فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال چهاردهم، شماره ۵۳، تابستان ۱۳۹۳، صفحات ۱۹۶-۱۶۷

پویایی‌های تراز تجاری ایران و ده شریک تجاری آن نسبت به تغییرات نرخ ارز با توجه به شاخص بحران مالی

لیلا ترکی[*]، سیدکمیل طیبی[**]، مهدی یزدانی[***] و الهام فتحی[****]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۲/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۴/۱۵

چکیده

یکی از راهکارهای مناسب برای رفع کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول ملی است. امکان استفاده از این سیاست حداقل در بلندمدت وجود دارد. براساس این منطق، هر گونه کاهش ارزش پول ملی در قالب سازوکار بازار، کسری تراز تجاری را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، تراز تجاری کشورها تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله شرایط مالی بین‌المللی قرار می‌گیرند که این شرایط با تغییر حجم معاملات تجاری تأثیر چشمگیری بر اقتصاد کشورها و به دنبال آن تراز تجاری آنها می‌گذارند. هدف از تهیه این مقاله آن است که تأثیرپذیری تراز تجاری ایران و ده شریک تجاری آن با در نظر گرفتن شاخص بحران مالی به‌عنوان نمادی از شرایط مالی بین‌المللی مورد بررسی قرار گیرد. با به‌کارگیری داده‌های سری زمانی برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۱، مربوط به ایران و ده شریک تجاری آن، روابط در قالب الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) مورد بررسی قرار می‌گیرند. همچنین اثر شاخص بحران مالی بر تراز تجاری با استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای بررسی می‌شود. نتایج نشان‌دهنده آن است که فرآیند اثرگذاری تضعیف نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری، تنها برای تراز تجاری دوجانبه بین اقتصاد ایران با کشورهای چین و ایتالیا تأیید و برای سایر کشورهای مورد بررسی، با توجه به شاخص بحران مالی رد می‌شود. لازم به یادآوری است که تمام ضرایب با توجه به آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ دارای ثبات هستند.

طبقه‌بندی JEL: *G14,F41, C81.*

کلیدواژه‌ها: *تراز تجاری، شاخص بحران مالی، نرخ ارز واقعی، مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL).*

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول)، پست اکترونیکی: Ltorki@gmail.com

** استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

*** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

**** کارشناس ارشد علوم اقتصادی.

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین مسایل اقتصادی کشورها تراز تجاری[1] است و نقش مهمی در رشد اقتصادی کشورها ایفا می‌کند. اهمیت تراز تجاری کشور از آن رو است که اطلاعات مهمی از روابط و موقعیت بین‌المللی یک کشور با سایرکشورهای دیگر را نشان می‌دهد. سیاست‌گذاران اقتصادی تلاش می‌کنند که تراز تجاری در حالت تعادل قرار داشته باشد و بررسی راهکارهایی برای بهبود کسری تراز تجاری [2]را مورد توجه قرار می‌دهند. براساس نظریه‌های اقتصادی، یکی از ابزارهای سیاست اقتصادی به‌منظور حذف کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول ملی است. با تضعیف ارزش پول ملی ابتدا وضعیت تراز تجاری بدتر می‌شود، اما در بلندمدت بهبود می‌یابد. از تفاوت در عکس‌العمل زمانی تراز تجاری نسبت به کاهش ارزش پول ملی یک منحنی J شکل به‌دست می‌آید.

تفاوت در عکس‌العمل زمانی تراز تجاری نسبت به کاهش ارزش پول ملی در ادبیات تجربی اقتصاد بین‌الملل به‌طور قوی مورد حمایت قرار نگرفته است[3]. در حقیقت، این کمبود حمایت برای فرضیه منحنی J، باعث شده است که محققان دیگر، از جمله بهمنی اسکویی و بروکس[4] (۱۹۹۹)، سعی در بازتعریف فرضیه منحنی J داشته باشند. براساس این، آثار نامطلوب کوتاه‌مدت همراه با بهبودهای بلندمدت در تراز تجاری مطرح شده و تحت عنوان نسخه ضعیف منحنی J در ادبیات تجربی اقتصاد مورد حمایت قرار گرفته است.

علاوه بر این، تراز تجاری هر کشور از عوامل گوناگونی مانند شرایط مالی بین‌المللی تأثیر می‌پذیرد. در اثر بحران، صادرات به دلایلی مانند پایین آمدن شدید تقاضا در بازارهای صادراتی کاهش خواهد یافت. با تنزل در آمدهای ارزی کشور حاصل از صادرات و تأثیر آن بر تراز تجاری در نهایت، به کاهش کسری تراز تجاری منجر می‌شود. نحوه مقابله با بحران و کاهش تبعات منفی آن، از مهم‌ترین دغدغه‌های کشورهاست.

1-Trade Balance

2- Balance of Payments

۳- بهمنی اسکوئی و راتا (Bahmani-Oskooee and Ratha)، ۲۰۰۴.

4- Brooks

دولت‌ها در مواقع بحران‌ها و مشکلات ارزی، به‌ویژه هنگام مشاهده کسری در تراز تجاری به کنترل‌های ارزی به دلیل آثار و پیامدهای بی‌شمار آن در اقتصاد متوسل می‌شوند، زیرا به‌عنوان یک سیاست یا ابزار می‌تواند در تثبیت نرخ ارز، نگهداری، حفظ، افزایش ذخایر ارزی، جلوگیری از فزونی میزان کسری یا رفع آن در تراز تجاری و بازپرداخت بدهی‌های خارجی، جلوگیری از خروج سرمایه، حمایت و مراقبت از رشد صنایع نوپا و همچنین به‌منظور کسب درآمد مورد استفاده سیاست‌گذاران قرار گیرد.

براساس این، هدف اصلی این مقاله تأثیرپذیری تراز تجاری دوطرفه ایران و ده شریک تجاری آن با در نظر گرفتن شاخص بحران مالی با استفاده از روش هم‌انباشتگی مقید بین ایران و ده شریک برتر آن است. همچنین ثبات پارامترها با توجه به آزمون‌هایی که توسط بران و همکاران [1]معرفی شده است، آزمون می‌شود و در نهایت، عملکرد تراز تجاری با در نظر گرفتن شاخص بحران مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در این راستا، سازماندهی مقاله به این صورت است که در بخش دوم، ادبیات موضوع تحقیق مرور می‌شود. در بخش سوم، مدل اقتصادسنجی تحقیق و روش تخمین تشریح می‌شود. بخش چهارم به نتایج تجربی اختصاص دارد و بخش آخر به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- ادبیات تحقیق

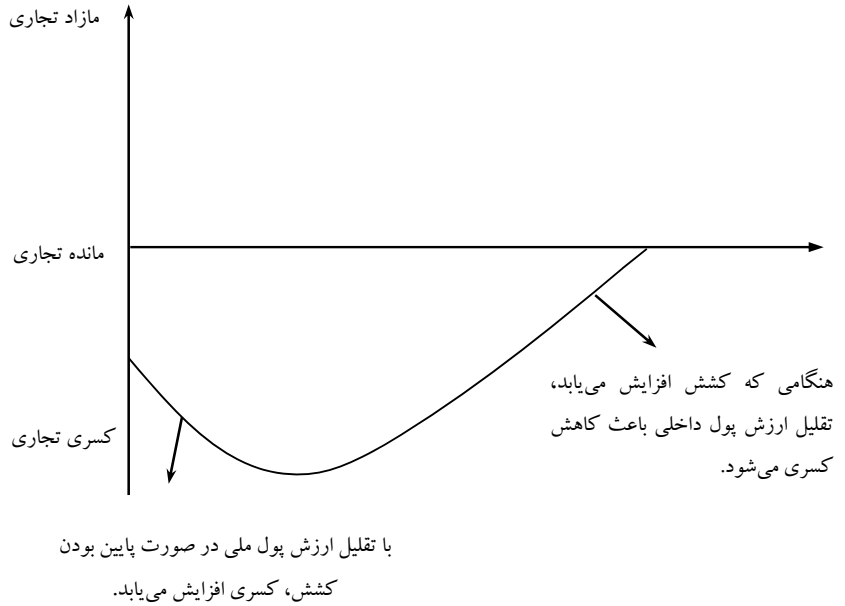
۲-۱- ارتباط نرخ ارز واقعی و تراز تجاری

عمل تضعیف ارزش پول ملی، واردات را گران و صادرات را ارزان می‌کند. در مراحل نخست ممکن است نتیجه عکس بر تراز تجاری داشته باشد، زیرا بسیاری از اقلام صادراتی از مواد اولیه وارداتی تهیه می‌شوند. ازاین‌رو، تأثیر اولیه، افزایش قیمت واردات است، اما بعد از مدتی افزایش قیمت صادرات صورت می‌گیرد. بنابراین، بلافاصله بعد از تضعیف وضع اندکی بدتر خواهد شد و به‌تدریج وضع بهبود خواهد یافت. ارتباط نظری بین نرخ

1- Brown et al

ارز و تراز تجاری در ادبیات نظری تحت عنوان منحنی J قلمداد می‌شود. توضیح نموداری این وضعیت، در شکل شماره ۱، آمده است[1].

شکل ۱- اثر منحنی جی



در طول زمان یک سری قراردادهای وارداتی منعقد می‌شود، به‌طوری که افزایش در قیمت واردات نسبت به قیمت‌های داخلی به کاهش تقاضا برای واردات منجر می‌شود و مقدار صادرات به دلیل کاهش قیمت صادراتی تحریک می‌شود. در ابتدا افزایش در قیمت واردات بیشتر از کاهش در حجم آن است و تراز تجاری اسمی بدتر جلوه می‌کند، اما بعد از آنکه حجم‌های صادرات و واردات به اندازه کافی از بالا بودن افزایش قیمت واردات تعدیل شدند، تراز تجاری اسمی بهبود می‌یابد. بنابراین، جنبه کلیدی پدیده منحنی J آن

1- Ruther Ford, 1992.

است که قیمت کالاهای مبادله شده نسبت به تغییر نرخ ارز قبل از آنکه مقادیر آن کالاها به قدر کافی نسبت به تغییرات قیمت‌های نسبی تعدیل شود، از خود واکنش نشان می‌دهد. به بیان دیگر، با کاهش ارزش پول ملی، ممکن است در کوتاه‌مدت، ارزش واردات افزایش یابد، بدون آنکه صادرات به آن اندازه رشد کرده باشد. این موضوع می‌تواند باعث بدتر شدن تراز تجاری کشور شود، اما در بلندمدت، کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش حجم کالاهای صادراتی و به جبران کسری تراز تجاری منجر می‌شود. به عبارت دیگر، رابطه بین تضعیف ارزش پول و تراز تجاری طی زمان تغییر می‌کند و واکنش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری را در پی دارد[1].

۲-۲- ارتباط تراز تجاری و شاخص بحران مالی

بحران مالی به یک تغییر ناگهانی و سریع در همه یا بیشتر شاخص‌های مالی شامل نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و قیمت دارایی‌ها (اوراق بهادار، سهام و زمین)، ورشکستگی و سقوط مؤسسه‌های مالی اطلاق می‌شود[2]. ایجاد حباب‌های قیمتی در مورد یک دارایی با طبیعت بازار دارایی‌ها همراه است. خطر از آنجا آغاز می‌شود که حباب از یک دارایی به دارایی دیگر منتقل شود و از کشوری به کشور دیگر گسترش یابد و کارکرد ساختار مالی را متوقف کند، در حالی که رونق یا حباب برحسب هجوم پول به سوی دارایی‌های حقیقی یا مالی شناسایی می‌شود که بر انتظار استمرار در افزایش قیمت دارایی‌ها مبتنی است، بحران مالی برحسب خروج ناگهانی دارایی‌ها از بخش مالی به بخش پولی شناسایی می‌شود. این رفتار برعکس حالت اول، مبتنی‌بر این باور بوده که قیمت دارایی‌ها رو به زوال است. بین دوران رونق و بحران مالی، ممکن است ادواری از ناآرامی و فشار مشاهده شود. دورانی که انتظارات افزایش قیمت‌ها متوقف شده، اما هنوز آهنگ عکس به خود نگرفته است. امکان دارد ناآرامی کوتاه‌مدت یا منقطع باشد و ممکن است هیچ‌گاه به بحران نینجامد. اینکه یک ناآرامی مالی به بحران مالی منجر شود، به عوامل متعددی بستگی دارد.

1- Krugman and Obstfeld, 2001.
2- Kindleberger and Aliber, 2005.

شکنندگی رشد اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانک‌ها، سرعت معکوس شدن انتظارات، فرو ریختن اعتماد عمومی به دلیل یک اتفاق (مانند شکست یک مؤسسه) و بالاخره اطمینان جامعه که در شرایط اضطراری، مؤسسه‌های مالی بحران‌زده توسط وام‌دهنده نهایی نجات داده خواهند شد، همه در شکل‌گیری بحران نقش دارند. از آنجا که ارتباط مستقیمی بین بی‌ثباتی و نابرابری‌های اقتصادی با بی‌ثباتی‌های سیاسی و اجتماعی در سطوح ملی، منطقه‌ای و بین‌المللی برقرار است، گسترش دامنه بحران اقتصادی در جهان و به خطر افتادن امنیت مالی و پولی بین‌المللی می‌تواند امنیت و نظم و ساختار جهانی را در ابعاد سیاسی و اقتصادی در معرض تغییر و تحول قرار دهد. در دهه‌های گذشته پیچیدگی‌های نظام اقتصادی جهانی و درهم‌تنیدگی نظام‌های مالی، بانکی، سرمایه، سهام و تجارت بیشتر شده که یکی از نمادهای اصلی آن جهانی شدن اقتصاد است. یکی از ویژگی‌های توسعه جوامع بشری طی دهه‌های متمادی ابعاد کاملاً به‌هم مرتبط اقتصاد مالی و پولی بین‌المللی است. وابستگی متقابل همراه با درهم‌تنیدگی اقتصاد جهانی باعث می‌شود کشورها به تناسب پیوندهای تجاری، مالی و اقتصادی بین‌المللی از شرایط مالی بین‌المللی متأثر شوند. در برخی موارد کشورهایی با اقتصاد ضعیف، فشارهای اقتصادی به پیامدهای سیاسی و امنیتی در آن کشورها منجر می‌شود[1].

اقتصاددانان به نقش تجارت در تحولات مالی بین‌المللی به دو دلیل توجه می‌کنند؛ ابتدا عدم تعادل تراز تجاری به‌عنوان یک عامل مهم در ایجاد بحران‌ها نمایش داده می‌شود. همان‌گونه که کروگمن ۱۹۷۹، اشاره کرد، بحران ارزی در اقتصادی که اندوخته خارجی کافی ندارد، محتمل‌تر است. دوم، بحران مالی ممکن است از طریق پیوندهای تجاری از یک کشور آسیب‌دیده به سایر کشورها به‌رغم زیرساخت‌های نسبتاً خوب آنها منتقل شود. از آنجا که تجارت، آشکارترین پیوند اقتصادی بین کشورهاست، پژوهش‌های بیشتری به این زمینه اختصاص داده شده است، در حالی که اهمیت عدم تعادل تراز تجاری در ایجاد بحران کاملاً پذیرفته شده است، هیچ توافقی بر اهمیت نقش بحران‌ها بر کالاهای قابل تجارت مختلف

1- De, 2009.

وجود ندارد. ایخنگرین و رز[1] (۱۹۹۹)، فرضیه انتقال بحران‌ها بین کشورهای صنعتی را بررسی کردند. آنها دریافتند، احتمال رویداد یک بحران مالی در یک کشور، در صورتی که آن کشور پیوندهای تجاری دوجانبه مستحکمی با کشورهای درگیر بحران داشته باشد، به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد. گیلک و رز[2] (۱۹۹۹)، تحلیل‌های مشابهی با کشورهای بیشتری انجام داده و نتایج یکسانی دریافت کرده‌اند. فوربس[3] (۲۰۰۰)، برای مطالعه اهمیت تجارت در انتقال بحران‌های مالی از اطلاعات بازارهای سهام استفاده کرد و نتایج وی نیز نشان‌دهنده نقش مهم تجارت است. به هر حال، مطالعات دیگر نیز پاسخ مشابهی به این مسأله می‌دهند؛ برای مثال، گلدفن[4] (۱۹۹۸) معتقد است، تجارت در بحران جنوب شرق آسیا بی‌اهمیت بوده، زیرا سطوح تجارت دوجانبه مستقیم بین این اقتصادها بسیار کوچک است. می‌سن[5] (۱۹۹۸) بحران مکزیک و بحران آسیا را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد و به نتایج مشابهی دست یافت. نظریه‌هایی مبنی‌بر اینکه بحران‌های مالی تنها از طریق تغییر در نرخ ارز صادرات و واردات کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، وجود دارند. کاهش ارزش پول ملی یک کشور حجم صادرات را افزایش و حجم واردات را کاهش می‌دهد. تئوری (نظریه) تجارت بین‌الملل نشان می‌دهد، کاهش ارزش پول ملی یک کشور تراز تجاری آن را بالا می‌برد، اگر شرط مارشال ـ لرنر[6] برقرار باشد. به‌علاوه تحولات مالی بین‌المللی (شامل بحران‌های ارزی، بحران‌های مالی یا هر دو) می‌توانند تجارت را از کانال‌های دیگری به‌جز نرخ ارز متأثر سازند. رین هارت[7] (۱۹۹۹) اشاره می‌کند که شرایط مالی بین‌المللی به‌طور معمول موجب معکوس شدن حساب سرمایه[8] (توقف ناگهانی) و موجب رکود اقتصادی می‌شود. مندوزا[9] (۲۰۰۱)، نشان می‌دهد، در یک اقتصاد با بازارهای اعتبار ناقص این

1- Eichengreen and Rose
2- Glick and Rose
3- Forbes
4- Gold fajn
5- Masson
6- Marshal – Lerner Condition
7- Reinhart
8- Capital Account Reversal
9- Meudoza

توقف‌های ناگهانی می‌تواند به توازن منجر شود. رکود اقتصادی نه‌تنها تقاضای داخلی، بلکه تولید کل و ظرفیت صادرات را نیز کاهش می‌دهد، اگرچه جریان سرمایه به افزایش صادرات منجر می‌شود. بنابراین، افزایش یا کاهش صادرات در اثر تحولات مالی بین‌المللی هنوز شفاف نیست و نیازمند مطالعات بیشتری است.

با توجه به شاخص بحران مالی، روند روابط تجاری و سیاست‌های ارزی با نوسان‌های فراوان همراه می‌شود. در ادبیات اقتصاد بین‌الملل برای برطرف ساختن آثاری مانند نااطمینانی در قیمت‌ها و نرخ ارز بر ثبات بازار تأکید می‌شود تا متناسب با فرآیند بلندمدت کاهش ارزش پول بهبود در کسری تجاری و توسعه روابط تجاری ایجاد شود. از سوی دیگر، بحران‌های اقتصادی نااطمینانی نرخ ارز، قیمت‌ها و عدم واکنش مناسب عرضه و تنگناهای بازار کالاها و خدمات را در پی دارند و از طریق این آثار بر تراز تجاری کشورها اثر می‌گذارند و ممکن است فرآیند اثرگذاری کاهش ارزش پول بر تراز تجاری را با مشکل مواجه کنند. به عبارت دیگر، این احتمال وجود دارد که تراز تجاری به جریان کالاها و تأخیر زمانی نسبت به تغییرات نرخ ارز با توجه به تأثیرپذیری از شاخص بحران مالی واکنش نشان دهد.

۲-۳- مروری بر مطالعات تجربی

بررسی پیشینه تحقیق در ارتباط با موضوع مورد مطالعه نشان می‌دهد، هرچند به دلیل اهمیتی که کسری تراز تجاری برای کشورها دارد، اما بیشتر این تحقیق‌ها در ارتباط با بررسی تأثیر سیاست کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری در قالب فرآیند منحنی J بوده و مطالعات تجربی صورت گرفته در مورد عملکرد تراز تجاری با توجه به شاخص بحران‌های مالی، محدود است.

۲-۳-۱- مطالعات داخلی

طیبی و یزدانی(۱۳۸۷)، در مقاله‌ای با عنوان «تراز تجاری ایران و پویایی‌های سازوکار منحنی J در شرایط نااطمینانی» با به‌کارگیری تکنیک خودرگرسیونی و با در نظر گرفتن

وقفه‌های گسترده برای اقتصاد ایران و ده شریک عمده تجاری آن با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۳، اثر نااطمینانی بر فرآیند منحنی J را با استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای مورد توجه قرار داده‌اند. براساس این تحقیق، فرآیند منحنی J برای تعدادی از شرکای تجاری مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. همچنین 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.

اخباری و خوشبخت (۱۳۸۱)، به مطالعه‌ای با عنوان «بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران و آلمان» پرداختند. در این مطالعه تکنیک‌های عکس‌العمل تکانه‌ای و تجزیه واریانس در قالب الگوی تصحیح خطا VECM و همچنین الگوی ARDL برای بررسی نحوه عکس‌العمل و پویایی‌های تراز تجاری ایران وآلمان نسبت به تغییرات نرخ واقعی مؤثر ارز (یورو- ریال) طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۵ به صورت فصلی به کار برده شده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، سیاست‌های ارزی در جهت تضعیف پول داخلی در برابر یورو نمی‌تواند به بهبود تراز تجاری ایران وآلمان منجر شود. به عبارت دیگر، نتایج حاکی از نبود اثر منحنی J بین تراز تجاری و نرخ ارز واقعی طی دوره مورد بررسی است.

ذوالنور (۱۳۸۱)، به بررسی کاهش ارزش پول، تورم وتولید واقعی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران پرداخته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد، تراز تجاری کشور در کوتاه‌مدت، به‌طور مداوم بدتر می‌شود و در میان‌مدت بهبود می‌یابد. در واقع، این نتیجه وجود پدیده منحنی J را در فرآیند پویای کاهش ارزش ریال تأیید می‌کند.

بهمنی اسکویی (۱۳۷۲)، در مقاله‌ای با عنوان «اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران در دوره پس از انقلاب اسلامی»، با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۵۹ پرداخته است. وی با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی متقابل و مدل تصحیح خطا، نشان می‌دهد، کاهش ارزش ریال تأثیر مثبت بر تراز تجاری داشته است.

۲-۳-۲- مطالعات خارجی

راتا و کانگ[1] (۲۰۰۹)، به مطالعه‌ای با عنوان «پویایی‌های منحنی J در شرایط بحران مالی در کشور کره جنوبی» پرداخته‌اند. آنها مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده و تکنیک‌های تصحیح خطا را به کار گرفتند تا وجود منحنی J را با توجه به بحران مالی آسیا در سال ۱۹۹۷ در کره جنوبی، با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دوره ۲۰۰۵ – ۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دهند. نتایج نشان دادند، قبل و بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ درآسیا، منحنی J برای کره جنوبی و شرکای تجاری آن عملکردی متفاوت داشت.

آفتاب و خان[2] (۲۰۰۸)، در تحقیقی با عنوان «اثر منحنی J در روابط دوجانبه بین پاکستان و شرکای تجاری آن»، با استفاده از داده‌های فصلی دوجانبه برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ و به‌کارگیری روش ARDL به بررسی عکس‌العمل کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری پاکستان نسبت به تضعیف پول ملی در مقابل ۱۲ شریک تجاری آن پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اثر منحنی J مشاهد نمی‌شود.

مورا و داسیلو[3] (۲۰۰۵)، در مطالعه خود با عنوان «آیا منحنی J در کشور برزیل وجود دارد؟» با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۰ و به‌کارگیری روش VAR به بررسی واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری این کشور نسبت به تضعیف پول ملی پرداختند. در نهایت، شواهدی مبنی‌بر وجود منحنی J به‌دست نیاوردند.

بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۴)، به مطالعه‌ای با عنوان «تراز تجاری آمریکا با کشورهای درحال‌توسعه» پرداختند. آنها وجود منحنی J دوجانبه را بین آمریکا و ۱۸ شریک تجاری آن با استفاده از داده‌های فصلی و به‌کارگیری روش ARDL در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۵ مورد آزمون قرار دادند. آنها لگاریتم صادرات بر واردات را به‌عنوان متغیر وابسته و درآمد داخلی، درآمد شرکای تجاری و نرخ ارز واقعی دوجانبه را به‌عنوان متغیر مستقل وارد مدل

1- Rtha and Kang
2- Aftab and Khan
3- Moura and Da Silve

کردند. نتایج نشان داد که اثر منحنی J دوجانبه تنها بین آمریکا با ۱۱ شریک تجاری آن مشاهده می‌شود.

انافوورا[1] (۲۰۰۳)، در مطالعه خود با عنوان «تغییرات نرخ ارز و تعادل تراز تجاری در جنوب آسیا»، آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ واقعی ارز را روی تراز تجاری سه کشور آسیایی تایلند، مالزی و اندونزی در تجارت دوجانبه هر یک از آنها با کشورهای ژاپن وآمریکا با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۰، مورد بررسی قرار داد. در نتیجه تحقیق، برای کشورهای ژاپن وآمریکا و برای کشور تایلند در تجارت این کشور تنها با کشور آمریکا وجود پدیده منحنی J در کوتاه‌مدت تأیید شد.

هکر و هاتمی[2] (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای با عنوان «آیا اثر منحنی J برای کشورهای اروپای شمالی وجود دارد؟»، با استفاده از تابع واکنش آنی و به‌کارگیری داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۷ وجود منحنی J را برای ۵ کشور اروپای شمالی (بلژیک، دانمارک، هلند، نروژ و سوئد) مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که وجود اثر منحنی J برای هر ۵ کشور تأیید می‌شود.

۳- معرفی مدل اقتصادسنجی و روش تخمین

معادله تراز تجاری، دریافتی خالص ناشی از تفاضل بین درآمد حاصل از فروش کالاها و خدمات تولید شده جاری به خارج و پرداخت‌های مربوط به کالاها و خدمات تولید شده خارجی است. ازاین‌رو، معادله تراز تجاری، براساس مطالعه رز و یلن[3] (۱۹۸۹) و رز (۱۹۹۰) تابع تقاضای صادرات و تابع تقاضای وادرات به صورت زیر بیان می‌شود:

$$X = X(E, Y_j) \quad \frac{\partial X}{\partial Y_j} > 0, \frac{\partial X}{\partial E} > 0 \qquad (1)$$

$$M = M(E, Y) \quad \frac{\partial M}{\partial Y} > 0, \frac{\partial M}{\partial E} < 0 \qquad (2)$$

1- Onafowora
2- Hacker and Hatemi
3- Rose and Yellen

که درآن، X صادرات، M واردات، Y_j درآمد واقعی کشور طرف تجاری، Yدرآمد واقعی در کشور مورد مطالعه و E نشان‌دهنده نرخ ارز واقعی بین کشور مورد مطالعه و شریک تجاری آن است.

برمبنای تعریف تراز تجاری که از تفاضل صادرات و واردات به‌دست می‌آید، تراز تجاری به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$TB = X - EM = X(E, Y_j) - EM(E, Y) \qquad (۳)$$

یا

$$TB = TB(E, Y, Y_j) \qquad (۴)$$

مشتق جزیی تراز تجاری با توجه به کاهش ارزش واقعی برابر است با:

$$\partial TB/\partial E = \partial X/\partial E - E\,\partial M/\partial E - M > or < ۰ \qquad (۵)$$

علامت معادله (۵) به این بستگی دارد که ارزش حجم صادرات افزایش یافته، بیشتر یا کمتر از ارزش حجم واردات خواهد بود[1].

براساس این مطالعه که به بررسی آثار شرایط مالی بین‌المللی بر تراز تجاری ایران می‌پردازد، متغیر FCI[2] به‌عنوان شاخص بحران مالی به این مدل اضافه می‌شود. انتظار می‌رود رابطه شاخص بحران مالی با تجارت معکوس باشد، زیرا کاهش تقاضای ناشی از شرایط مالی بین‌المللی موجب می‌شود تا میزان تقاضای داخلی و تقاضای وارداتی کاهش یابد و در نتیجه، تولید و تجارت محصولات داخل کشور دچار افت شوند. همچنین تأثیرگذاری شرایط مالی بین‌المللی بر تجارت جهانی به دو شکل صورت می‌گیرد: ۱- با برهم زدن وضعیت تعادل تجاری وکاهش سرمایه‌گذاری‌های خارجی می‌تواند آثار منفی بر تجارت داشته باشد. ۲- تحولات مالی می‌توانند از طریق ارتباطات تجاری از کشورهای درگیر تحولات به سایر کشورها گسترش یابد. راه‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری تحولات مالی وجود دارد. به سبب غلبه بر مشکلات بالقوه، تأکید بر تنها یک متغیر به‌جای

1- Krugman and Obstfeld, 2003.
2- Financial Conditions Index

سایر متغیرهاست. برخی اقتصاددانان متغیرهای زیادی را ترکیب کرده‌اند تا فشارهای بازارهای مالی را توسط یک متغیر، مانند یک شاخص اندازه‌گیری کنند. این متغیر شرایط بازار مالی و اطلاعاتی را درباره وضعیت آتی اقتصاد برپایه شرایط کنونی این متغیرها ارایه می‌دهد. شاخص مورد استفاده در این مطالعه توسط هاتزئوس ودیگران[1] (۲۰۱۰) اندازه‌گیری شده است. این شاخص حیطه گسترده‌ای از شاخص‌های مالی را دربر می‌گیرد که وسیع‌تر از سایر متغیرهای موجود است و شامل ۴۵ متغیر در دوره زمانی نسبتاً طولانی، از اوایل دهه ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ می‌شود. بنابراین، با در نظر گرفتن این متغیر رابطه (۴) به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$TB = TB(E, Y, Y_j, FCI) \qquad (۶)$$

با توجه به کشور مورد مطالعه که ایران است، برای اندازه‌گیری خاصیت کششی تراز تجاری براساس درآمد واقعی ایران، درآمد واقعی در کشور طرف تجاری آن، نرخ واقعی ارز و شاخص بحران مالی از معادله (۶) لگاریتم گرفته می‌شود.

$$LnTB_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LnY_{i,t} + \alpha_2 LnY_{j,t} + \alpha_3 LnE_{ij,t} + \alpha_4 FCI + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

تمام متغیرها در شکل لگاریتم طبیعی به کار گرفته شده‌اند، به‌استثنای FCI که به دلیل منفی بودن داده‌های FCI برای بیشتر سال‌های مورد مطالعه، از آن لگاریتم‌گیری نشده است (با استناد به فرامپونگ و اوتنگ[2]، ۲۰۰۶). معادله یادشده نشان می‌دهد، متغیر درون‌زای مدل، تراز تجاری ایران در برابر شریک تجاری j (TB_{ij}) است. این متغیر در این مطالعه به صورت نسبت صادرات به واردات در نظر گرفته می‌شود.

$$TB_{ij} = \frac{EX_{ij}}{IM_{ij}} \qquad (۸)$$

که EX_{ij} ارزش صادرات ایران به کشور j به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ و IM_{ij} ارزش واردات ایران از کشور j به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ است. با توجه به اینکه تراز تجاری یک کشور به صورت تفاوت بین ارزش صادرات و واردات کالاها و خدمات تعریف می‌شود،

1- Hatzias et al
2- Frimpong and Oteng - Abayie

اما زمانی که تابع به صورت لگاریتمی بیان شود، در این صورت تحت شرایطی که ممکن است تراز تجاری منفی باشد، لگاریتم ارزش صادرات منهای واردات قابل محاسبه نخواهد بود. ازاین‌رو، در چنین مواردی بهتر است شاخص تراز تجاری به صورت نسبت ارزش صادرات به واردات بیان شود تا لگاریتم‌گیری این متغیر با مشکل مواجه نشود.

تراز تجاری تابعی از متغیرهای اقتصادی دیگر و از جمله شاخص بحران مالی است. با در نظر گرفتن اینکه شاخص بحران مالی به‌عنوان متغیر توضیحی مستقل وارد معادله تراز تجاری شده، اما با آثاری که ممکن است بر صادرات و واردات یک کشور به همراه داشته باشد، می‌تواند متغیر درون‌زای معادله را تحت تأثیر قرار دهد. متغیرهای توضیحی مدل شامل (Y_i) تولید ناخالص داخلی ایران با قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰، (Y_j) تولید ناخالص داخلی شریک تجاری j ام ایران با قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰، (E_{ij}) نرخ ارز واقعی بین ایران و شریک تجاری j ام آن و (FCI) شاخص بحران مالی هستند.

به‌منظور محاسبه نرخ ارز واقعی از فرمول $(P_j \times NER_{ij}) / P_i$ استفاده شده که درآن P_j نشان‌دهنده شاخص قیمتی مصرف‌کننده در کشور منتخب طرف تجاری ایران و NER_j نرخ ارز اسمی دوطرفه بین ایران با شریک تجاریش و P_i نیز شاخص قیمتی مصرف‌کننده در ایران است. با توجه به عدم انتشار نرخ مستقیم ارز با شرکای تجاری منتخب در آمارهای بین‌المللی، ازاین‌رو، به‌منظور رفع این مشکل، نرخ ارز اسمی به صورت غیرمستقیم محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر، نرخ مبادله بین دو پول (برای مثال، لیره ترکیه و ریال ایران) می‌تواند از طریق نرخ‌های برابری این دو پول برحسب پول سوم (دلار) تعیین شود.

$$\text{ارزش لیره ترکیه به ریال ایران} = \frac{\text{ارزش لیره ترکیه به دلار آمریکا}}{\text{ارزش ریال ایران به دلار آمریکا}}$$

با توجه به رابطه (۷)، α_0 پارامتر ثابت و u_t عبارت خطاست. α_1 بیان‌کننده کشش تراز تجاری نسبت به درآمد واقعی در ایران، α_2 نشان‌دهنده کشش تراز تجاری به درآمد واقعی در کشور طرف تجاری بوده و α_3 کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز واقعی و α_4 کشش تراز تجاری نسبت به شاخص بحران مالی را مشخص می‌کند. در مورد ضرایب α_1 و α_2 در

معادله (۷)، باید گفت که به‌طور پیش‌فرض در مورد علایم این دو پارامتر انتظاراتی وجود ندارد، زیرا این دو پارامتر کاملاً تجربی هستند؛ برای مثال، انتظار می‌رود α_1 دارای علامت منفی باشد، زیرا افزایش در درآمد ملی ایران به‌طور معمول 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 ازاین‌رو، واردات کمتر از رشد اقتصاد، افزایش خواهد داشت؛ در نتیجه، ضریب α_1 منفی خواهد بود. بنابراین، α_1 منفی یا مثبت خواهد بود و به این بستگی دارد که آیا عوامل طرف تقاضا بر طرف عرضه مسلط می‌شوند یا شرایط برعکس است[1]. به این ترتیب، ضریب α_2 نیز دارای علامت مبهم است. همچنین در این مطالعه پیش‌بینی می‌شود ضریب α_3 مثبت باشد، با این شرط که کاهش ارزش پول ملی به افزایش صادرات وکاهش واردات منجر شود. به عبارت دیگر، شرط مارشال- لرنر وجود دارد. البته باید اشاره کرد که براساس فرضیه منحنی J، در کوتاه‌مدت α_3 منفی است. در نهایت، در مورد ضریب α_4 این انتظار می‌رود که در کوتاه‌مدت منفی باشد به این دلیل که شاخص بحران‌های مالی بر تراز تجاری کشورها تأثیر منفی می‌گذارند، اما در بلندمدت با توجه به سیاست کاهش ارزش پول ملی و تأثیرهایی که بر تقاضای صادرات و واردات به همراه دارد، مثبت برآورد شود.

برای تأیید وجود اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری باید الگویی به کار گرفته شود که نتایج آن قابلیت تحلیل را در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته باشد[2]. برای دستیابی به این هدف، روش هم‌انباشتگی تک‌معادله‌ای که تحت عنوان روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[3] (ARDL) شناخته می‌شود و توسط پسران و دیگران[4] (۲۰۰۱)، معرفی شده است، استفاده می‌شود. به بیان دیگر،، بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی هم‌انباشتگی بر دیگر روش‌های مرسوم مانند روش انگل-

1- Halicioglu, 2008.

۲- براساس تئوری (نظریه)، کاهش ارزش پول با وقفه‌های زمانی بر تراز تجاری اثر می‌گذارد، بنابراین، هم اثر کوتاه‌مدت و هم اثر بلندمدت دارد.

3- Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

4- Pesaran et al

گرنجر[1] (۱۹۸۷)، برتری دارد. یکی از دلایل برتر دانستن رویکرد ARDL این است که این روش صرف‌نظر از آنکه متغیرهای موجود در مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابلیت کاربرد دارد. دلیل دیگر آنکه این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد، بنابراین، در این مطالعه از این روش استفاده شده است.

معادله (۷) را می‌توان برحسب روش ARDL به صورت زیر نوشت:

$$\Delta LnTB_{ij,t} = b_{۰} + \sum_{i=۱}^{p} b_{۱i}\Delta LnTB_{ij,t-۱} + \sum_{i=۰}^{q} b_{۲i}\Delta LnY_{i,t-i} + \sum_{i=۰}^{q} b_{۳i}\Delta LnY_{j,t-i} + \sum_{i=۰}^{q} b_{۴i}\Delta LnE_{j,t-i} + \sum_{i=۰}^{q} b_{۵i}FCI_{t-i} + \gamma Ec_{t-۱} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

بر همین اساس، فرآیند آزمون مقید بودن براساس آماره F نخستین مرحله در روش هم‌انباشتگی ARDL است. براساس این آزمون، فرضیه صفر نبود هم‌انباشتگی ($H_۰: b_۱ = b_۲ = b_۳ = b_۴ = b_۵$) برخلاف فرضیه جانشین که حداقل یکی از ضرایب غیر صفر است($H_۱: b_۱ \neq b_۲ \neq b_۳ \neq b_۴ \neq b_۵$)، 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 تمام متغیرها I(۰) و در مجموعه دیگر همگی I(۱) هستند. اگر آماره F محاسبه شده بیشتر از کران بالایی مقادیر بحرانی باشد، فرض H۰ رد خواهد شد. 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[2] (۱۹۹۲) معرفی شده است، استفاده کرد. آنها بیان می‌کنند که عبارت تصحیح خطا می‌تواند عاملی برای ایجاد

1- Engel-Granger
2- Kremers et al

هم‌انباشتگی شود. مدل تصحیح خطای کلی (ECM) از معادله ۹، به صورت زیر قابل بیان است:

$$\Delta LnTB_{ij,t} = b_{0} + \sum_{I=1}^{p} b_{1i}\Delta LnTB_{ij,t-I} + \sum_{i=0}^{q} b_{2I}\Delta LnY_{i,t-I} + \sum_{i=0}^{q} b_{8i}\Delta LnY_{j,t-I} + \sum_{i=0}^{q} b_{4I}\,\Delta LnE_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{q} b_{5i}FCI_{t-i} + \lambda Ec_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

به‌طوری که λ، پارامتر سرعت تعدیل و Ec، باقی‌مانده‌های به‌دست آمده از مدل هم‌انباشتگی تخمین زده شده در معادله (۸) است. وجود هم‌انباشتگی به‌دست آمده از معادله (۹)، به‌لزوم دلالت بر ثبات ضرایب تخمین زده شده ندارد[1]. بنابراین، آزمون پایداری معرفی شده توسط برون و دیگران[2]، نیز به کار گرفته می‌شود، به‌طوری که این آزمون تحت عنوان مجموع تجمعی باقی‌مانده[3] (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده[4] (CUSUMSQ) است که براساس باقی‌مانده‌های رگرسیون بازگشتی[5] قابل محاسبه هستند و نمودار آنها در مقابل نقاط شکست مدل رسم می‌شوند. در صورتی که نمودار رسم شده توسط این آماره‌ها در باند مقادیر بحرانی ۵ درصد معناداری قرار گیرند، می‌توان فرض کرد که ضرایب به‌دست آمده از مدل، باثبات هستند. مزیت این دو آزمون بدین صورت است که نیازی به پیشداوری از قبل در مورد زمان وقوع تکانه نخواهد بود و ماهیت روش‌های یادشده به‌گونه‌ای است که به دنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره بررسی هستند.

به‌منظور بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری با در نظر گرفتن شاخص بحران مالی، توابع واکنش لحظه‌ای تعمیم‌یافته از مدل برآوردی، استخراج شده‌اند. تابع واکنش نشان

1- Bahmani-Oskooee and Brooks, 1999.
2- Brown et al
3- Cumulative Sum
4- CUSUM of Squares
5- Recursive Regression

می‌دهد، نسبت تجارت خارجی و آینده، چگونه به انحرافاتی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ واقعی ارز واکنش نشان می‌دهند. مزیت استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای آن است که نتایج نسبت به متغیرهای استفاده شده در مدل حساس نخواهد بود. علاوه بر این، به‌منظور بررسی معناداری آماری مقدار واکنش‌ها، واکنش‌های لحظه‌ای تعمیم‌یافته از مدل VAR که در آن دامنه (۱) و (۱-) انحراف معیار از واکنش‌هاست نیز مورد آزمون قرار گرفته‌اند[1].

دوره زمانی این تحقیق فاصله سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۱ است. داده‌های سالانه واردات و صادرات کشور ایران با شرکای تجاری مورد نظر در این مطالعه، از آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران و اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران استخراج شده است. علاوه بر این، داده‌های سایر متغیرهای مورد استفاده، از آمارهای منتشر شده از سوی بانک جهانی در سال ۲۰۰۹ (WDI[2]، ۲۰۰۹) ، اخذ شده است. تمام داده‌ها و آمارها برحسب دلار آمریکا هستند.

٤- تحلیل نتایج تجربی تحقیق

در این مطالعه با توجه به حجم نمونه مورد مطالعه و به‌منظور برآوردهای نسبتاً بدون تورش[3] از ضرایب بلندمدت از روش هم‌انباشتگی ARDL استفاده شده است. قبل از به‌کارگیری روش ARDL برای برآورد این معادله، این نکته را باید عنوان کرد که آزمون اولیه در مورد ریشه واحد ضروری نخواهد بود. به عبارت دیگر، در برآورد به روش ARDL نیازی نیست که متغیرهای وارد شده در الگوی مورد بررسی همگی انباشته از مرتبه صفر باشند، زیرا چه‌بسا متغیرهایی که از درجه I(۱) نیز دارای یک رابطه هم‌گرایی باشند[4]. از آنجا که یکی از مزایای این روش عدم نگرانی در خصوص پایایی متغیرهاست، بنابراین،

1- Hsing

2- World Development Indicators (WDI)

۳- یکی از مزایای روش ARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی این است که برای نمونه‌هایی با حجم اندک برآورد نسبتاً بدون تورشی از ضرایب ارایه می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

4- Harris and Sollis, 2003.

بدون در نظر گرفتن پایایی متغیرها در سطح یا تفاضل مرتبه اول، می‌توان تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلندمدت به‌دست آورد. در این مطالعه، برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت، با در نظر گرفتن حداکثر ۳ وقفه[۱] برای هر متغیر آغاز می‌شود. در ادامه تعیین وقفه بهینه هر یک از متغیرها براساس یکی از چهار معیار $\bar{R}^2$[۲]، آکاییک[۳] (ACI)، معیار شوارتز- بیزین[۴] (SBC) و حنان کوئین[۵] (HQC) است. با توجه به اینکه حجم نمونه انتخابی کمتر از ۱۰۰ مشاهده (۲۸ مشاهده) است و همچنین اینکه معیار شوارتز – بیزین، کم‌هزینه‌ترین مدل را پیشنهاد می‌کند (در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند)، از این معیار استفاده خواهد شد[۶]. بعد از تخمین تمام روابط کوتاه‌مدت، با استفاده از آزمون F و مدل ECM، وجود روابط بلندمدت بررسی و به برآورد آنها پرداخته می‌شود. در آخر نیز با استفاده از آزمون-های CUSUM و CUSUM ، ثبات ساختاری مدل‌های بلندمدت بررسی می‌شود.

براساس نتایج حاصل شده در جدول شماره ۱، با توجه به شاخص بحران مالی آثار دوگانه تضعیف نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری در روابط دوجانبه بین ایران و تعدادی از شرکای تجاری آن وجود دارد و این مطلب موافق با نتایج تجربی صورت گرفته در این زمینه است. با وجود اینکه اثرگذاری متغیر بحران مالی بر تراز تجاری کشورها در سطح اهمیت ۱ درصد ضریب معنادار است، اثر تضعیف نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران و کشورهای چین، برزیل، ترکیه و فرانسه براساس فرآیند دوجانبه مورد بررسی، وجود دارد و برای سایر کشورهای شریک تجاری ایران این اثر تأیید نمی‌شود.

۱- این تعداد وقفه، پیش‌فرض خود نرم‌افزار Microfit است، اما بعد از انجام آزمون برای بار اول، می‌توان تعداد وقفه بهینه هر متغیر را با استفاده از یکی از چهار معیار بیان شده تعیین کرد.

2- R-BAR Squared
3- Akaike Information Criterion
4- Schwarz Bayesain Criterion
5- Hannan-Quinn Criterion

۶- نوفرستی، ۱۳۷۸.

جدول ۱- نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت مدلARDL

کشور		اتریش	ایتالیا	آلمان	برزیل	بلژیک	ترکیه	چین	سوییس	فرانسه	هند
ΔFCI	ΔFCI (-3)	-	-	-	-	۳/۰۱ (۰/۰۲)	۳/۱۴ (۰/۰۲)	-۱/۴۲ (۰/۲۰)	-۲/۰۴ (۰/۱۱)		
	ΔFCI (-2)	-۲/۵۰ (۰/۰۷)	-	-	۱/۷۶ (۰/۱۲)	۳/۰۹ (۰/۰۲)	۳/۲۸ (۰/۰۲)	۱/۲۳ (۰/۲۶)	۰/۲۵ (۰/۸۱)	-	-
	ΔFCI (-1)	۳/۲۰ (۰/۰۱)	-	-	-۲/۰۲ (۰/۰۹)	-۹/۱۷ (۰/۰۰)	۶/۰۱ (۰/۰۰۲)	-۲/۰۸ (۰/۰۸)	-۱/۳۴ (۰/۲۵)	-۳/۶۴ (۰/۰۰۴)	-
	ΔFCI	۱/۷۸ (۰/۱۰)	۲/۴۸ (۰/۰۳)	۰/۵۸ (۰/۵۶)	-۲/۴۱ (۰/۰۵)	۲/۸۳ (۰/۰۳)	-۱/۴۳ (۰/۲۱)	-۰/۵۸ (۰/۵۸)	۱/۴۰ (۰/۲۳)	۴/۳۲ (۰/۰۰۱)	-
ΔLnE	ΔLnE (-3)	۱/۵۳ (۰/۱۷)	۴/۲۸ (۰/۰۰۲)	-	-۳/۸۳ (۰/۰۰۹)	-۲/۱۷ (۰/۰۸)	۱/۶۵ (۰/۱۵)	-۲/۸۵ (۰/۰۴)	-۲/۴۶ (۰/۰۶)	۱/۶۰ (۰/۱۳)	۰/۹۰ (۰/۳۷)
	ΔLnE (-2)	۱/۷۹ (۰/۱۱)	۰/۱۲ (۰/۹۰)	-	۳/۷۹ (۰/۰۰۹)	۰/۱۵ (۰/۸۷)	-۰/۲۰ (۰/۹۸)	۲/۰۶ (۰/۰۸)	۲/۰۴ (۰/۱۱)	۲/۰۷ (۰/۰۶)	-
	ΔLnE (-1)	۰/۵۶ (۰/۵۳)	۰/۷۳ (۰/۴۸)	-	-۱/۲۷ (۰/۲۴)	-۱/۹۱ (۰/۱۱)	-۳/۱۹ (۰/۰۲)	۲/۴۴ (۰/۰۵)	-۲/۶۲ (۰/۰۵)	-۳/۱۶ (۰/۰۰۹)	-
	ΔLnE	۰/۵۴ (۰/۶۰)	۰/۷۲ (۰/۴۸)	۰/۲۵ (۰/۷۹)	۰/۴۴ (۰/۶۷)	-۰/۴۰ (۰/۷۰)	۲/۶۳ (۰/۰۴)	۲/۹۴ (۰/۰۲)	۰/۲۹ (۰/۷۸)	-۲/۰۰ (۰/۰۷)	-
ΔlnTB	ΔlnTB (-3)	-۱/۸۸ (۰/۱۰)	-۲/۹۴ (۰/۰۱)	-	۲/۰۶ (۰/۰۸)	۲/۴۸ (۰/۰۵)	۳/۷۶ (۰/۰۱)	-	-۱/۷۲ (۰/۱۶)	۲/۳۶ (۰/۰۳)	-۰/۸۶ (۰/۳۹)
	ΔlnTB (-2)	۳/۰۷ (۰/۰۱)	-۰/۴۷ (۰/۶۴)	-	۰/۶۱ (۰/۵۶)	۰/۳۹ (۰/۷۱)	-۱/۴۷ (۰/۲۰)	۱/۹۵ (۰/۰۹)	-۱/۵۳ (۰/۲۰)	-	-
	ΔlnTB (-1)	۱/۵۴ (۰/۱۶)	۳/۵۰ (۰/۰۰۷)	۳/۰۹ (۰/۰۰۶)	۰/۴۲ (۰/۶۸)	۰/۰۸ (۰/۹۳)	۱/۰۳ (۰/۳۴)	۰/۳۰ (۰/۷۶)	۲/۵۲ (۰/۰۶)	-	-

- ارقام داخل پرانتز سطح احتمال است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در ادامه، تخمین معادله برای بررسی روابط کوتاه‌مدت، مجموعه‌ای از آزمون‌های تشخیصی بر مدل صورت می‌گیرد. بر همین اساس، آزمون ضریب لاگرانژ[1] برای خودهمبستگی، آزمون رمزی [2]برای فرم تبعی مدل و آزمون آرچ[3] برای ناهمسانی واریانس مورد استفاده قرار می‌گیرد و نتایج در جدول شماره ۲، ارایه می‌شود.

جدول ۲- نتایج آزمون‌های تشخیصی برای روابط دوجانبه بین ایران و شرکای تجاری آن

کشور	آماره آزمون خود همبستگی سریالی	آزمون فرم تبعی مدل	آماره ناهمسانی واریانس	R^2
اتریش	F(۱,۶)=۳/۸۹(۰/۰۹)	F(۱,۶)=۷/۴۵(۰/۱۳)	F(۱,۲۴)=۰/۷۵(۰/۳۹)	۰/۹۷
ایتالیا	F(۱,۸)=۱/۱۲(۰/۳۲)	F(۱,۸)=۰/۲۰(۰/۶۵)	F(۱,۲۴)=۰/۸۷(۰/۳۵)	۰/۹۶
آلمان	F(۱,۱۹)=۰/۸۰(۰/۳۸)	F(۱,۱۹)=۰/۲۹(۰/۵۹)	F(۱,۲۷)=۰/۲۲(۰/۶۴)	۰/۹۳
برزیل	F(۱,۵)=۲/۰۶(۰/۲۱)	F(۱,۵)=۴/۵۷(۰/۰۸)	F(۱,۲۴)=۰/۱۵(۰/۶۹)	۰/۹۸
بلژیک	F(۱,۴)=۲/۲۴(۰/۲۰)	F(۱,۴)=۰/۱۰(۰/۷۵)	F(۱,۲۲)=۱/۰۸(۰/۳۰)	۰/۹۹
ترکیه	F(۱,۴)=۰/۱۴(۰/۷۲)	F(۱,۴)=۲/۳۰(۰/۰۰۹)	F(۱,۲۴)=۰/۰۷(۰/۷۸)	۰/۹۹
سوییس	F(۱,۳)=۲/۱۹(۰/۲۳)	F(۱,۳)=۰/۱۶(۰/۷۰)	F(۱,۲۲)=۰/۱۶(۰/۶۸)	۰/۹۶
چین	F(۱,۵)=۳/۳۰(۰/۱۲)	F(۱,۵)=۰/۴۰(۰/۵۵)	F(۱,۲۴)=۲/۳۸(۰/۱۳)	۰/۹۳
فرانسه	F(۱,۱۰)=۱/۱۹(۰/۳۰)	F(۱,۱۰)=۰/۲۴(۰/۶۳)	F(۱,۲۴)=۰/۲۱(۰/۶۴)	۰/۹۴
هند	F(۱,۱۸)=۰/۰۴(۰/۸۳)	F(۱,۱۸)=۰/۹۳(۰/۳۴)	F(۱,۲۴)=۱/۹۸(۰/۰۴)	۰/۹۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج این آزمون‌ها بیان می‌کند که مدل برآوردی فاقد خودهمبستگی سریالی در بین جملات اخلال و ناهمسانی واریانس بوده و فرم تبعی مدل نیز به‌خوبی برازش شده است. همچنین در انتهای جدول شماره ۲، نتایج مربوط به R^2 برای کشورهای طرف تجاری ایران بالا به‌دست آمده است که نشان می‌دهد، ارتباط معناداری بین متغیرهای مدل وجود دارد. پس از برآورد الگوی کوتاه‌مدت، لازم است وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون F مورد بررسی قرار گیرد. آماره F تمام متغیرها در روابط دوجانبه بین ایران و شرکای تجاری آن برآورد و در مورد هر رابطه تجاری بالاترین آماره محاسبه شده در نظر

1- Lagrange Multipliter
2- Ramsey,s RESET
3- Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity

گرفته می‌شود. اگر یکی از آماره‌های F محاسبه شده برای روابط دوجانبه هر کشور بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. برعکس اگر آماره‌های F محاسبه شده کمتر از حد پایین ارزش بحرانی باشد، آنگاه هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها وجود نخواهد داشت. در نهایت، اگر آماره F بین این دو حد قرار گیرد، در این صورت، آزمون بدون پاسخ باقی خواهد ماند. در حالت اخیر می‌توان از روشی که توسط کرمرز و همکاران (۱۹۹۲) معرفی شده است، استفاده کرد. آنها بیان می‌کنند که عبارت تصحیح خطا می‌تواند عاملی برای ایجاد هم‌انباشتگی شود. نتایج آزمون F در جدول شماره ۳، ارایه شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون‌های F برای روابط دوجانبه بین ایران و شرکای تجاری آن

شریک تجاری	وقفه‌های SBC	آماره F	متغیر وابسته
اتریش	۳	۲/۷۱	$F_{DFCI}(DFCI\|DLnTB, DLnY, DLnYf, DLnRER)$
ایتالیا	۳	۴/۸۱	$F_{DLnYf}(DLnYf\|DLnTB, DLnRER, DLnY, DFCI)$
آلمان	۳	۴/۲۰	$F_{DLnYf}(DLnYf\|DLnTB, DLnRER\ , DLnY, DFCI)$
برزیل	۳	۳/۹۸	$F_{DFCI}(DFCI\|DLnTB, DLnY, DLnYf, DLnRER)$
بلژیک	۳	۲/۱۸	$F_{DLnY}(DLnY\|DLnTB, DLnRER\ DLnYf, DFCI)$
ترکیه	۳	۳/۳۳	$F_{DFCI}(DFCI\|DLnTB, DLnY, DLnYf, DLnRER)$
چین	۳	۷/۲۹	$F_{DLnTB}(DLnTB\|DLnY, DLnYf\ DLnRER, DFCI)$
سوییس	۳	۳/۱۶	$F_{DFCI}(DFCI\|DLnTB, DLnY, DLnYf, DLnRER)$
فرانسه	۳	۶/۱۱	$F_{DLnYf}(DLnYf\|DLnTB, DLnRER\ , DLnY, DFCI)$
هند	۳	۲/۷۵	$F_{DFCI}(DFCI\|DLnTB, DLnY, DLnYf, DLnRER)$

حد بالای ارزش بحرانی F در سطح ۹۵ درصد: ۴/۰۴۹

حد پایین ارزش بحرانی F در سطح ۹۵ درصد: ۲/۸۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

با توجه به نتایج جدول شماره ۳، آماره F محاسبه شده، می‌توان گفت رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برای ایران با کشورهای ایتالیا، آلمان، چین و فرانسه وجود دارد، در

حالی که رابطه بلندمدت بین ایران با کشورهای اتریش، بلژیک و هند برقرار نیست. در مورد کشورهای برزیل، ترکیه و سوییس، آماره F بین این دو حد قرار گرفته است. با توجه به روش کرمرز و همکاران (۱۹۹۲) که عبارت تصحیح خطا می‌تواند عاملی برای ایجاد هم‌انباشتگی باشد، از این روش استفاده می‌شود.

جدول ٤- ضرایب برآورد شده الگوی تصحیح خطا (ECM)

کشور	Ec_{t-1}	نتیجه
ایتالیا	-۰/۸۶	تعدیل با سرعت بالایی به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد
آلمان	-۰/۵۹	تعدیل با سرعت نسبتاً بالایی به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد
برزیل	-۰/۳۴	تعدیل با سرعت پایین به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد
ترکیه	-۰/۴۵	تعدیل با سرعت پایین به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد
چین	-۰/۵۲	تعدیل با سرعت نسبتاً بالایی به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد
فرانسه	-۰/۴۸	تعدیل با سرعت پایین به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتیجه تخمین معادله (۴) برای برآورد ECM نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شرایط مالی بین‌المللی با استفاده از شاخص بحران مالی رابطه بلندمدت در روابط تجاری دوجانبه بین ایران با برزیل و ترکیه نیز وجود دارد. براساس نتایج حاصل شده، در مورد روابط تجاری ایران با کشورهای ایتالیا، آلمان، برزیل، ترکیه، چین و فرانسه می‌توان عنوان کرد که فرضیه H_0 مبنی‌بر نبود هم‌انباشتگی رد و فرضیه مقابل (H_1) مبنی‌بر وجود هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود، زیرا ضریب تصحیح خطا ECM_{t-1} در سطح معناداری ۵ درصد، از نظر آماری معنادار است و این نشانه سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. همچنین نتایج تخمین مدل تصحیح خطا در جدول شماره ۴، برای کشورهای ایتالیا، آلمان، برزیل، ترکیه، چین، فرانسه نشان می‌دهد، سرعت خطای تعدیل به سمت بلندمدت برای ایتالیا در مقایسه با سایر کشورها بیشتر است و تعدیل در مدت زمان کمتری صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر، در هر دوره ۰/۸۶ از خطا تعدیل می‌شود، در حالی که برای سایر کشورها سرعت تعدیل نسبتاً پایین است. در ادامه با توجه به وجود رابطه بلندمدت بین ایران

با کشورهای ایتالیا، آلمان، برزیل، ترکیه، چین و فرانسه، به تخمین ضرایب بلندمدت می‌پردازیم. به‌منظور تحلیل اثر بلندمدت نرخ ارز بر تراز تجاری دوطرفه، ضرایب نرمالیزه شده رابطه (۸) در جدول شماره ۵، ارایه شده است.

جدول ۵- نتایج ضرایب بلندمدت براساس درجه وقفه بهینه در مدل ARDL

شریک تجاری	درجه ARDL	عرض از مبدأ	درآمد داخلی	درآمد خارجی	شاخص بحران مالی	نرخ ارز
ایتالیا	(۰،۳،۲،۳،۳)	۲/۸۲ (۰/۰۲)	-۱/۵۰ (۰/۱۶)	-۲/۹۲ (۰/۰۱)	۲/۱۲ (۰/۰۶)	۵/۴۸ (۰/۰۰)
آلمان	(۰،۰،۰،۲،۱)	-۳/۴۲ (۰/۰۰۳)	۰/۳۰ (۰/۷۶)	۴/۷۷ (۰/۰۰)	۰/۵۹ (۰/۵۵)	۰/۲۵ (۰/۸۰)
برزیل	(۲،۳،۳،۳،۳)	۰/۵۰ (۰/۶۲)	-۰/۵۷ (۰/۵۸)	-۰/۴۵ (۰/۶۶)	-۰/۸۲ (۰/۴۴)	-۰/۴۶ (۰/۶۵)
ترکیه	(۳،۳،۳،۳،۳)	-۳/۲۳ (۰/۰۲)	۲/۳۲ (۰/۰۶)	۳/۹۴ (۰/۰۱)	۳/۳۷ (۰/۰۲)	۲/۷۲ (۰/۰۴)
چین	(۳،۳،۳،۳،۲)	۱/۳۷ (۰/۲۱)	-۱/۶۳ (۰/۱۵)	-۱/۱۹ (۰/۲۷)	-۲/۴۰ (۰/۰۵)	۱/۳۱ (۰/۲۳)
فرانسه	(۲،۳،۲،۱،۱)	۲/۵۷ (۰/۰۲)	۱/۳۶ (۰/۲۰)	-۲/۳۷ (۰/۰۳)	۱/۳۶ (۰/۲۰)	۲/۴۹ (۰/۰۳)

- ارقام داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج به‌دست آمده در جدول شماره ۵، می‌توان گفت، متغیر درآمد داخلی ایران بین ایران و شریک تجاری آن آثار متفاوتی به همراه داشته است؛ به‌طور مثال، متغیر تولید ناخالص داخلی ایران در معادله برآورد شده با ایتالیا دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری ایران است. به عبارت دیگر، کشش تراز تجاری نسبت به درآمد داخلی ایران برابر با ۱/۵۰- بوده که نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی، کسری تراز تجاری ایران به میزان ۱/۵۰ درصد افزایش می‌یابد. همچنین براساس نتایج جدول شماره ۵، متغیر

تولید ناخالص شریک تجاری ایران در معادله برآورد شده بین ایران و شریک تجاری آن دارای آثار متفاوتی است. در ارتباط با کشش تراز تجاری ایران نسبت به تولید ناخالص داخلی ایتالیا برابر با ۲/۹۲- بوده که نشان می‌دهد، با کاهش یک درصد در تولید ناخالص داخلی آلمان، تراز تجاری ایرن به میزان ۲/۹۲ درصد بهبود می‌یابد. به‌علاوه با توجه به نتایج جدول شماره ۵، در بلندمدت متغیر بحران مالی برای بیشتر کشورها مثبت است (به‌استثنای کشورهای چین و برزیل) نشان می‌دهد، با وجودآثار شاخص بحران مالی بر روابط تجاری و تأثیرهایی که بر عرضه و تقاضای کالاهای تجاری به همراه دارد، برآیند این آثار با کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت برای روابط دوجانبه ایران با شرکای تجاری آن مثبت است. همچنین نرخ واقعی ارز دوجانبه بین ایران و ایتالیا، آلمان، ترکیه، چین و فرانسه مثبت است؛ برای مثال، برای ایتالیا نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت بر تراز تجاری ایران دارد، به‌طوری که با افزایش یک درصد نرخ واقعی ارز بین دو کشور، تراز تجاری ایران به میزان ۵/۴۸ درصد بهبود می‌یابد. در خصوص سایر روابط تجاری دوطرفه در بلندمدت می‌توان ادعا کرد که نرخ ارز اثری بر تراز دوطرفه نداشته و در روابطه دوجانبه ایران با برزیل منفی است. در ادامه ثبات ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت، از طریق آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای باقی‌مانده‌های معادله (۸) بررسی می‌شوند. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول شماره ۶، ارایه شده است.

جدول ٦- نتایج آزمون‌های ثبات ضرایب تخمینی براساس CUSUM و CUSUMSQ

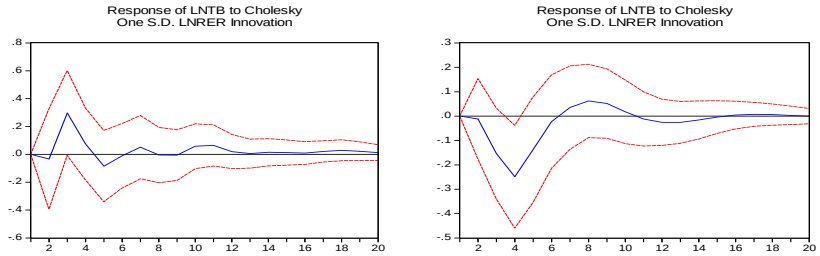
شریک تجاری	CUSUM	CUSUMSQ
ایتالیا	باثبات	باثبات
آلمان	باثبات	باثبات
برزیل	باثبات	بی‌ثبات
ترکیه	باثبات	باثبات
چین	باثبات	باثبات
فرانسه	باثبات	باثبات

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج به‌دست آمده در جدول شماره ۶، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری دوطرفه، باثبات بوده‌اند، به‌طوری که در دوره زمانی مورد مطالعه، تغییر در ساختار روابط تجاری ایران با شرکای تجاری آن به‌وجود نیامده است. با توجه به این نتایج می‌توان ادعا کرد که استراتژی ایران در برابر شرکای تجاری آن در شرایط متفاوت مالی بین‌المللی پایدار مانده است. در نهایت، به‌منظور بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری، از توابع واکنش لحظه‌ای استفاده می‌شود، به‌طوری که یک شوک به اندازه یک انحراف معیار به متغیر لگاریتم نرخ ارز واقعی (LnE_{ij}) وارد و اثر آن بر متغیر لگاریتم تراز تجاری ($LNTB_{ij}$) مشاهده می‌شود. شکل شماره ۲، نشان‌دهنده توابع واکنش لحظه‌ای برای تراز تجاری بین ایران و شرکای تجاری آن است.

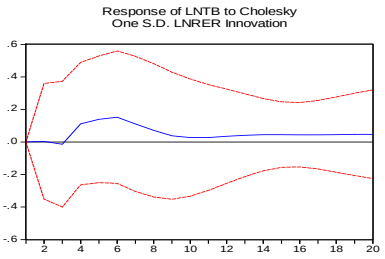
نتایج نموداری نشان می‌دهد آثار تضعیف نرخ ارز واقعی برای بهبود تراز تجاری دوجانبه بین ایران با کشورهای چین و ایتالیا مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتایج متفاوت برای کشورهای آلمان، ایتالیا، برزیل، ترکیه و فرانسه حاکی از ساختار متفاوت روابط تجاری ایران با این کشورها بوده که به دلیل عدم تغییر در رفتار تجاری با آن حتی با وجود شاخص بحران مالی تداوم یافته است. این نتیجه بیان‌کننده این واقعیت است که نوسان‌های نرخ ارز و بحران‌های مالی، عامل تعیین‌کننده‌ای برای برقراری تراز تجاری ایران و شرکای تجاری آن نیست. به عبارت دیگر، در ایجاد روابط تجاری عوامل غیرقیمتی نیز تأثیرگذار بوده که توانسته است آثار عوامل اقتصادی را در بهتر شدن روابط تجاری ایران با شرکایش از بین ببرد.

شکل ۲- واکنش لحظه‌ای تراز تجاری دوطرفه نسبت به شوک نرخ ارز

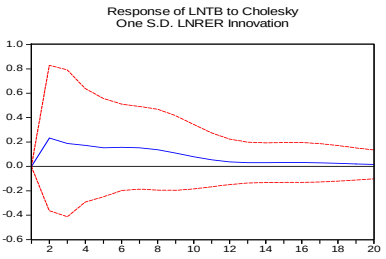


ایتالیا

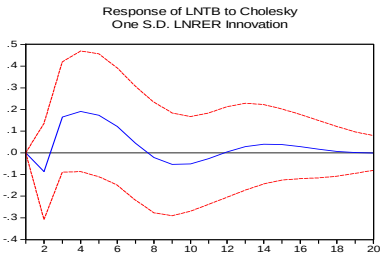
آلمان



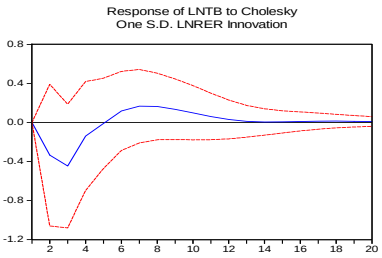
ترکیه



برزیل



چین



فرانسه

۵- نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر اعتبار این نظریه که تضعیف ارزش پول ملی در بلندمدت باعث بهبود تراز تجاری می‌شود، کاهش یافته است. براساس این مطالعه، نتایج تجربی نشان دادند که

در کوتاه‌مدت اثر بهبود تراز تجاری بر اثر تضعیف پول ملی بین کشورهای ایران و ترکیه، فرانسه و چین براساس فرآیند دوجانبه مورد بررسی وجود دارد. علاوه بر این، در بلندمدت نیز کاهش ارزش ریال ایران، اثر قابل انتظاری بر تراز تجاری دوطرفه چین، ایتالیا، ترکیه، فرانسه وآلمان دارد. این، بیان‌کننده آن است که در بلندمدت کاهش ارزش پول ملی آثار مطلوبی بر تراز تجاری این کشورها داشته است. به‌منظور بررسی ثبات روابط تجاری دوجانبه، آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ، مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاکی از ثبات ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت تخمینی برای تراز تجاری دوجانبه بین ایران و ایتالیا، آلمان، برزیل، ترکیه، چین و فرانسه است. آثار تغییر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری به صورت نمایش نموداری با استفاده از توابع واکنش لحظه‌ای بررسی شد. با توجه به نتایج، بهبود تراز تجاری به دنبال تضعیف پول ملی تنها در روابط دوجانبه ایران با کشورهای چین و ایتالیا مشاهده شد و برای سایر کشورها تأیید نمی‌شود.

در مورد تبعات این یافته‌ها در سیاست‌گذاری می‌توان گفت، با توجه به اینکه اثر تضعیف پول ملی در تجارت ایران با عمده شرکای منتخب تأیید نمی‌شود، ازاین‌رو، لازم است سیاست‌گذاران به‌منظور جلوگیری از آثار کاهش قدرت پول (افزایش نرخ ارز) که موجب بدتر شدن وضعیت تراز تجاری می‌شود، تدابیر مناسبی را اتخاذ و از افزایش بیش از اندازه نرخ ارز اجتناب کنند. همچنین باید بر این نکته تأکید کرد که نتایج این تحقیق محدود به دوره زمانی مورد مطالعه است.

منابع

الف- فارسی

اخباری، محمد و آمنه خوشبخت (۱۳۸۵)، پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط *تجاری ایران با آلمان*، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۴.

برانسون، ویلیام.چ (۱۳۷۶)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمهٔ عباس شاکری، تهران، نشر نی.

بهمنی اسکویی، محسن (۱۳۷۲)، اثرات *کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران در دوران پس از انقلاب اسلامی*، سومین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*، تهران، مؤسسه فرهنگی ـ هنری دیباگران، چاپ اول.

ذوالنور، سیدحسین (۱۳۷۹)، *کاهش ارزش پول، تورم و تولید واقعی*، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران.

طیبی، کمیل و مهدی یزدانی (۱۳۸۹)، *تراز تجاری ایران و پویایی‌های سازوکار منحنی J در شرایط نااطمینانی*، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۳.

نادری، مرتضی (۱۳۸۶)، *توسعه مالی، بحران‌های مالی و رشد اقتصادی*، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

نیلی، فرهاد (۱۳۸۴)، *مقدمه‌ای بر ثبات مالی*، مجله روند، شماره ۴۵.

ب- انگلیسی

Aftab, Z. add S.Khan (2008), *Bilateral J-Curve between Pakistan and Her Trading Partners*, PIDE Working Paper, no. 45, Islamabad.

Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, M. (2004), *J-Curve - A literature Review*, Applied Economics.

Brown, R. L. and Durbin, J. and J. Evans, M. (1975), *Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time*, Journal of the Royal Statistical Society, 37.

Chocholiades, M. (1982), Inter*national Monetary Theory and Plicy*, *New york*: Mc Graw-Hill.

De, P. (2009), *Global Economic And Financial and Future Prospects*, Asia-Pacific Research and Training Network on Trade Working Paper Series, No. 64, May 2009.

Gerber, J. (2002), *International Economics, Adison Wesley*.

Golfain I. and Taimur, B. (1998), *Financial Market Contagion in the Asian Crises*, International Monetary Fund Working Paper No. WP/98/155.

Halicioglu, F. (2008), *The Bilateral J-Curve: Turkey Versus her 13 Trading Partners*, Journal of Asian Economics.

Harris, R. & Sollis, R. (2003), *Applied Time Series Mideling and forecasting, New York*: John Wiley Sons Inc.

Hatzius, J. Hooper, p., Mishkin, f., Schoenholtz, L. K. and Watson W. M. (2010), *Financail Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financail Crisis*, Submitted to the annual U.S. Monetary Policy Forum Sposored by the University of Chicago Booth School of Business.

Kremers, J. J. M. and N. Ericson, R. and J. J. Dolado. (1992), *The Power of Co-integration Tests*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54.

Krugman, p. Obstfeld, M (2001), *International Economics: Theory and Policy: Newyork*, Addison-Wesley.

Magee, S. P. (1973), *Currency Contracts, Pass-through and Devaluation*, Brookings Papers of Economic Activity, 1.

Meade, E. (1988), *Exchange Rates, Adjustment, and the J-curve*, Federal Reserve Bulletin, 74.

Miles, M. A. (1979), *The Effects of Devaluation on the Trade Balance: Some New Results*. Journal of Political Economy, 87.

Moura, Guilherme and Da Silve, Sergio (2003), *Is There a Brazilian J-curve?*, Economic Bulletin, Vol. G.

Onafowora Olugbenga, (2003), *Exchange Rate and Trade Blance in East Asia is there a J-curve?*, Economics Bulletin, Vol. 5, NO .18.

Ratha, A. & Kang, E. (2009), *Asian financial Crisis and the J-Curve: evidence from south koren*. St. Cloud State University.

Ratherford, d. (1992), *Dictionary of Economics*, New York: Routiedge.

Reinhart, C. M. and Kaminsky, G. L. (1999), The *Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems*, American Economic Review Vol, 89.

Rose, A. K. (1990), Exc*hange Rates and the Trade Balance: Some Evidence From Developing Countries*, Economics Letters, 34.

Rose, A.K. and J.L. Yellen (1989), I*s There a J-Curve?* Journal of Monetary Economics, vol. 24, no. 1, July.

Stucka, Tihomir, *The Impact of Exchange Rate Changes on the Trade Balance in Croatia*., Working Papers Croatian National Bank, (October 2003).

Hacker, R.S. and A. Hatemi (2003), *Is the J-Curve Effect Observable for Small North European Economies?* Open Economies Review, vol. 14.