

تراز تجاری ایران و پویایی‌های سازوکار منحنی J در شرایط نااطمینانی

دکتر سید کمیل طیبی^۱
مهدی یزدانی^۲
آزاد خانزادی^۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۹/۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۲/۲

چکیده

بر اساس نظریه‌های اقتصادی، یکی از ابزارهای سیاست اقتصادی به منظور حذف کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول ملی است. امکان استفاده از این ابزار حداقل در بلندمدت وجود دارد. این سازوکار تحت عنوان منحنی J در بخش خارجی اقتصاد شناخته می‌شود. بر اساس منطق این منحنی، هر گونه کاهش ارزش پول ملی در قالب سازوکار بازار، کسری تراز تجاری را کاهش می‌دهد. سؤال این تحقیق این است که آیا در شرایط نااطمینانی، مانند بحران‌های مالی و ارزی و فرآیند یکسان‌سازی نرخ ارز در اقتصاد ایران، این سازوکار حفظ

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

** دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

*** دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

خواهد شد؟ در حقیقت رژیم ارزی و درجه شناوری آن از شرایط مهم پایداری در تغییرات نرخ ارز و حساب جاری ایران است که در فرآیند منحنی J قابل تبیین است. برای پاسخ به سؤال مطرح شده، از روش خودرگرسیون و با در نظر گرفتن وقفه‌های گسترده برای اقتصاد ایران و ده شریک عمده تجاری استفاده می‌شود. اثر ناطمینانی بر فرآیند منحنی J با استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، مشاهده می‌شود که فرآیند منحنی J، جز برای تراز تجاری دوجانبه بین اقتصاد ایران و کشورهای چین و ایتالیا، برای سایر کشورها مورد تأیید قرار گرفته است.

واژه‌های کلیدی: منحنی J، تراز تجاری ایران، ناطمینانی، بحران ارزی، یکسان‌سازی نرخ ارز.

طبقه‌بندی JEL : F31, C51

۱. مقدمه

بر اساس نظریه‌های اقتصادی، یکی از ابزارهای سیاست اقتصادی به منظور حذف کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول ملی است، این مطلب حداقل در بلندمدت درست می‌باشد. اثرات کاهش ارزش پول ملی بر کسری تراز تجاری را می‌توان تحت دو اثر مقداری و قیمتی تفسیر کرد. به عنوان یکی از نتایج کاهش ارزش پول ملی، می‌توان به گران‌تر شدن بهای کالاهای وارداتی و ارزان‌تر شدن بهای کالاهای صادراتی در کوتاه‌مدت اشاره نمود. با این حال، از آنجا که مقادیر صادرات و واردات به سرعت تغییر نمی‌یابند، این عمل باعث می‌شود که تراز تجاری در کوتاه‌مدت بدتر نشان داده شود. اما در بلندمدت، کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش حجم کالاهای صادراتی شده و به جبران کسری تراز تجاری منجر شود.

ماگی^۱ اثرات نامطلوب ناشی از کاهش ارزش پول ملی را تحت عنوان منحنی J بیان می‌کند؛ به طوری که تراز تجاری در کل افق بلندمدت و کوتاه‌مدت در یک مسیر کلی J شکل حرکت خواهد کرد. با این حال در زمان وقوع یک مبادله به علت اینکه قرارداد آن مبادله در گذشته انجام گرفته است، اثرات کوتاه‌مدت بر تراز تجاری تا حدودی از بین می‌روند.^۲ آرن‌ت و دورانسیز^۳ نیز معتقدند که این امر به دلیل اینکه قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول داخلی چسبنده است، تحت عنوان منحنی J طرح می‌شود. نظریه‌های معمول اقتصادی خاطر نشان می‌کنند که وقوع رخداد‌های مطلوب به خاطر کاهش ارزش پول ملی، به کشش‌های توابع عرضه صادرات و تقاضای واردات وابسته است. از سوی دیگر، اگر مجموع این دو کشش بزرگتر از واحد باشد، انتظار می‌رود که کاهش ارزش پول ملی باعث بهبود تراز تجاری شود (شرط مارشال - لرنر)^۴. با این حال، می‌توان شرایطی را در نظر گرفت که شرط مارشال-لرنر برقرار است، اما همچنان تراز تجاری در شرایط نامطلوبی در طول زمان قرار داشته باشد (بهمنی اسکویی، ۱۹۸۵). بر این اساس، وی اشاره می‌کند که توجه اصلی سیاست تجاری باید بر پویایی‌های کوتاه‌مدت باشد تا از این طریق مسیر زمانی تراز تجاری بعد از اعمال سیاست کاهش ارزش پول ملی و اثربخشی آن در بلندمدت دنبال شود.

فرضیه منحنی J در تعاریف تجربی اقتصاد بین‌الملل به طور قوی مورد حمایت قرار

1- Magee (1973).

2- Kruger (1983).

3- Arndt and Dorrances (1987).

4- Marshall-Lerner Condition (ML).

نگرفته است (بهمنی اسکویی و راتا^۱، ۲۰۰۴). در حقیقت، این کمبود حمایت برای فرضیه منحنی J، باعث شده است که محققان دیگر، از جمله بهمنی اسکویی و بروکس^۲ (۱۹۹۹)، سعی در بازتعریف فرضیه منحنی J داشته باشند. بر این اساس تخریب‌های کوتاه‌مدت همراه با بهبودهای بلندمدت در تراز تجاری مطرح می‌شود و تحت عنوان نسخه ضعیف فرضیه منحنی J در تعاریف تجربی اقتصادی مورد حمایت قرار گرفته است.^۳

علاوه بر این، وقوع بحران‌های مالی، نااطمینانی‌های نرخ ارز و قیمت‌ها و عدم واکنش مناسب عرضه و تنگناهای بازار کالا و خدمات، تحقق مسیر J را با مشکل مواجه می‌کنند. راتا و کانگ (۲۰۰۹)، بر پویایی‌های منحنی J در شرایط بحران اقتصادی تکیه کردند و نشان دادند که قبل و بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ در آسیا، منحنی J برای کشور کره جنوبی و شرکای آن، عملکرد متفاوتی داشت.

به لحاظ روش‌شناسی تحقیق، مقاله حاضر از دو منظر با مطالعات دیگر در مورد منحنی J متفاوت است؛ اول اینکه به خاطر روش‌شناسی اقتصادسنجی استفاده شده در این مقاله از روش‌شناسی هم‌انباشتگی استفاده می‌شود، اما بر اساس آزمون مقیدکننده هم‌انباشتگی که توسط پسران، شین و اسمیت^۴ معرفی شده است، سعی شده که از هم‌انباشتگی مقید استفاده شود. بر اساس ادعای پسران و دیگران، مدل‌های مقید هم‌انباشتگی از نظر کاربرد، مزیت بیشتری نسبت به مدل‌های چندمتغیره هم‌انباشتگی دارند؛ در حالی که مطالعات قبلی در مورد منحنی J از روش دو مرحله‌ای هم‌انباشتگی انگل - گرنجر^۵ و یا از روش هم‌انباشتگی چندمتغیره یوهانسون - یوسلیوس^۶ استفاده می‌کردند. دوم اینکه این مطالعه به منظور حذف خطای جمعی‌سازی در مورد داده‌های مورد استفاده برای منحنی J که در مطالعه‌های قبلی به آن توجه نمی‌شد، از داده‌های جمعی‌سازی نشده برای منحنی J که بین کشور ایران و ده شریک برتر تجاری آن (امارات متحده عربی، چین، آلمان، جمهوری کره، سوئیس، هند، ایتالیا، انگلستان، فرانسه و ترکیه) وجود دارد، استفاده شده است.

بر این اساس، هدف اصلی این مقاله بررسی اثر منحنی J در بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از روش هم‌انباشتگی مقید بین کشور ایران و ده شریک برتر آن می‌باشد؛ همچنین

1- Ratha

2- Brooks

3- Ratha and Kang (2009).

4- Pesaran and Shin and Smith (2001).

5- Engle and Granger (1987).

6- Johanson - Juselius (1990).

در این مقاله به آزمون غیرمستقیم اعتبار شرط مارشال - لرنر پرداخته می‌شود. به علاوه، ثبات پارامترها که توسط بران و همکاران^۱ معرفی شده است، آزمون می‌شود و در نهایت بررسی عملکرد منحنی J در شرایط ناطمینانی بررسی می‌گردد.

مقاله حاضر این گونه سازماندهی شده است که در بخش دوم پیشینه تحقیق مرور خواهد شد؛ در قسمت سوم برخی از ویژگی‌های اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی بیان می‌شود. مدل انتخابی برای تراز تجاری و روش‌شناسی هم‌انباشتگی انتخاب شده، در بخش چهارم تشریح می‌شود. بخش پنجم به نتایج تجربی اختصاص داده شده است و بخش ششم نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازد. منبع داده‌ها و تعریف متغیرها نیز در پیوست مقاله ارائه شده است.

۲. مروری بر پیشینه تحقیق

بر اساس متون موجود، کاهش ارزش پول ملی کشور دارای کسری تجاری، باعث می‌شود که هزینه قراردادهای واردات بر اساس پول خارجی افزایش یابد و درآمد ناشی از قراردادهای صادراتی که در گذشته منعقد شده‌اند، بدون تغییر باقی بماند. این دو اثر با یکدیگر به بدتر شدن وضعیت تراز تجاری به صورت آنی منجر می‌شوند.^۲

در کوتاه‌مدت، قیمت‌های واردات و صادرات نسبت به مقدار آنها واکنش اندک نشان می‌دهند و یا اصلاً واکنشی نشان نمی‌دهند. بر این اساس با فرض وجود تراز تجاری، در ابتدا کاهش ارزش پول ملی با این شرط که قراردادها بر حسب پول کشور صادرکننده ثبت شده باشد، زمینه آسیب دیدن تراز تجاری را در میان‌مدت فراهم می‌کند؛ در حالی که در بلندمدت، اثرات مقداری به وجود آمده به خاطر قیمت‌های نسبی، بر اثر قیمتی اولیه فائق آمده و تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. این الگوی تعدیل تراز تجاری معمولاً تحت عنوان منحنی J بیان می‌شود و سه افق زمانی اشاره شده در بالا توسط ماگی (۱۹۷۳)، به ترتیب تحت عنوان دوره‌های «قرارداد پولی»،^۳ «دوران عبور»^۴ و «واکنش مقداری»^۵ نام‌گذاری شده‌اند.

1- Brown et al. (1975).

2- Yousefi and Wirjanta (2003).

3- Currency Contract.

4- Pass-through.

5- Quantity Response.

اثر منحنی J با پیش فرض وجود شرط مارشال - لرنر قابل بیان است. علاوه بر شرط کسش برای فرآیند منحنی J، نوع پولی که قراردادهای صادرات و واردات بر اساس آن تنظیم شده‌اند، نیز عامل مهمی در شکل‌گیری این فرآیند است. برای نمونه، اگر یک صادرکننده یا یک واردکننده در قرارداد تجاری خود از واحد پول خارجی استفاده کند، درآمدها و هزینه‌های او بر حسب پول داخلی به طور ناگهانی از طریق تغییرات نرخ ارز، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در مقابل اگر در قرارداد از پول داخلی استفاده شود، درآمد و هزینه ممکن است به طور ناگهانی تحت تأثیر کاهش ارزش پول ملی قرار نگیرند.^۱

به صورت نظری دو جریان مهم پایه‌ای در مورد تحقیق‌های تجربی بر پدیده J وجود دارد. یک گروه از مطالعات تجربی، داده‌های کل تراز تجاری را به صورت دو کشور (کشور داخل و بقیه دنیا) در نظر می‌گیرند، در حالی که دسته دیگر، از داده‌های تراز تجاری دوجانبه استفاده می‌کنند. روش دوم توسط محققینی از قبیل رز و یلن^۲ برای کشور آمریکا و شش شریک تجاری آن استفاده شده است. در حقیقت رویکرد دوم بر اساس این واقعیت است که تراز تجاری یک کشور می‌تواند به وسیله یکی از شرکای تجاری آن بهبود یابد و در همان زمان به وسیله سایر شرکا تأثیرات منفی را بپذیرد. مدافعان روش تراز تجاری دوجانبه برای بررسی منحنی J، ادعا می‌کنند که اثر مثبت ناشی از کاهش ارزش پول کشور در مقابل پول یک کشور خاص، ممکن است به خاطر اثر منفی ناشی از نفوذ سایر شرکای تجاری از بین برود. علاوه بر این، رویکرد تراز تجاری کلی برای اندازه‌گیری اثر منحنی J، ممکن است حرکات واقعی رخ داده در سطح دوجانبه را خنثی کند.

مطالعات تجربی صورت گرفته در مورد عملکرد منحنی J در اقتصاد ایران، بسیار محدود بوده و معمولاً از داده‌های کلی استفاده شده است. رز^۳ و بهمنی اسکویی و مالیسکی،^۴ بیان می‌کنند که کاهش ارزش نرخ ارز واقعی اثری بر تراز تجاری ندارد. با استفاده از روش هم‌انباشتگی انگل-گرنجر، بهمنی اسکویی و آلس،^۵ اثر مثبت ناشی از کاهش ارزش پول ملی توسط مقام پولی را بر مدل تراز تجاری به دست آورده‌اند. برادا و همکاران،^۶ هیچ‌گونه رابطه بلندمدتی بین نرخ ارز و تراز تجاری را در دهه ۱۹۷۰ به دست نیاورده‌اند؛ در حالی که نتایج

1- Yousefi and Wirjanta (2003).

2- Rose and Yelln (1989).

3- Rose (1990).

4- Bahmani-Oskooee and Malixi (1992).

5- Bahmani-Oskooee and Alse (1994).

6- Brada et al. (1997).

حاصل شده توسط آنها در دهه ۱۹۸۰، نتایج معکوس را نشان می‌دهند. کال،^۱ بیان می‌کند که کاهش نرخ ارزش واقعی پول داخلی، با یک وقفه یکساله به بهبود تراز تجاری منجر شده و اثرات ناشی از کاهش ارزش پول توسط مقامات پولی بر تراز تجاری در بلندمدت مثبت است. آکبوستانکی^۲ نیز شواهد تجربی در مورد عملکرد منحنی J در بلندمدت را برای کشور ترکیه نشان می‌دهد. در مطالعه‌ای دیگر که برای کشور ترکیه توسط هالیکیوگلو^۳ صورت گرفته است، نشان داده شده است که اگرچه منحنی J در کوتاه‌مدت برای اقتصاد ترکیه تأیید نمی‌شود، اما در بلندمدت کاهش ارزش لیره، اثر مثبتی بر تراز تجاری دوجانبه این کشور با ۱۳ شریک تجاری برتر آن دارد.

۳. حقایق آشکار شده در ایران

همان‌طور که اشاره شد، این مقاله سعی در بررسی عملکرد منحنی J در اقتصاد ایران در شرایط نااطمینانی دارد که در آن فرآیندهای موجود در بازار ارز اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر تحلیل می‌شوند. در جدول ۱، پانزده شریک برتر تجاری ایران از نظر حجم تجارت در سال ۱۳۸۷ ذکر شده است. ملاحظه می‌شود که اولین شریک تجاری ایران در این سال، کشور امارات متحده عربی با حجم تجارت ۱۵۷۴۶/۵ میلیون دلار و پانزدهمین شریک تجاری کشور ایران در این سال، کشور اتریش با حجم تجارت ۱۱۳۵/۶ میلیون دلار است.

جدول ۱- آمار مربوط به واردات و صادرات ۱۵ شریک برتر تجاری ایران در سال ۱۳۸۷

(میلیون دلار)

ردیف	کشور	واردات	صادرات	حجم تجارت	تراز تجاری
۱	امارات متحده عربی	۱۳۴۳۶/۳	۲۳۲۸/۲	۱۵۷۴۶/۵	-۱۱۱۰۸/۱
۲	چین	۴۹۱۴/۸	۲۰۰۳/۴	۶۹۱۸/۲	-۲۹۱۱/۴
۳	آلمان	۵۳۲۳/۸	۳۱۰/۴	۵۶۳۴/۲	-۵۰۱۳/۴
۴	جمهوری کره	۳۰۷۷	۸۲۱/۲	۳۸۹۸/۲	-۲۲۵۵/۸
۵	سوئیس	۳۵۲۳/۲	۱۹/۷	۳۵۴۲/۹	-۳۵۰۳/۵
۶	هند	۱۸۱۲/۸	۱۱۷۱/۹	۲۹۸۴/۷	-۶۴۰/۹

1- Kale (2001).

2- Akbostanci (2004).

3- Halicioglu (2008).

ادامه جدول ۱- آمار مربوط به واردات و صادرات ۱۵ شریک برتر تجاری ایران در سال ۱۳۸۷

(میلیون دلار)

ردیف	کشور	واردات	صادرات	حجم تجارت	تراز تجاری
۷	عراق	۲۰۰/۵	۲۵۶۶/۱	۲۷۶۶/۶	۲۳۶۵/۶
۸	ایتالیا	۱۹۷۰/۴	۳۰۵/۸	۲۲۷۶/۲	-۱۶۶۴/۶
۹	انگلستان	۲۰۳۲/۴	۵۹/۷	۲۰۹۲/۱	-۱۹۷۲/۷
۱۰	فرانسه	۱۹۷۸	۶۴/۹	۲۰۴۲/۹	-۱۹۱۳/۱
۱۱	ترکیه	۱۴۹۳/۳	۵۲۷/۳	۲۰۲۰/۶	-۹۶۶
۱۲	ژاپن	۱۳۴۱/۷	۵۸۷/۴	۱۹۲۹/۱	-۷۵۴/۳
۱۳	روسیه	۱۱۷۱/۵	۳۴۹/۶	۱۵۲۱/۱	-۸۲۱/۹
۱۴	بلژیک	۹۹۲/۲	۴۰۹/۶	۱۴۰۱/۸	-۵۸۲/۶
۱۵	اتریش	۱۱۲۳/۳	۱۲/۳	۱۱۳۵/۶	-۱۱۱۱

منبع: اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران.

حجم تجارت با هر یک از این کشورها در جدول بیش از ۱۰۰۰ میلیون دلار در سال ۱۳۸۷ بوده است و کشورهایی با کمتر از این حجم تجارت، نشان داده نشده‌اند. نکته‌ای که باید در مورد این جدول به آن اشاره نمود، این است که به جز تراز تجاری بین کشور ایران و عراق، تراز تجاری ایران و سایر کشورها کسری دارند. به عبارت دیگر، ایران نسبت به این کشورها به طور خالص واردکننده بوده است؛ در حالی که تراز تجاری کلی کشور در سال‌های گذشته روند رو به بهبودی داشته است. نمودار ۱ نشان‌دهنده تراز بازرگانی^۱، تراز خدمات^۲، تراز سرمایه^۳ و حساب موازنه پرداخت‌های کشور^۴ در سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۶ است. ملاحظه می‌شود که موازنه پرداخت‌های خارجی در اقتصاد ایران معمولاً مثبت بوده است و تراز بازرگانی در اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر روند رو به رشدی را داشته است. بر این اساس، خطای جمعی‌سازی که در قسمت قبلی به آن اشاره شد، به خوبی در این قسمت مشاهده می‌شود، به طوری که علی‌رغم منفی بودن تراز حساب جاری با شرکای تجاری ایران، این تراز به طور کلی مثبت است و ممکن است نتایج نادرستی را در سیاستگذاری‌ها

1- Trade Balance (TB).

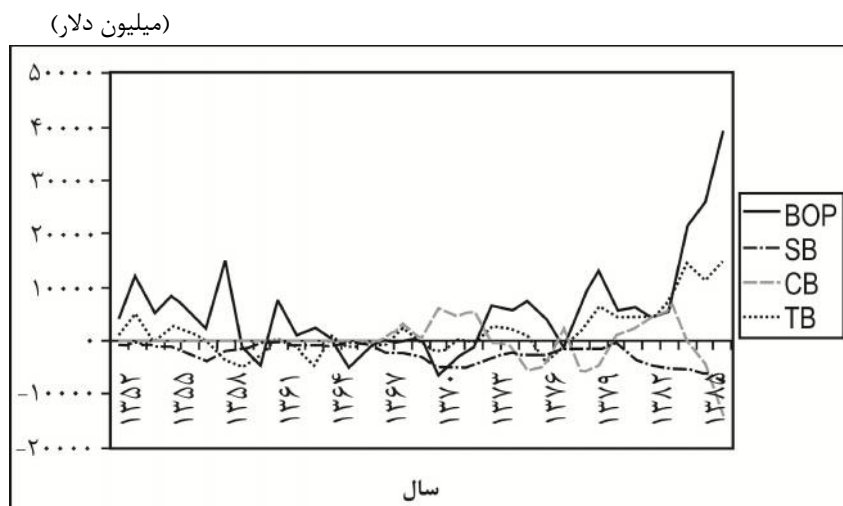
2- Service Balance (SB).

3- Capital Balance (CB).

4- Balance of Payments (BOP).

تجویز کند. این در حالی است که در دوره مورد بررسی تراز خدمات در اقتصاد ایران منفی بوده و تراز سرمایه نیز حول محور افقی نوسان داشته است.

نمودار ۱- روند تراز تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۶ (همراه با صادرات نفتی)



به جرأت می‌توان اظهار کرد که در ایران چه قبل از انقلاب و چه بعد از آن، رژیم نرخ ارز ثابت، البته با کاهش‌های متناوب و ثابت در ارزش پول داخلی، وجود داشته است. گفتنی است که کاهش در ارزش پول داخلی، اغلب آثار معکوسی بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل سرمایه‌گذاری خصوصی، رشد تولید ناخالص داخلی و تقاضا برای پول دارد؛ در حالی که ولدخانی (۲۰۰۳)، ادعا می‌کند که وجود بازار سیاه برای ارز در ایران را می‌توان به عنوان معیار نماینده و شاخصی برای اطمینان کلی عموم بر عملکرد اقتصاد در نظر گرفت.

در سال ۱۳۷۲ دولت ایران تصمیم به یکسان‌سازی نرخ ارز با مشاوره و همفکری صندوق بین‌المللی پول گرفتند. موضوع اصلی این سیاست، یکی کردن رژیم نرخ ارز چندگانه در یک نرخ ارز تعادلی واحد بر اساس دخالت‌های زیاد و اساسی بانک مرکزی ایران بود. با این حال، این سیاست نیز به دلایل مختلفی از جمله فقدان اختصاص امنیت خالص اجتماعی دولت در حمایت از لایه‌های آسیب‌پذیر، اعلام نرخ ارز اساساً اشتباه به وسیله بانک مرکزی و زمان نامناسب برای متحد کردن و یکپارچگی شکست خورد. بنابراین در اواخر سال ۱۳۷۴، سیاستگذاران اقتصادی کشور یکبار دیگر به اداره سیستم نرخ ارز ثابت و سخت‌گیری بر روی

فعالیت‌کنندگان در بازار سیاه به منظور عدم انجام معامله در این بازار تصمیم گرفتند. در این زمان پلیس و نیروهای امنیتی، با استفاده از قدرت بازداشت خریداران و فروشندگان بازار سیاه، سعی در کنترل بازار و حذف آن کردند.

سیستم چندگانه نرخ ارز تا اواخر سال ۱۳۸۰ ادامه داشت و بانک مرکزی چند نوع ارز متفاوت را اعلام می‌کرد. تا اینکه از ابتدای سال ۱۳۸۱ تاکنون، سیستم به صورت یکپارچه و واحد در آمده و بانک مرکزی یک نرخ ارز واحد را اعلام می‌کند. در کنار این نرخ رسمی، نرخ دیگری تحت عنوان نرخ ارز بازار آزاد اعلام می‌شود. باید توجه داشت که این نرخ اختلاف فاحشی با بازارهای آزاد دارد که در آن عرضه و تقاضا تعیین‌کننده‌های اصلی و مهم هستند.

۴. مدل تراز تجاری

مدل تراز تجاری استفاده شده در این مقاله، بر اساس مطالعه بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۰۶) و بهمنی اسکویی و وانگ (۲۰۰۶) در مورد مدل تراز تجاری به صورت فرم خلاصه شده دوجانبه برای ایران و ۱۰ شریک اصلی تجاری آن، طراحی شده است. به طوری که :

$$\text{LnTB}_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnY}_{i,t} + \alpha_2 \text{LnY}_{j,t} + \alpha_3 \text{LnRER}_{j,t} + u_t \quad (1)$$

در معادله ۱ معیار تراز تجاری ($TB_{j,t}$) به عنوان نسبت واردات اسمی به صادرات اسمی ایران از شریک تجاری j ام مطرح شده است. $\text{RER}_{j,t}$ نیز به عنوان نرخ ارز دوجانبه بین ریال ایران و پول کشور j تعریف می‌شود. در مورد ضرایب α_1 و α_2 در معادله ۱ باید بیان کرد که به طور پیش فرض در مورد علائم این دو پارامتر انتظاراتی وجود ندارد، زیرا این دو پارامتر کاملاً تجربی هستند. به طور مثال، انتظار می‌رود که α_1 دارای تخمینی مثبت باشد، زیرا افزایش درآمد ملی کشور ایران معمولاً به افزایش واردات از شرکای تجاری منجر می‌شود. علاوه بر این، افزایش درآمد ملی ایران، به افزایش تولید کالاهای جانشین برای کالاهای وارداتی منجر می‌شود و از این رو واردات کمتر از اقتصاد، رشد خواهد داشت. در نتیجه ضریب α_1 تخمینی، منفی خواهد شد. بنابراین منفی یا مثبت بودن α_1 به این بستگی دارد که آیا عوامل طرف تقاضا بر طرف عرضه مسلط و حکم‌فرما می‌شوند و یا اینکه شرایط برعکس است.^۱

1- Halicioglu (2008).

به این ترتیب ضریب α_2 نیز دارای علامت مبهم است. در نهایت انتظار می‌رود ضریب α_3 مثبت باشد، البته با این شرط که کاهش ارزش پول ملی به افزایش صادرات و کاهش واردات منجر شود. به عبارت دیگر، شرط مارشال - لرنر وجود دارد. البته باید اشاره کرد که بر اساس فرضیه منحنی J، در کوتاه‌مدت انتظار می‌رود که α_3 منفی باشد. به منظور آزمون منحنی J، باید پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز در معادله بلندمدت وارد شوند. برای دستیابی به این هدف، روش هم‌انباشتگی تک‌معادله‌ای که تحت عنوان روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱ شناخته می‌شود و توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) معرفی شده است، در بین اکثر محققان رواج پیدا کرده است.

روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) در مورد وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها که غالباً به روش هم‌انباشتگی مقید نیز معروف است، به طور قطع مزیت‌های اقتصادسنجی بیشتری در مقایسه با دیگر فرآیندهای هم‌انباشتگی دارد: اول اینکه مشکل درونزا بودن و ناتوانی برای آزمون فرضیه در مورد ضرایب بلندمدت تخمین زده نشده در روش انگل-گرنجر (۱۹۸۷) به وجود نمی‌آید. دوم اینکه پارامترهای بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل به صورت همزمان با یکدیگر تخمین زده می‌شوند و سوم اینکه در این روش شناسی اقتصادسنجی، آگاهی در مورد درجه هم‌انباشتگی بین متغیرها و آزمون اولیه در مورد ریشه واحد ضروری نخواهد بود. به عبارت دیگر در برآورد به روش ARDL نیازی نیست که متغیرهای وارد شده در مدل همگی انباشته از مرتبه صفر باشند، زیرا چه بسا متغیرهایی از درجه I(1) نیز دارای یک رابطه همگرایی باشند.^۲

معادله ۱ را می‌توان بر حسب روش ARDL به صورت زیر نوشت:

$$\Delta \text{LnTB}_{j,t} = b_0 + \sum_{i=1}^m b_{1i} \Delta \text{LnTB}_{j,t-i} + \sum_{i=0}^m b_{2i} \Delta \text{LnY}_{t,t-i} + \sum_{i=0}^m b_{3i} \Delta \text{LnY}_{j,t-i} \quad (2)$$

$$+ \sum_{i=0}^m b_{4i} \Delta \text{LnRER}_{j,t-i} + b_5 \text{LnTB}_{j,t-1} + b_6 \text{LnY}_{t,t-1} + b_7 \text{LnY}_{j,t-1} + b_8 \text{LnRER}_{j,t-1} + v_t$$

به طوری که m نشان‌دهنده طول وقفه است. روش هم‌انباشتگی پسران و دیگران به صورت خلاصه این گونه طراحی شده است که فرآیند آزمون مقید بودن بر اساس آماره F یا به عبارت دیگر تست والد^۳ بوده و اولین مرحله در روش هم‌انباشتگی ARDL است. اثر

1- Autoregressive Distributed Lag (ARDL).

2- Harris and Sollis (2003).

3- Wald Test.

بلندمدت کاهش ارزش پول ملی به وسیله اندازه و معناداری پارامتر b_8 که بر اساس ضریب b_5 نیز نرمالیز شده است، استنتاج می‌شود.

بر این اساس فرضیه صفر، عدم وجود هم‌انباشتگی ($H_0: b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0$) بر خلاف فرضیه جانشین ($H_1: b_5 \neq b_6 \neq b_7 \neq b_8 \neq 0$) آزمون خواهد شد. آزمون F مورد استفاده برای این عمل، دارای توزیع استاندارد نیست. بنابراین، پسران و دیگران (۲۰۰۱) دو مجموعه از مقادیر بحرانی را برای یک سطح معناداری محاسبه کرده‌اند. در یکی از مجموعه‌ها فرض می‌شود که تمام متغیرها $I(0)$ بوده و در مجموعه دیگر همگی $I(1)$ هستند. اگر آماره F محاسبه شده بیشتر از کران بالای مقادیر بحرانی باشد، فرضیه H_0 رد خواهد شد. اگر آماره F محاسبه شده کمتر از کران پایین مقادیر بحرانی باشد، آنگاه هیچ رابطه هم‌انباشته‌ای بین متغیرها وجود نخواهد داشت. در نهایت اگر آماره F بین این دو کران قرار بگیرد، در این صورت آزمون بدون پاسخ باقی خواهد ماند. در حالت اخیر که آزمون بدون پاسخ باقی می‌ماند، می‌توان از روشی که توسط کرمرز، اریکسون و دولادو^۱ معرفی شده است، استفاده کرد. ایشان بیان می‌کنند که عبارت تصحیح خطا می‌تواند عاملی برای ایجاد هم‌انباشتگی شود. مدل تصحیح خطای کلی^۲ از معادله ۲، به صورت زیر قابل بیان است:

$$\Delta \text{LnTB}_{j,t} = b_0 + \sum_{i=1}^m b_{1i} \Delta \text{LnTB}_{j,t-i} + \sum_{i=0}^m b_{2i} \Delta \text{LnY}_{t,t-i} + \sum_{i=0}^m b_{3i} \Delta \text{LnY}_{j,t-i} + \sum_{i=0}^m b_{4i} \Delta \text{LnRER}_{j,t-i} + \lambda \text{Ec}_{t-1} + u_t \quad (3)$$

به طوری که λ ، پارامتر سرعت تعدیل و Ec ، باقیمانده‌های به دست آمده از مدل هم‌انباشتگی تخمین زده شده در معادله ۱ است.

وجود هم‌انباشتگی به دست آمده از معادله ۲، لزوماً دلالت بر ثبات ضرایب تخمین زده شده، نیست (بهمنی اسکویی و بروکس، ۱۹۹۹). بنابراین آزمون پایداری معرفی شده توسط برون و دیگران^۳ نیز به کار گرفته می‌شود، به طوری که این آزمون تحت عنوان مجموع جمعی باقی‌مانده‌ها (CUSUM) و مجموع جمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMSQ)

1- Kremers, Ericsson and Dolado (1992).

2- Error Correction Model (ECM).

3- Brown et al. (1975).

است که بر اساس باقیمانده‌های رگرسیون بازگشتی^۱ قابل محاسبه هستند. آماره‌های CUSUM و CUSUMSQ به طور بازگشتی جدید می‌شوند و در مقابل نقاط شکست مدل رسم می‌شوند. در صورتی که نمودار رسم شده به وسیله این آماره‌ها در دامنه مقادیر بحرانی ۵ درصد معناداری قرار گیرند، می‌توان فرض کرد که ضرایب به دست آمده از مدل، باثبات هستند. مزیت این دو آزمون بدین صورت است که نیازی به پیش‌داوری در مورد زمان وقوع تکانه نخواهد بود و ماهیت روش‌های مذکور به گونه‌ای است که به دنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره بررسی هستند.

به منظور بررسی اثر منحنی J در شرایط نااطمینانی، توابع واکنش لحظه‌ای تعمیم‌یافته از مدل تخمین زده شده، استخراج شده‌اند. تابع واکنش نشان می‌دهد که نسبت تجارت جاری و آینده، چگونه به انحرافات به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز واقعی واکنش نشان می‌دهند. مزیت استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای آن است که نتایج نسبت به مرتبه متغیرهای استفاده شده در مدل حساس نخواهند بود. علاوه بر این، به منظور بررسی معناداری آماره مقدار واکنش‌ها، واکنش‌های لحظه‌ای تعمیم‌یافته از مدل VAR که شامل ± 1 انحراف معیار از واکنش‌ها است، نیز مورد آزمون قرار گرفته‌اند.^۲

۵. نتایج تجربی

داده‌های سالانه در دوره ۱۳۶۳-۱۳۸۷ برای تخمین رابطه ۲ بین ایران و ده شریک برتر تجاری مورد استفاده قرار گرفته است، چنانکه تعریف داده‌ها و منبع گردآوری آنها در پیوست ارائه شده است تمام سری‌ها در معادله ۱ دارای ریشه واحد در سطح بوده، اما در اولین تفاضل ایستا شده‌اند. به عبارت دیگر، سری‌های مورد استفاده هم‌انباشته از مرتبه یک (I(1)) هستند و با بررسی سری‌ها مشخص شده است که هیچ گونه شکست ساختاری در روند داده‌ها وجود ندارد.

از آنجا که هدف اولیه این مقاله، بررسی پویایی‌های کاهش ارزش پول ملی و ایجاد نااطمینانی در آن بر تراز تجاری بوده است، خلاصه نتایج مربوط به تخمین معادلات ۲ و ۳ در جدول ۲، در دو قسمت ارائه شده است. در قسمت اول جدول ۲، نتایج کوتاه‌مدت مربوط به معادله ۲ خلاصه شده است و نشان‌دهنده ضرایب با وقفه تغییرات لگاریتم نرخ ارز حقیقی

1- Recursive Regression.

2- Hsing (2005).

($\Delta \ln RER$) است و در قسمت دوم خلاصه نتایج مدل ECM ارائه شده است. به منظور انتخاب بهترین وقفه در مدل ARDL، از معیار شوارتز - بیزین^۱ استفاده شده است.

جدول ۲- تخمین ضرایب $U \ln RER$ و ضریب تصحیح خطا

قسمت دوم						قسمت اول			شریک تجاری
t_H^2	t_N^2	t_{FC}^2	t_{SC}^2	R^2	Ec_{t-1}	تعداد وقفه برای $\Delta \ln RER$			
						وقفه دو	وقفه یک	وقفه صفر	
۰/۰۳ (۰/۸۷)	۰/۲۲ (۰/۸۹)	۱/۳۸ (۰/۰۱)	۱/۹۸ (۰/۱۶)	۰/۷۱	-۰/۱۸ (-۰/۸۳)	۰/۴۹ (۱/۷۳)	-۱/۵۳ (-۴/۲)	۰/۹۳ (۳/۰۶)	امارات متحده عربی
۰/۵۹ (۰/۴۴)	۱/۳۷ (۰/۵)	-۰/۱۲ (۰/۷۳)	۱/۱۹ (۰/۲۷)	۰/۸۳	-۰/۶ (-۴/۱۶)	۱/۰۴ (۴/۹۸)	-۰/۶۷ (-۲/۴۴)	۱/۱۲ (۳/۶۳)	چین
۰/۰۹ (۰/۷۵)	۰/۱۳ (۰/۹۴)	-۰/۴۲ (۰/۵۲)	۰/۱۸ (۰/۶۷)	۰/۸۷	-۱ -	-	-۰/۸۱ (-۷/۰۳)	۰/۱۲ (۱/۱۶)	آلمان
۰/۲۴ (۰/۶۲)	۰/۰۹ (۰/۹۶)	۱/۴۷ (۰/۲۲)	۶/۱ (۰/۰۱)	۰/۹۲	-۱ -	-	-۰/۹۸ (-۶/۴۵)	۱/۱۲ (۴/۹۸)	جمهوری کره
۰/۰۳ (۰/۸۵)	۱/۰۲ (۰/۵۹)	۳/۶۶ (۰/۰۶)	۲/۳۶ (۰/۱۲)	۰/۴۷	-۱ -	-	۰/۱۵ (۱/۶)	-۰/۰۲ (-۰/۳)	ایتالیا
۰/۶۱ (۰/۴۴)	۲/۰۴ (۰/۳۶)	۳/۱۵ (۰/۰۸)	۱/۹۶ (۰/۱۶)	۰/۸	-۱ -	-	-۰/۰۷ (-۳/۹۶)	۰/۱۲ (۰/۷۲)	هند
۰/۴۴ (۰/۵)	۱/۹۴ (۰/۳۸)	-۰/۴۳ (۰/۵۱)	۹/۳۵ (۰/۰۲)	۰/۸۹	-۰/۷۴ (-۴/۹۵)	۱/۱۱ (۴/۳۶)	-۱/۵۵ (-۵/۱۸)	۰/۳۸ (۱/۴۲)	سوئیس
۰/۱۲ (۰/۷)	۶/۱۲ (۰/۰۵)	۶/۲۸ (۰/۰۱)	-۰/۹ (۰/۳۴)	۰/۸۱	-۰/۵۷ (-۳/۹۲)	۱/۰۴ (۲/۷)	-۱/۳ (-۲/۹۶)	۰/۵۳ (۱/۷۱)	ترکیه
۱/۷۱ (۰/۱۹)	۰/۳۶ (۰/۸۳)	-۰/۵۹ (۰/۴۴)	۲/۳ (۰/۱۳)	۰/۵	-۱ -	۰/۳۴ (۱/۷۲)	-۰/۸۹ (-۳/۵۵)	۰/۳۷ (۱/۹۶)	انگلستان
۰/۵۷ (۰/۴۵)	۱/۳۷ (۰/۵)	-۰/۳۵ (۰/۵۶)	-۰/۱ (۰/۷۴)	۰/۴۱	-۱ -	-	-۰/۵ (-۱/۶۲)	۰/۲۵ (۰/۸۲)	فرانسه

Ec_{t-1} : ضریب تصحیح خطای کوتاه مدت، t_{SC}^2 : آزمون همبستگی سریالی، t_{FC}^2 : آزمون تصریح مدل،

t_N^2 : آزمون نرمال بودن عبارات خطا، t_H^2 : آزمون واریانس همسانی.

ارقام داخل پرانتز، در قسمت اول مربوط به توزیع t و در قسمت دوم سطح احتمال است.

منبع: یافته‌های تحقیق.

1- Schwartz – Basin (SB).

همان طور که اشاره شد، قسمت اول جدول ۲، تخمین ضرایب کوتاه‌مدت با وقفه تغییرات نرخ ارز حقیقی ($\Delta \ln RER$) را برای بررسی منحنی J نشان می‌دهد. بر اساس نتایج موجود، فرآیند منحنی J ، در روابط دوجانبه بین ایران و شرکای تجاری آن وجود دارد و این مطلب موافق با نتایج تجربی صورت گرفته در این زمینه است. در قسمت دوم جدول ۳، مشخص شده که رابطه همجمعی، در تمام روابط تجاری دوجانبه وجود دارد، زیرا ضریب تصحیح خطا (Ecm_{t-1}) در سطح معناداری ۵ درصد، از نظر آماری معنادار است. علاوه بر این مشاهده می‌شود که ضرایب سرعت تعدیل برای اکثر کشورها بالا و حتی برای برخی نیز برابر با یک است، به طوری که تعادل پایدار با ثبات برای تراز تجاری ایران با هر یک از شرکای تجاری کشور، می‌تواند در کمترین زمان (حداکثر دو دوره) بعد از مواجه شدن با یک شوک خارجی ایجاد گردد.

جدول ۳- ضرایب بلندمدت بر اساس درجه وقفه بهینه در مدل ARDL

شریک تجاری	درجه ARDL	عرض از مبدأ	درآمد داخلی	درآمد خارجی	نرخ ارز
امارات متحده عربی	(۲۰،۰۰۲)	۲۵۹/۶۵ (۰/۰۱)	-۵۹/۱۶ (۰/۰۴)	۳۵/۷۵ (۰/۰۱)	-۰/۶ (۰/۰۰۴)
چین	(۲۰،۲۰۱)	۴۰۸/۹۶ (۰/۰۲)	-۲۴/۲۴ (۰/۰۷)	-۱۲/۹۳ (۰/۰۲)	۲/۴۶ (۰/۰۱)
آلمان	(۱۰،۰۰۰)	۵۰/۵ (۰/۱۱)	۴/۷۲ (۰/۰۰۳)	-۸/۳۳ (۰/۰۰۲)	-۰/۷ (۰/۰۰)
جمهوری کره	(۱۰،۲۰۰)	۱۵۷/۲۱ (۰/۰۲)	۱/۰۵ (۰/۷۳)	-۱۴/۷۸ (۰/۰۰)	۰/۱۴ (۰/۵۱)
ایتالیا	(۱۰،۱۰۰)	-۷/۶۲ (۰/۹)	-۲/۰۵ (۰/۰۷)	۲/۶۶ (۰/۰۴)	۰/۱۲ (۰/۰۴)
هند	(۱۰،۱۰۰)	-۳۷/۲ (۰/۰۵)	۰/۴ (۰/۰۴)	۲/۹۷ (۰/۰۲)	-۰/۵۷ (۰/۰۰۴)
سوئیس	(۲۰،۰۰۱)	۱/۷۷ (۰/۹۹)	۰/۵۴ (۰/۰۸)	-۰/۶۷ (۰/۰۶)	-۰/۷ (۰/۰۷)
ترکیه	(۲۰،۲۰۱)	۶۸۱/۶۲ (۰/۰۰۷)	-۲۳/۳۷ (۰/۰۳)	-۳۹/۴۶ (۰/۰۲)	۰/۵ (۰/۲۹)
انگلستان	(۲۰،۰۰۰)	۴/۴۱ (۰/۹۷)	۱/۳ (۰/۰۸)	-۱/۴ (۰/۰۱)	-۰/۱۷ (۰/۰۴)
فرانسه	(۱۰،۰۰۰)	۱۷۴/۲۵ (۰/۲۷)	-۰/۳۶ (۰/۰۲)	۱۴/۹۲ (۰/۰۴)	-۰/۳۵ (۰/۰۴)

منبع: یافته‌های تحقیق.

به منظور تحلیل اثر بلندمدت نرخ ارز بر تراز تجاری دوطرفه، ضرایب نرمالیزه شده رابطه ۲ در جدول ۳، ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول ۳، تنها در مورد تراز تجاری دوطرفه بین ایران و کشورهای چین، جمهوری کره، ایتالیا و ترکیه، ضرایب نرخ ارز حقیقی مقداری مثبت و نشان‌دهنده وجود شرایط ML است. بر این اساس، در مورد دیگر تراز تجاری‌های دوطرفه می‌توان ادعا کرد که نرخ ارز، اثری بر تراز دوطرفه نداشته است.

ثبات ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت، از طریق آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای باقی‌مانده‌های معادله ۲ بررسی شده است و نتایج در جدول ۴ خلاصه شده است. به طور کلی نتایج نشان می‌دهد که بر اساس آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری دوطرفه، باثبات بوده‌اند.

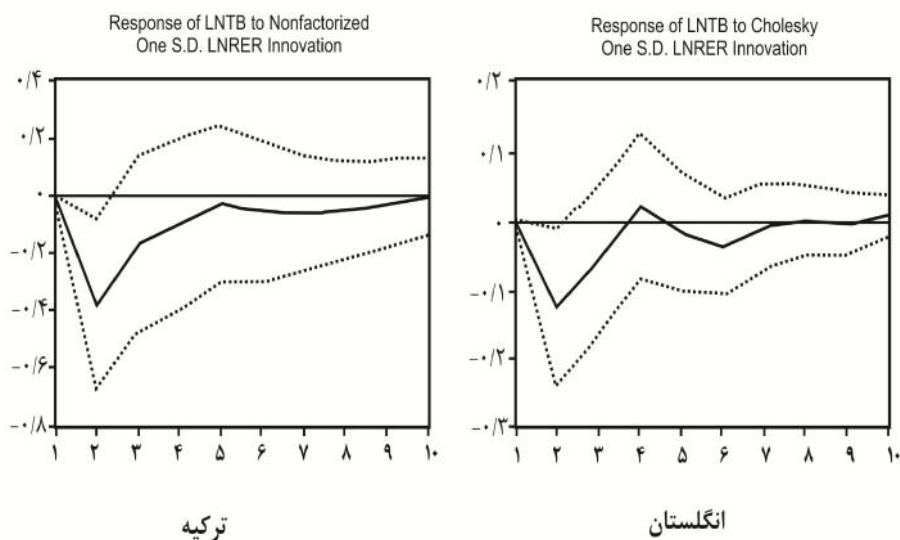
جدول ۴- آزمون ثبات ضرایب تخمینی بر اساس CUSUM و CUSUMSQ

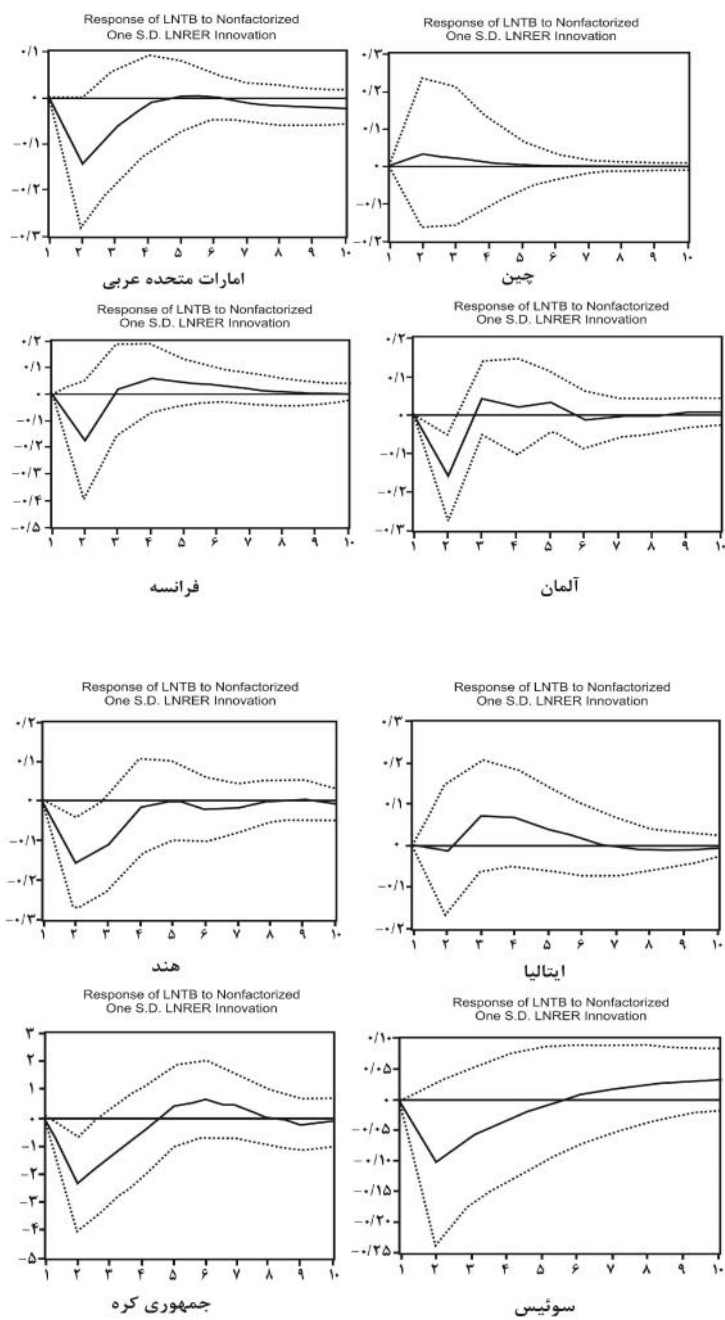
CUSUMSQ	CUDUM	شریک تجاری
باثبات	باثبات	امارات متحده عربی
باثبات	باثبات	چین
باثبات	باثبات	آلمان
بی‌ثبات	باثبات	جمهوری کره
باثبات	باثبات	ایتالیا
باثبات	باثبات	هند
باثبات	باثبات	سوئیس
باثبات	باثبات	ترکیه
باثبات	باثبات	انگلستان
باثبات	باثبات	فرانسه

منبع: یافته‌های تحقیق.

در نهایت به منظور بررسی اثر ناطمینانی بر عملکرد منحنی J ، از توابع واکنش لحظه‌ای استفاده شده است، به طوری که شوکی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی (LnRER) وارد شده است و اثر آن بر متغیر لگاریتم تراز تجاری مشاهده شده است. نمودار ۲ نشان‌دهنده توابع واکنش لحظه‌ای بر تراز تجاری دوطرفه بین ایران و شرکای تجاری آن است. نتایج نشان می‌دهد که فرآیند منحنی J به جز برای تراز تجاری دوجانبه بین اقتصاد ایران و کشورهای چین و ایتالیا، برای سایر کشورها مورد تأیید قرار گرفته است. نتایج متفاوت برای شوک‌های ایجاد شده به ویژه دو کشور چین و ایتالیا، حاکی از ساختار متفاوت روابط تجاری ایران با این کشورها بوده است. این نتیجه بیانگر این واقعیت است که نوسان نرخ ارز و تداوم ناطمینانی در آن، عامل تعیین‌کننده‌ای برای برقراری تراز تجاری ایران و شرکایش نیست، به طوری که در ایجاد روابط تجاری عوامل غیرقیمتی تأثیرگذار بوده است.

نمودار ۲- توابع واکنش لحظه‌ای تراز تجاری دوطرفه به شوک نرخ ارز





۶. نتیجه‌گیری

مطالعات گذشته که در مورد پویایی‌های منحنی J در مورد اقتصاد ایران صورت گرفته است، تنها از داده‌های جمعی‌سازی شده، استفاده و نتایج کلی را ارائه کرده‌اند. این مطالعه سعی در بررسی وجود فرآیند J برای اقتصاد ایران و ده شریک برتر تجاری کشور داشت. بر این اساس، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش ریال ایران بر تراز تجاری دوجانبه بین ایران و شریک تجاری کشور، با استفاده از روش هم‌انباشتگی مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج تجربی نشان دادند که فرآیند منحنی J بین ایران و کشورهای امارات متحده عربی، چین، جمهوری کره و انگلستان بر اساس فرآیند دوجانبه مورد بررسی در این مطالعه وجود دارد. علاوه بر این در بلندمدت نیز بر اساس شرط، کاهش ارزش ریال ایران، اثر قابل انتظاری بر تراز تجاری دوطرفه با چین، جمهوری کره، ایتالیا و ترکیه دارد. به منظور بررسی ثبات روابط تجاری دوجانبه، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، به خدمت گرفته شده که نتایج حاکی از ثبات ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت تخمینی برای تراز تجاری دوجانبه بین ایران و شرکای برتر تجاری بوده است.

در ادامه اثر نااطمینانی بر فرآیند منحنی J با استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای مورد بررسی قرار گرفت. بر این اساس، مشاهده شد که فرآیند منحنی J به جز برای تراز تجاری دوجانبه بین اقتصاد ایران و کشورهای چین و ایتالیا، برای سایر کشورها مورد تأیید قرار گرفت. در واقع، در تعاریف اقتصاد بین‌الملل برای برطرف ساختن نااطمینانی در قیمت‌ها و نرخ ارز بر رقابتی کردن و ثبات بازار تأکید می‌شود، تا متناسب با فرآیند بلندمدت منحنی J بهبود در کسری تجاری و توسعه روابط تجاری ایجاد شود. فقدان تأثیرگذاری عوامل قیمتی و وجود نرخ ارز تثبیت شده، باعث پویایی فرضیه J بر روابط تجاری ایران شده است، به طوری که برای درک بیشتر این پویایی و ثبات بلندمدت منحنی J، شناور شدن نرخ ارز ضرورت می‌یابد.

پیوست

منبع داده‌ها

داده‌های سالانه آمار واردات و صادرات کشور ایران با هر یک از ده شریک برتر تجاری مورد بررسی در این مطالعه، از داده‌های آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران و اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران استخراج شده است. علاوه بر این، اطلاعات مورد استفاده در مورد سایر متغیرهای مورد استفاده نیز از نسخه نرم‌افزاری شاخص‌های توسعه جهانی^۱ به دست آمده است.

تعریف متغیرها

TB_j ، نشان‌دهنده تراز تجاری ایران با شریک تجاری j ام خود است؛ به طوری که به صورت نسبت واردات از کشور j به صادرات به این کشور تعریف شده است.
 Y ، تولید ناخالص داخلی کشور ایران با قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰ است.
 Y_j ، تولید ناخالص داخلی شریک تجاری j ام کشور ایران با قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰ است.

RER_j نیز نشان‌دهنده نرخ ارز واقعی بین کشور ایران و شریک تجاری j ام است که عبارت از تعداد ریالی است که برای خرید یک واحد پول خارجی کشور j ام پرداخت می‌شود. به منظور محاسبه نرخ ارز حقیقی، از فرمول $(P_T \times NER_j) / P_j$ استفاده شده است که در آن P_T ، نشان‌دهنده شاخص قیمتی مصرف‌کننده در اقتصاد ایران (ثابت ۲۰۰۰) و NER_j ، نرخ ارز اسمی دوطرفه بین ایران و شریک تجاری j ام آن و P_j نیز شاخص قیمتی مصرف‌کننده (ثابت ۲۰۰۰) در کشور j ام است.

1- World Development Indicator (WDI).

منابع و مأخذ

- Akbostanci, E. (2004). Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J-curve. *Journal of Emerging Markets Finance and Trade*, 40, 57-73.
- Arndt, H. W. & Dorrance, G. (1987). The J-curve, *The Australian Economic Review*, 11, 9-19.
- Bahmani-Oskooee, M. & Alse, J. (1994). Short-run versus Long-run Effects of Devaluation: Error Correction Modeling and Co-integration. *Journal of Eastern Economic*, 20, 453-464.
- Bahmani-Oskooee, M. & Wang, Y. (2006). The J-Curve: China versus her Trading Partners. *Bulletin of Economic Research*, 58, 323-343.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67, 500-504.
- Bahmani-Oskooee, M., & Malixi, M. (1992). More Evidence on the J-curve from LDCs. *Journal of Policy Modeling*, 14, 641-653.
- Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, M. (2004). J-Curve – A Literature Review. *Applied Economics*, 36 (13), 1377-98.
- Bahmani-Oskooee, M. & T. Brooks, J. (1999). Bilateral J-Curve between US and her Trading Partners. *Weltwirtschaftliches Archiv, Review of world Economics Band*, 135 (1), 156-65.
- Brada, J. C. & A. Kutan, M. & Zhou, S. (1997). The Exchange Rate and the Balance of Trade: The Turkish Experience. *Journal of Development Studies*, 33, 675-692.
- Brown, R. L. & Durbin, J. & J. Evans, M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- Halicioglu, F. (2008). The Bilateral J-Curve: Turkey versus her 13 Trading Partners. *Journal of Asian Economics*, 19, 236-43.

- Harris, R. & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series: Modeling and Forecasting*. New York: John Wiley Sons Inc.
- Hsing, H. M. (2005). Re-examination of J-Curve Effect for Japan, Korea and Taiwan. *Journal of Japan and the World Economy*, 17, 43-58.
- Kale, P. (2001). Turkey's Trade Balance in the Short and the Long-run: An Error Correction Modeling and Co-integration. *The International Trade Journal*, 15, 27-56.
- Kremers, J. J. M., & N. Ericson, R. & J. J. Dolado. (1992). The Power of Co-integration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.
- Krueger, A. D. (1983). *Exchange Rate Determination*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Magee, S. P. (1973). Currency Contracts, Pass-through and Devaluation. *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, 303-325.
- Ratha, A. & Kang, E. (2009). Asian Financial Crisis and the J-Curve: Evidence from South Korea. St.cloud state University, from <http://www.stcloudstate.edu/documents/J-curve-doren.pdf>. Working paper.
- Rose, A. K. & J. Yellen, L. (1989). Is There a J-Curve. *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-58.
- Rose, A. K. (1990). Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries. *Economics Letters*, 34, 271-275.
- Valadkhani, A. (2004). An Empirical Analysis of the Black Market Exchange Rate in Iran. *Asian-African Journal of Economic and Econometric*, 4(2), 141-152.
- Yousefi, A. & T. Wirjanto, S. (2003). Exchange Rate of the US Dollar and the J-Curve: The Case of Oil Exporting Countries. *Journal of Energy Economics*, 25, 741-765.