتایج برآورد رابطه بلندمدت برای مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات

مدل	متغیر وابسته	متغیرهای مستقل				
		LGDPI	LGDPW	LRER	LVRER	عرض از مبدأ
تراز تجاری	LTB	۱/۱۹۳۱-** (۰/۵۱۰۱)	۲/۵۲۰۹*** (۰/۴۸۱۴)	۰/۴۷۷۸-*** (۰/۱۳۱۴)	۰/۰۷۸۷*** (۰/۰۲۸۹)	۵۸/۴۵۸-*** (۹/۳۹۰۴)
صادرات غیرنفتی	LX	–	۳/۰۴۵*** (۰/۰۸۸۰۴)	۰/۸۴۱۵-*** (۰/۱۵۵۹)	۰/۰۷۹۲*** (۰/۰۲۷۱)	۷۷/۱۳۵۹-*** (۳/۴۹۸۳)
واردات	LM	۱/۵۳۱۵*** (۰/۱۲۶۵)	–	۰/۲۲۲۱-* (۰/۱۳۳۴)	۰/۰۵۵۱-* (۰/۰۲۹۱)	۸/۵۹۲۵-*** (۱/۹۱۷۷)

توضیح: مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار و ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.
منبع: یافته‌های تحقیق

علامت ضریب نرخ ارز واقعی در هر سه مدل منفی است. این ضریب در مدل تراز تجاری و صادرات غیرنفتی در سطح یک درصد و در مدل واردات در سطح ۱۰ درصد

معنی‌دار می‌باشد و نشان می‌دهد که اگر نرخ ارز واقعی یک درصد افزایش یابد تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات به ترتیب ۰/۴۸، ۰/۸۴ و ۰/۲۲ درصد کاهش خواهند یافت.

علامت ضریب نااطمینانی نرخ ارز در مدل تراز تجاری و صادرات غیرنفتی مثبت و در مدل واردات منفی است. این ضریب در مدل تراز تجاری و صادرات غیرنفتی در سطح ۱ درصد و در مدل واردات در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد و نشان می‌دهد که اگر نااطمینانی نرخ ارز یک درصد افزایش یابد، تراز تجاری و صادرات غیرنفتی به ترتیب ۰/۰۷۸ و ۰/۰۷۹ درصد افزایش می‌یابند و واردات ۰/۰۵۵ درصد کاهش می‌یابد.

همچنین نتایج کوتاه‌مدت مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات در جدول (۵) نشان داده شده است. از آنجا که تعداد وقفه‌های مدل VAR در مدل‌های مورد بررسی بیش از یک و قابل تحلیل نیست، تنها نتایج مربوط به ضریب درآمدهای نفتی و جمله تصحیح خطا (ECT) برای بررسی دقیق‌تر در جدول منعکس شده است.

جدول ۵ـ نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت برای مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات

مدل	متغیر وابسته	متغیرهای مستقل		
		dLoil	ECM (-1)	R^2
تراز تجاری	dLTB	-۰/۰۳۹۲*** (۰/۰۱۰۶)	-۰/۸۴۶۸*** (۰/۱۹۳۶)	۰/۶۲۸
صادرات غیرنفتی	dLX	۰/۰۹۶۶۷*** (۰/۰۲۳۴)	-۰/۸۶۷۱*** (۰/۲۱۰۳)	۰/۵۶۷
واردات	dLM	۰/۱۲۱۹*** (۰/۰۲۴۲)	-۰/۶۶۸۷*** (۰/۱۳۷۳)	۰/۶۰۱

توضیح: مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار و *** معنی‌داری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵)، علامت ضریب درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت در مدل تراز تجاری منفی و در مدل صادرات غیرنفتی و واردات مثبت است و در هر سه مدل معنی‌دار می‌باشد و نشان می‌دهد که اگر درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت یک درصد افزایش یابد، تراز تجاری ۰/۰۳۹ درصد کاهش می‌یابد و صادرات غیرنفتی و واردات به ترتیب ۰/۰۹۷

و ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابند. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) در هر سه مدل معنی‌دار است و نشان می‌دهد که در هر دوره به ترتیب ۸۵، ۸۷ و ۶۷ درصد از عدم تعادل یک دوره در تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات در دوره بعد تعدیل می‌شود.

۴-۵. توابع واکنش به ضربه

از توابع واکنش به ضربه برای بررسی اثر یک انحراف معیار تغییر ناگهانی (شوک مصنوعی) در متغیرهای دیگر بر متغیر موردنظر استفاده می‌شود. به منظور بررسی نحوه واکنش متغیر مورد نظر نسبت به یک انحراف معیار شوک در سایر متغیرها دو روش وجود دارد. در روش اول که توسط سیمز[1] (۱۹۸۰) معرفی شد به‌طور معمول تحلیل پویای مدل‌های خودبازگشت برداری با استفاده از واکنش به ضربه متعامد[2] انجام می‌گیرد. در این روش با استفاده از تجزیه چولسکی[3] و قبل از واکنش به ضربه، شوک اساسی به مدل VAR، متعامد می‌شود. هر چند نتایج این روش در اثر تغییر ترتیب متغیرها در مدل VAR، تغییر می‌کند. اما روش دوم برای تحلیل واکنش به ضربه که توسط کوپ، پسران و پوتر[4] (۱۹۹۶) ابداع شد کاستی‌های گفته شده در بالا برای روش اول را ندارد. این روش به تحلیل واکنش به ضربه تعمیم‌یافته[5] معروف است. مزیت‌های روش دوم نسبت به روش اول این است که اولاً، نتایج روش دوم برخلاف روش اول در اثر تغییر ترتیب متغیرها در مدل VAR، تغییر نمی‌کند و ثانیاً، معمولاً در روش اول می‌توان اشکال مختلفی از مدل‌های ریاضی را برای محاسبه و بررسی واکنش به ضربه متعامد استفاده کرد و هیچ‌گونه روش مشخصی برای تعیین بهترین مدل وجود ندارد. در مقابل روش واکنش به ضربه تعمیم‌یافته منحصر به فرد است و به‌طور کامل الگوهای تاریخی همبستگی‌های مشاهده‌شده در میان شوک‌های مختلف را در نظر می‌گیرد[6]. در اینجا از روش دوم برای تحلیل استفاده شده است.

نمودار (۲) واکنش متغیر لگاریتم تراز تجاری ایران به یک انحراف معیار تغییر ناگهانی (شوک) در لگاریتم نرخ ارز واقعی، لگاریتم نااطمینانی نرخ ارز واقعی، لگاریتم تولید

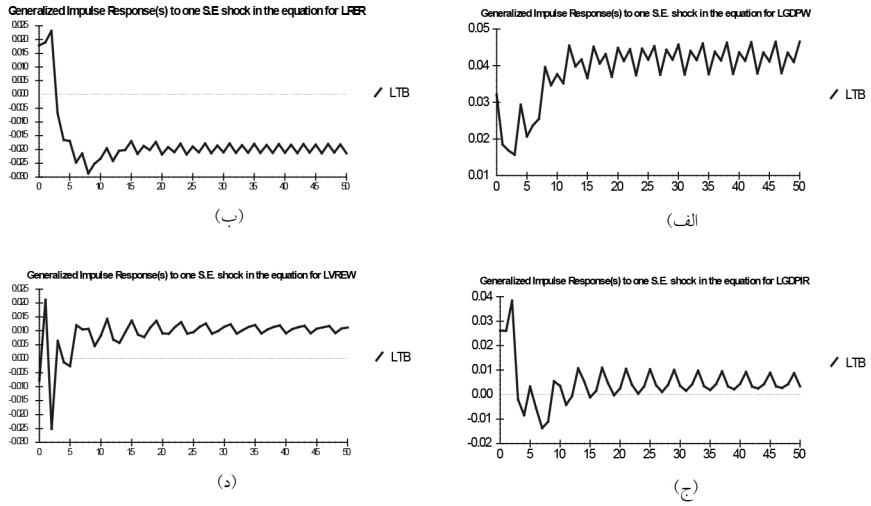
1. Sims.
2. Orthogonalized Impulse Responses.
3. Cholesky Decomposition.
4. Koop and et al.
5. Generalized Impulse Response Analysis.
۶. پسران و شین (۱۹۹۸)، ص ۱۷ و ۲۰.

ناخالص داخلی ایران و لگاریتم تولید ناخالص داخلی جهانی را نشان می‌دهد.

نمودار (۲-الف) نشان می‌دهد که اگر تولید ناخالص داخلی جهانی یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تراز تجاری ایران تا دوره سوم کاهشی است و بعد از آن به‌صورت نوسانی تا دوره دوازدهم افزایش می‌یابد و بعد از آن حول یک مقدار مشخص نوسان دارد.

نمودار(۲-ب) نشان می‌دهد که اگر نرخ ارز واقعی یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تراز تجاری ایران تا دوره دوم افزایش می‌یابد و سپس کاهش یافته و بعد از رسیدن به حداقل خود در دوره هشتم، در دوره‌های بعدی حول یک مقدار مشخص به‌صورت نوسانی ظاهر می‌شود.

نمودار (۲-ج) نشان می‌دهد که اگر تولید ناخالص داخلی ایران یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تراز تجاری ایران تا دوره اول کاهش می‌یابد، سپس بین دوره اول تا دوم افزایش یافته و در دوره دوم به حداکثر خود می‌رسد و از دوره دوم تا هفتم کاهش یافته و در این دوره به حداقل خودش می‌رسد و بعد از آن تا دوره نهم افزایش می‌یابد و از این دوره به بعد به‌صورت نوسانی و حول مقدار معینی ادامه مسیر می‌دهد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲ـ واکنش تراز تجاری ایران به یک انحراف معیار شوک در سایر متغیرهای مدل

نمودار (۲-د) نشان می‌دهد که اگر نااطمینانی نرخ ارز واقعی یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تراز تجاری ایران تا دوره اول افزایش می‌یابد و بعد آن تا دوره دوم کاهش یافته و در این دوره به حداقل خود می‌رسد، سپس تا در دوره ششم افزایش می‌یابد و بعد از آن حول یک مقدار مشخص به نوسان خودش ادامه می‌دهد.

جمع‌بندی و ملاحظات

نرخ ارز از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر اقتصاد است و در کشورهایی نظیر ایران که قسمت عمده درآمد دولت از محل عایدات ارزی ناشی از صدور مواد معدنی به ویژه نفت تأمین می‌شود، 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 مثبت یا منفی قرار دهد. بنابراین مدیریت نرخ ارز اهمیت بسیار بالایی دارد. این امر در شرایط فعلی اقتصاد کشور، به‌ویژه 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 تجارت ایران ضروری می‌باشد. به این جهت در این مطالعه تأثیر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر تجارت ایران بررسی شده است. بدین منظور ابتدا مقادیر مربوط به نااطمینانی نرخ ارز واقعی از طریق مدل تلاطم تصادفی نامتقارن و با استفاده از نرم‌افزار Winbugs استخراج و سپس اثر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر تجارت ایران با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری و روش هم‌جمعی یوهانسن-جوسیلیوس بررسی شد.

دلیل استفاده از الگوی تلاطم تصادفی در این تحقیق، انعطاف‌پذیری آن برای مدل‌سازی داده‌های سری‌زمانی نسبت به خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی و ارائه تفسیر اقتصادی طبیعی از تلاطم می‌باشد که از نوآوری‌های مطالعه حاضر است. هم‌چنین جهت بررسی دقیق‌تر و تحلیل عمیق‌تر اثر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر تجارت ایران، سه مدل تراز تجاری، صادرات غیرنفتی و واردات برآورد شدند تا مقایسه‌ای نیز بین نتایج این سه مدل انجام شود.

نتایج برآورد بلندمدت این سه مدل نشان می‌دهد که ضریب تولید ناخالص داخلی ایران در مدل واردات و تراز تجاری معنی‌دار بوده و به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر واردات و تراز

تجاری ایران دارد که این نتایج منطبق بر مبانی نظری است. یعنی با افزایش تولید ناخالص داخلی ایران واردات افزایش می‌یابد و همین امر موجب می‌شود تا وضعیت تراز تجاری بدتر شود. این مسأله نشان می‌دهد که اگر کشور سیاست تولید کالاهای جانشین واردات را در برنامه خود داشته، در این سیاست ناموفق بوده است. همچنین از آنجا که رابطه بین تولید ناخالص داخلی ایران و تراز تجاری منفی می‌باشد توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران از افزایش تولید ناخالص داخلی کشور در جهت تقویت زیرساخت‌های اقتصادی برای تولید کالاهای جانشین واردات و کالاهای داخلی دارای مزیت نسبی استفاده نمایند تا بدین وسیله صادرات غیرنفتی را تقویت و از بدتر شدن تراز تجاری جلوگیری کنند.

ضریب تولید ناخالص داخلی جهانی در مدل صادرات غیرنفتی و تراز تجاری معنی‌دار بوده و تأثیری مثبت بر هر دو صادرات غیرنفتی و تراز تجاری ایران دارد که این نتایج نیز منطبق با مبانی نظری می‌باشد. یعنی با افزایش تولید ناخالص داخلی جهانی و به تبع آن افزایش قدرت خرید جهانی، صادرات غیرنفتی ایران افزایش می‌یابد و این مسأله منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد. در این رابطه توصیه می‌گردد تا سیاست‌گذاران جهت بهبود روابط با کشورهای دنیا تلاش نمایند تا بتوانند از این ظرفیت جهت تقویت صادرات غیرنفتی و تراز پرداخت کشور استفاده کنند.

ضریب نرخ ارز واقعی در مدل صادرات غیرنفتی و تراز تجاری در سطح یک درصد و در مدل واردات در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است و علامت آن در هر سه مدل منفی است. رابطه منفی بین نرخ ارز واقعی و صادرات غیرنفتی ایران می‌تواند به دو دلیل عمده باشد. اولاً، همان‌طور که در نمودار ۱ نشان داده شد، اعمال سیاست کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز اسمی) به علت آثار تورمی که در بردارد می‌تواند منجر به افزایش تورم و در نتیجه کاهش نرخ ارز واقعی شده و در نهایت با توجه به بی‌کشش بودن صادرات غیرنفتی نسبت به نرخ ارز واقعی باعث ایجاد رابطه منفی بین نرخ ارز واقعی و صادرات غیرنفتی گردد. ثانیاً، از آنجا که افزایش نرخ ارز باعث کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای و مواد اولیه مورد نیاز برای تولید کالاهای صادراتی غیرنفتی می‌شود، بنابراین افزایش نرخ ارز از این طریق می‌تواند تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی داشته باشد. بنابراین لازم است تا برای دستیابی به اهداف سیاست‌های تعدیل از طریق کاهش ارزش پول داخلی همانند توسعه صادرات غیرنفتی، سیاست‌های پولی و مالی مناسبی نیز جهت کاهش تورم ناشی

از این تعدیل انجام گیرد، بنابراین سیاست‌گذاران می‌توانند ضمن استفاده از سیاست‌های ارزی و سیاست‌های حمایت و تشویق صادرات غیرنفتی، دیگر سیاست‌های کلان اقتصادی و تغییر و اصلاح ساختار تولید را نیز مورد توجه قرار دهند. همچنین رابطه منفی بین نرخ ارز واقعی و واردات مطابق مبانی نظری می‌باشد و همان‌طورکه در جدول نتایج بلندمدت مشاهده می‌شود، بدتر شدن تراز تجاری ایران ناشی از افزایش نرخ ارز به این علت است که میزان کاهش صادرات غیرنفتی از میزان کاهش واردات بیشتر است.

ضریب نااطمینانی نرخ ارز واقعی در مدل صادرات غیرنفتی و تراز تجاری در سطح ۱ درصد و در مدل واردات در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است و علامت آن برای صادرات غیرنفتی و تراز تجاری مثبت و برای واردات منفی است. تأثیر مثبت نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی می‌تواند به دو علت محتمل باشد. اولاً، ریسک‌پذیر بودن صادرکنندگان است به این معنی که تجار به امید افزایش سود انتظاری اقدام به افزایش صادرات نمایند. ثانیاً، ماهیت شوک‌های وارده بر نرخ ارز طی دوره مورد مطالعه است به این معنی که با توجه به این که اغلب شوک‌های وارده به نرخ ارز در ایران از نوع مثبت بوده است، لذا انتظارات صادرکنندگان به این صورت شکل گرفته است که روند نرخ ارز در آینده همواره افزایشی خواهد بود و در نتیجه اقدام به افزایش صادرات خواهند کرد. رابطه نااطمینانی نرخ ارز واقعی با واردات منفی است و با افزایش نااطمینانی نرخ ارز واقعی واردات کاهش می‌یابد. بنابراین رابطه مثبت نااطمینانی نرخ ارز واقعی با صادرات غیرنفتی و رابطه منفی آن با واردات منجر به افزایش تراز تجاری می‌گردد که بر اساس نتایج نیز این رابطه مثبت می‌باشد. البته باید توجه نمود که رابطه مثبت بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و صادرات و تراز تجاری به معنای تأیید وجود نااطمینانی در نرخ ارز واقعی و استفاده از آن به عنوان یک سیاست جهت تقویت صادرات و تراز تجاری نخواهد بود، بلکه برعکس وجود نرخ ارز واقعی باثبات و مطمئن عامل مهمی برای جذب و تشویق صادرکنندگان داخلی و خارجی جدید می‌باشد، زیرا آنچه برای یک صادرکننده اهمیت دارد و موجب ایجاد انگیزه برای او می‌شود، سود مطمئن (با حداقل ریسک) حاصل از صادرات است. بنابراین به سیاست‌گذاران توصیه می‌گردد تا اولاً، سیاست‌های مناسبی را جهت کاهش نوسانات و نااطمینانی در نرخ ارز اتخاذ کنند و ثانیاً، از ابزارهای مناسبی جهت پوشش ریسک نرخ ارز برای صادرکنندگان استفاده نمایند، در مورد اول می‌توان راه‌کارهایی همانند شفاف‌سازی سیاست‌های ارزی و

مقید نمودن سیاست‌گذاران به اجرا و پیگیری صحیح و مستمر سیاست‌های اتخاذ شده در جهت کاهش نوسانات و نااطمینانی در نرخ ارز اشاره نمود. در مورد دوم نیز جهت پوشش ریسک نرخ ارز می‌توان ایجاد و گسترش بازارهای سلف نرخ ارز را پیشنهاد کرد.

همچنین با توجه به نتایج کوتاه‌مدت در جدول (۵) مشاهده می‌شود که ضریب درآمدهای نفتی با صادرات غیرنفتی، واردات و تراز تجاری در سطح یک درصد معنی‌دار است و علامت این ضریب برای صادرات غیرنفتی و واردات مثبت و برای تراز تجاری منفی می‌باشد. رابطه مثبت بین درآمدهای نفتی و صادرات غیرنفتی مؤید این نکته است که با افزایش درآمدهای نفتی واردات کالاهای سرمایه‌ای و مواد اولیه مورد نیاز برای تولید کالاهای صادراتی غیرنفتی افزایش می‌یابد و همین امر می‌تواند منجر به افزایش صادرات غیرنفتی گردد، از سوی دیگر همواره در کشور با افزایش درآمدهای نفتی واردات نیز افزایش یافته است و این باعث ایجاد رابطه‌ای مثبت بین درآمدهای نفتی و واردات گردیده است، در نهایت با توجه به نتایج جدول (۵) و از آنجا که افزایش واردات ناشی از افزایش درآمدهای نفتی بیش از افزایش صادرات غیرنفتی می‌باشد، بنابراین تراز تجاری در نتیجه افزایش درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد و یک رابطه منفی بین این دو متغیر در کوتاه‌مدت برقرار است.

منابع

احمدی شادمهری، محمدطاهر و احمدیان یزدی، فرزانه (۱۳۹۱). بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با کشور آلمان، مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، شماره ۴، ص ۱۵۵-۱۱۴.

اخباری، محمد و خوشبخت، آمنه (۱۳۸۵). پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۱، شماره ۳. ص ۱۲۳-۱۶۰.

اسماعیلی فلاح، هاجر (۱۳۸۹). برازش مدل‌های فراریت تصادفی در چارچوب بیزی، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته آمار اجتماعی-اقتصادی، دانشگاه اصفهان.

حسنی دیزجی، کبری (۱۳۹۰)، بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تجارت محصولات منتخب کشاورزی و تراز تجاری بخش کشاورزی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

حیدری، حسن، صالحیان صالحی‌نژاد، زهرا و فیضی، سلیمان (۱۳۹۳). تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان-متغیر، پژوهشنامه اقتصادی، سال ۱۴، شماره۵۴، صفحات ۶۷-۹۹.

جعفری صمیمی، احمد، منفرد، مریم و حیدرزاده، نگین (۱۳۹۳). تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر واردات ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازر گانی، شماره ۷۲، ص ۱-۲۴.

خسروی، مهدی و محسنی، رضا (۱۳۹۳). بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران (کاربرد الگوهای GARCH، EGARCH، TGARCH)، مجله اقتصاد کشاورزی، دوره ۸، شماره ۲، ص ۶۹-۸۶

راسخی، سعید و رستمی، عبدالله (۱۳۹۲). منحنی جی دو جانبه میان ایران و شرکای منتخب، دو فصلنامه پژوهش‌های مالیه اسلامی، سال اول شماره اول. ص ۳۷-۵۰.

رجبیان، محمد اعظم و سلیمی فر، مصطفی (۱۳۹۴). تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیر نفتی (مقایسه تجربه ایران و ترکیه)، فصلنامه راهبرد، شماره ۷۲، سال ۲۴، ص ۲۷۵-۲۹۴.

زمانی، فهیمه، مهرابی بشرآبادی، حسین (۱۳۹۳). بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۶، شماره ۲، ص ۱۳-۲۸.

سعادت، رحمان، عرفانی، علیرضا و جودکی، حدیث (۱۳۹۵). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات ایران با ونزوئلا، تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۱، شماره ۳، ص ۵۹۵-۶۰۹.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و بازرگان، بهاره. (۱۳۹۵). بررسی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، دوره ۱۶، شماره ۱، صفحات ۷۳-۹۴.

عامری گلستان، سپیده، رنجبر، همایون و آدربایجانی، کریم (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری ایران با شرکای عمده تجاری، فصلنامه فرایند مدیریت، دوره ۲۵، شماره ۴، ص ۱۱۳-۱۲۳.

کازرونی، علیرضا و مجیری، هادی (۱۳۸۹). بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری (روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی

ایران، سال ۱۵، شماره ۴۵، ص ۷۷-۱۰۲.

محمدی، حسین و آریابد، آیدا (۱۳۹۱). بررسی اثر تعدیل نرخ ارز بر روند تجاری ایران و کره‌جنوبی (منحنی J شکل)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۷، شماره ۵۲، ص ۱۶۹-۱۸۱.

معماریان، عرفان و جلالی نائینی، سیداحمدرضا (۱۳۸۹)، آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی J بر اساس یک الگوی VECM)، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۲، ص ۴۵-۶۹.

مهرآرا، محسن و عبدی، علیرضا (۱۳۸۶). عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۹، شماره ۳۱، ص ۱-۲۶.

ورتابیان کاشانی، هادی (۱۳۹۲)، تحلیل منشأ نوسانات نرخ ارز طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۱، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال ۱، شماره ۴، ص ۱۳۱-۱۵۴.

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

Arize, A. C., Malindretos, J., & Igwe, E. U. (2017). Do Exchange Rate Changes Improve The Trade Balance: An Asymmetric Nonlinear Cointegration Approach. *International Review of Economics & Finance*, 49, 313-326.

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*.

Asteriou, D., Masatci, K., & Pılbeam, K. (2016). Exchange Rate Volatility and International Trade: International Evidence from the MINT Countries. *Economic Modelling*, 58, 133-140.

Auboin, M., & Ruta, M. (2013). The Relationship between Exchange Rates and International Trade: A Literature Review. *World Trade Review*, 12(3), 577-605.

Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H., & Hegerty, S. W. (2013). Empirical Tests of the Marshall-Lerner Condition: A Literature Review. *Journal of Economic Studies*, 40(3), 411-443.

Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2010). The J-and S-Curves: A Survey of the Recent Literature. *Journal of Economic Studies*, 37(6), 580-596.

Bahmani-Oskooee, M., & Aftab, M. (2017). Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on the Malaysia-EU Trade: Evidence from Industry Data. *Empirica*, 44(2), 339-365.

Bahmani-Oskooee, M., & Aftab, M. (2017). Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes and the J-Curve: New Evidence from 61 Malaysia–Thailand Industries. *Review of Development Economics*, 21(4).

Bahmani-Oskooee, M., & Aftab, M. (2017). On The Asymmetric Effects of Exchange Rate Volatility on Trade Flows: New Evidence from US-Malaysia Trade at the Industry

Level. *Economic Modelling*, 63, 86-103.

Bahmani-Oskooee، M.، and 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.

Bahmani-Oskooee, M., & Baek, J. (2016). Do Exchange Rate Changes Have Symmetric or Asymmetric Effects on The Trade Balance?. Evidence from US–Korea Commodity Trade. *Journal of Asian Economics*, 45, 15-30.

Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL Approach, Asymmetric Effects and the J-Curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3), 519-530.

Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL Approach and the J-Curve Phenomenon. *Open Economies Review*, 27(1), 51-70.

Bahmani-Oskooee, M., & Halicioglu, F. (2017). Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes On Turkish Bilateral Trade Balances. *Economic Systems*.

Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2015). The J-Curve: Evidence from Industry-Level Data between the US and Indonesia. *The International Trade Journal*, 29(2), 103-114.

Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2017). Exchange Rate Volatility and Commodity Trade between the US and the Philippines. *International Economics and Economic Policy*, 14(2), 263-291.

Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2017). The J-Curve and Bilateral Trade Balances of Indonesia With Its Major Partners: Are There Asymmetric Effects?. *New Zealand Economic Papers*, 1-14.

Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2007). Exchange Rate Volatility and Trade Flows: *A Review Article. Journal of Economic Studies*, 34(3), 211-255.

Bahmani-Oskooee, M., & Kanitpong, T. (2017). Do Exchange Rate Changes Have Symmetric Or Asymmetric Effects On The Trade Balances of Asian Countries?. *Applied Economics*, 1-11.

Bahmani-Oskooee, M., & Rahman, M. O. (2017). The US-Bangladesh Commodity Trade: An Asymmetry Analysis. Economic Analysis and Policy.

Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2004). The J-Curve: *A Literature Review. Applied Economics*, 36(13), 1377-1398.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2017). Asymmetric Response of the US–India Trade Balance to Exchange Rate Changes: Evidence from 68 Industries. *The World Economy*, 40(10), 2226-2254.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2017). Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Approach and Bilateral J-Curve: India versus Her Trading Partners. *Contemporary Economic Policy*, 35(3), 472-483.

Bahmani-Oskooee, M., Amor, T. H., Harvey, H., & Karamelikli, H. (2017). Is There A J-Curve Effect in Tunisia's Bilateral Trade With Her Partners?. New Evidence from Asymmetry Analysis. *Economic Change and Restructuring*, 1-18.

Bahmani-Oskooee, M., Ardalani, Z., & Bolhasani, M. (2010). Exchange Rate Volatility and US Commodity Trade With The Rest of The World. *International Review of Applied Economics*, 24(5), 511-532.

Bahmani-Oskooee, M., Ghodsi, S. H., & Halicioglu, F. (2017). UK Trade Balance with Its Trading Partners: An Asymmetry Analysis. *Economic Analysis and Policy*, 56, 188-199.

Bahmani-Oskooee, M., Halicioglu, F., & Hegerty, S. W. (2016). Mexican Bilateral Trade and the J-Curve: An Application of the Nonlinear ARDL Model. *Economic Analysis and Policy*, 50, 23-40.

Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H., & Hegerty, S. W. (2017). The Japanese Trade Balance and Asymmetric Effects of Yen Fluctuations: Evidence Using Nonlinear Methods. *The Journal of Economic Asymmetries*, 15, 56-63.

Bahmani-Oskooee, M., Shafiullah, M., & Islam, F. (2017). The Bilateral J-Curve in Australia: A Nonlinear Reappraisal. *Australian Economic Papers*, 56(3), 249-269.

Banerjee, B., Shi, H., Radovan, J., Sheng, Y., & Li, X. (2017). The Impact of the Exchange Rate and Trade Composition on China's Trade Balance Vis-À-Vis Selected Partner Countries. *Comparative Economic Studies,* 59(3), 311-344.

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

Cao-Alvira, J. J. (2014). Real Exchange Rate Volatility on the Short-and Long-Run Trade Dynamics in Colombia. *The International Trade Journal*, 28(1), 45-64.

Caporale, G. M., Gil-Alana, L. A., & Mudida, R. (2015). Testing the Marshall–Lerner Condition in Kenya. *South African Journal of Economics*, 83(2), 253-268.

Çelik, S., & Kaya, H. (2010). Real Exchange Rates and Bilateral Trade Dynamics of Turkey: Panel Cointegration Approach. *Applied Economics Letters*, 17(8), 791-795.

Congdon, P. (2006). *Bayesian Statistical Modeling*, Second Edition, John Wiley & Sons.

Danı́elsson, J. (1998). Multivariate Stochastic Volatility Models: Estimation and a Comparison with VGARCH Models. *Journal of Empirical Finance*, 5(2), 155-173.

Dash, A. K. (2013). Bilateral J-Curve between India and Her Trading Partners: A Quantitative Perspective. *Economic Analysis and Policy*, 43(3), 315-338.

Dong, F. (2017). Testing the Marshall-Lerner Condition between the US and Other G7 Member Countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 40, 30-40.

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

Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramírez, J. (2010). Macroeconomics and Volatility: Data, Models, and Estimation (No. W16618). National Bureau of Economic Research.

Hunegnaw, F. B., & Kim, S. (2017). Foreign Exchange Rate and Trade Balance Dynamics in East African Countries. *The Journal of International Trade & Economic Development,* 1-21.

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

Ishtiaq, N., Qasim, H. M., & Dar, A. A. (2016). Testing the Marshall-Lerner Condition and the J-Curve Phenomenon for Pakistan: Some New Insights. *International Journal of Economics and Empirical Research (IJEER*), 4(6), 307-319.

Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2017). The Real Exchange Rate, the Ghanaian Trade Balance, and the J-Curve. *Journal of African Business*, 18(3), 380-392.

Jelassi, M. M., Trabelsi, J., & Turki, M. (2017). Does The J-Curve Hypothesis Hold For A Small Open Economy?. Evidence from Time-Varying Coefficients of a Distributed-Lag Model for Tunisia. *International Economics*.

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

Kim, S., Shephard, N., & Chib, S. (1998). Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models. *The Review of Economic Studies*, 65(3), 361-393.

Kurtović, S. (2017). The Effect of Depreciation of the Exchange Rate on the Trade Balance of Albania. *Review of Economic Perspectives*, 17(2), 141-158.

Kyophilavong, P., Shahbaz, M., & Uddin, G. S. (2013). Does J-Curve Phenomenon Exist in Case of Laos?. An ARDL Approach. *Economic Modelling*, 35, 833-839.

Melvin, M. (2012). *International Money and Finance.* Elsevier Monographs.

Meyer, R., & Yu, J. (2000). BUGS for A Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models. *The Econometrics Journal*, 3(2), 198-215.

Nakajima, J., & Omori, Y. (2012). Stochastic Volatility Model With Leverage and Asymmetrically Heavy-Tailed Error Using GH Skew Student's T-Distribution. *Computational Statistics & Data Analysis,* 56(11), 3690-3704.

Nusair, S. A. (2017). The J-Curve Phenomenon in European Transition Economies: A Nonlinear ARDL Approach. *International Review of Applied Economics*, 31(1), 1-27.

Ozturk, I. (2006). Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3(1), 85-102.

Pesaran, H. H.، and Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*، 58(1)، 17-29.

Salvatore, D. (2013). *International Economics*. John Wiley & Sons.

Shephard, N. (1996). Statistical Aspects of ARCH and Stochastic Volatility. *Monographs on Statistics and Applied Probability*, 65, 1-68.

Šimáková, J. (2014). The Effects of Exchange Rate Change on the Trade Balance of Slovakia. *European Financial and Accounting Journal*, 9(3), 50-66.

Soleymani, A., & Chua, S. Y. (2014). Effect of Exchange Rate Volatility on Industry Trade Flows between Malaysia and China. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 23(5), 626-655.

Spiegelhalter, D., Thomas, A., Best, N., & Lunn, D. (2003). *Winbugs User Manual*.

Vural, B. M. T. (2016). Effect of Real Exchange Rate on Trade Balance: Commodity Level Evidence from Turkish Bilateral Trade Data. *Procedia Economics and Finance*, 38, 499-507.

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.

Yu, J., and Meyer, R. (2006). Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison. *Econometric Reviews*، 25(2-3), 361-384.