

بررسی منحنی J در روابط تجاری ایران براساس رویکرد تراز تجاری کل

فتحاله تازی*

هادی اسماعیل پور مقدم**، وحید دهباشی***

چکیده

تأثیر نرخ ارز در تراز تجاری یکی از موضوع‌های پایه‌ای و درعین حال بحث‌برانگیز در حوزه اقتصاد بین‌الملل است؛ به طوری که تغییرات نرخ ارز موجب بروز آثار متفاوتی در حجم تجارت یک کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود. اثرهای متفاوت نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند مسیر زمانی تغییر در حساب جاری را به صورت منحنی J شکل دهد. در این مقاله، روابط تجاری ایران با سایر نقاط جهان با رویکرد تراز تجاری کل به طور کامل در نظر گرفته شده و وجود پدیده منحنی J در اقتصاد ایران، با استفاده از روش اقتصادسنجی الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM)، بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد پدیده منحنی J در اقتصاد ایران با رویکرد تراز تجاری کل صادق نیست، به طوری که واکنش تراز تجاری به افزایش نرخ ارز هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مثبت و معنی دار بوده است.

کلیدواژه‌ها: منحنی J، نرخ ارز، تراز تجاری، الگوی ARDL، ایران.

طبقه‌بندی JEL: F31, F14, C22

۱. مقدمه

رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری یکی از روابط تجربی قوی در اقتصاد است. بر این اساس، با کاهش حقیقی ارزش پول داخلی، حجم صادرات بیش تر و حجم واردات کم تر می‌شود و

* دانشیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبایی، tarifath@gmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)، hadies1369@gmail.com

*** مربی گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، vahideconomy@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۲۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۲۸

در نتیجه تراز تجاری بهبود می‌یابد. عموماً کشورهای جهان با اتخاذ سیاست تجاری مناسب تلاش می‌کنند که تراز تجاری‌شان بهتر شود. با توجه به شرط مارشال لرنر (Marshall Learner) سیاست کاهش ارزش پول در صورتی موفق خواهد بود که مجموع قدر مطلق کشش‌های تقاضای صادرات و واردات بزرگ‌تر از یک باشد. از سوی دیگر، شواهد نشان می‌دهد که تأثیرگذاری مثبت تضعیف ارزش پول داخلی در تراز تجاری فوری نیست، به این معنی که تراز تجاری قبل از آن‌که در بلندمدت بهبود یابد، می‌تواند دست‌کم در کوتاه‌مدت نتیجه‌ای عکس داشته باشد و موجب وخیم‌تر شدن تراز تجاری شود. به دلیل این‌که مسیر واکنش زمانی تراز تجاری به حرف J شباهت دارد، مگی (Magee 1973) این پدیده را پدیده منحنی J می‌نامد. به این ترتیب، کاهش ارزش پول داخلی تراز تجاری را پس از گذشت یک دوره زمانی کوتاه‌مدت بهبود می‌بخشد. به عبارت دیگر، رابطه بین تضعیف ارزش پول و تراز تجاری طی زمان تغییر می‌کند؛ به طوری که عکس‌العمل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تراز تجاری متفاوت‌اند. تفاوت در عکس‌العمل زمانی تراز تجاری نسبت به تغییرات ارزش پول داخلی منحنی‌ای J شکل را پدید خواهد آورد. البته در مطالعات گسترده محققان، منحنی S شکل، L معکوس، و حتی M شکل نیز مشاهده شده است. اما آنچه در اکثر مطالعات دیده می‌شود بررسی آزمون وجود رابطه J شکل است (Bahmani Oskooee and Ratha 2007; Bahmani Oskooee and Hegerty 2009). به منظور مطالعه و بررسی وجود منحنی J از دو رویکرد تراز تجاری دوجانبه و رویکرد تراز تجاری کل استفاده می‌شود. روش تراز تجاری دوجانبه به جریان تجاری بین یک کشور و شریک تجاری آن توجه می‌کند؛ در حالی که روش تراز تجاری کل به جریان تجارت یک کشور و سایر نقاط جهان به طور کامل می‌پردازد (Kyophilavong et al. 2013).

هدف از نگارش این مقاله بررسی پدیده منحنی J در روابط تجاری ایران طی دوره ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۵ با توجه به رویکرد تراز تجاری کل است؛ چراکه مطالعات در زمینه بررسی منحنی J در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از رویکرد تراز تجاری دوجانبه انجام شده است. تفاوت این مطالعه با سایر مطالعات این است که مطالعات انجام شده در این زمینه با رویکرد تراز تجاری دوجانبه به بررسی روابط تجاری ایران با یک کشور یا گروهی خاص از کشورها پرداخته‌اند؛ اما در این مقاله با رویکرد تراز تجاری کل، طبق مطالعه کایفیلانگ و همکاران (Kyophilavong et al. 2013)، روابط تجاری ایران با سایر نقاط جهان به طور کامل در نظر گرفته شده و وجود پدیده منحنی J بررسی شده است. با توجه به این‌که مدیریت نرخ ارز در ایران به دست بانک مرکزی است، بررسی عوامل مؤثر در تراز تجاری با توجه به این

رویکرد بسیار راه‌گشا است که در مطالعات پیشین به آن توجه نشده بود. بنابراین، این مقاله بر آن شده است تا با نگاهی جدید به بررسی منحنی J با توجه به تراز تجاری کل و در نظر گرفتن تمام شرکای تجاری ایران پردازد تا بتواند توصیه‌های سیاستی مقتضی را به منظور بهبود تراز تجاری پیش‌نهاد دهد. به نظر می‌رسد مطالعه منحنی J به صورت دوجانبه و بررسی روابط تجاری ایران با کشوری خاص حاکی از نتایج متفاوت مبنی بر تأیید یا عدم تأیید منحنی J است که در این صورت از توصیه‌های سیاستی یکسان درباره نرخ ارز برخوردار نخواهند بود. از آنجاکه ایران کشوری با نرخ ارز ثابت یا نرخ ارز شناور مدیریت شده است، بنابراین نمی‌توان توصیه‌های سیاستی حاصل از نتایج مطالعات پیشین را عملی کرد. مطالعه طبق رویکرد تراز تجاری کل این امکان را می‌دهد که توصیه سیاستی واحدی برای همه شرکای تجاری به منظور بهبود تراز تجاری کشور ارائه دهد. بدین‌رو، رویکرد اصلی در این مطالعه بررسی این موضوع در روابط تجاری ایران است که در بلندمدت کاهش ارزش حقیقی پول، بهبود تراز تجاری را به همراه خواهد داشت، در حالی که در کوتاه‌مدت موجب بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. بر این اساس، بخش‌های گوناگون مقاله به شرح ذیل است: در بخش دوم ادبیات موضوع بیان و مطالعات گذشته مرور می‌شود؛ سپس در بخش سوم روش تحقیق تصریح می‌شود؛ و در انتها به ارائه نتایج و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

کاهش ارزش پول داخلی باعث کاهش واردات و افزایش صادرات می‌شود؛ اما آنچه در این تحلیل اهمیت دارد ارزش پولی صادرات و واردات است؛ به طوری که بهبود تراز پرداخت‌ها به تغییر خالص در مقدار دریافتی‌ها و پرداختی‌های ارزی کشور بستگی خواهد داشت. به طور کلی، براساس شرط مارشال لرنر، کاهش ارزش پول داخلی زمانی موجب بهبود تراز تجاری کشور می‌شود که مجموع قدرمطلق کشش‌های قیمتی صادرات و واردات بیش از واحد باشد. از سوی دیگر، محدود بودن ظرفیت‌های تولیدی و تنگناهای ساختاری، بازتوزیع درآمدی، افزایش هزینه‌های تولید، و اثرهای تورمی و رکودی حاصل از کاهش ارزش پول اثر نهایی آن بر تراز تجاری را تا حدی پیچیده می‌کند. علاوه بر این، ممکن است مقدار کشش‌های قیمتی صادراتی و وارداتی در کوتاه‌مدت کمتر از مقدار آن‌ها در بلندمدت

باشد، در این حالت، تراز تجاری در واکنش به کاهش ارزش پول از الگوی منحنی J پیروی می‌کند، زیرا در کوتاه‌مدت کاهش ارزش پول تقاضای صادرات و واردات پایین است و رشد قیمت کالاهای وارداتی در مقایسه با کالاهای صادراتی برحسب پول داخلی بیش‌تر است (Magee 1973).

به بیان دیگر، در کوتاه‌مدت نوعی چسبندگی وجود دارد، زیرا خریداران و تولیدکنندگان در بیش‌تر موارد به‌کندی خود را با تغییرات قیمتی هماهنگ می‌کنند. این موضوع می‌تواند علل گوناگونی داشته باشد: اول، وقفه در واکنش خریداران باعث می‌شود که زمانی طول بکشد تا کالاهای دیگری را جانشین واردات کنند؛ به‌علاوه، این وقفه در تجارت بین‌الملل طولانی‌تر از بازار داخلی است؛ دوم، وقفه در واکنش تولیدکنندگان موجب می‌شود مدتی طول بکشد تا تجارت جدید شکل بگیرد و سفارش جدید دریافت شود. در این صورت، حتی اگر خریداران را به‌سرعت بتوان پیدا کرد، قرارداد برای خرید تجهیزات جدید، مواد خام، و ظرفیت تولید زمان لازم برای افزایش تولید را طولانی‌تر می‌کند. بنابراین، با کاهش ارزش پول ممکن است در کوتاه‌مدت ارزش ریالی واردات افزایش یابد بدون آن‌که صادرات به آن اندازه رشد کرده باشد. این موضوع می‌تواند باعث وخیم‌تر شدن تراز جاری کشور شود؛ اما در بلندمدت مقادیر صادرات و واردات در مقایسه با قیمت‌های نسبی حساس‌تر شده است و تراز تجاری به تدریج بهبود خواهد یافت (مهرآرا و عبدی ۱۳۸۶).

بنابراین، به دنبال کاهش ارزش پول کشور دو اثر خواهیم داشت: اثر مقداری و اثر قیمتی. اثر مقداری به این معنی است که با ارزان‌تر شدن کالاهای تولید داخل تقاضای صادرات افزایش می‌یابد و با گران‌تر شدن کالاهای وارداتی حجم واردات کم‌تر می‌شود. در نتیجه، اثر مقداری موجب بهبود حساب جاری می‌شود. اثر قیمتی به این مفهوم است که با کاهش ارزش پول ملی، کالای صادراتی برحسب پول خارجی ارزان‌تر و کالای وارداتی برحسب پول ملی گران‌تر می‌شود. بنابراین، اثر قیمتی موجب بدتر شدن حساب جاری کشور مدنظر می‌شود. در نهایت، اثر کاهش ارزش پول ملی وابسته به این است که کدام‌یک از این دو اثر بر تراز تجاری غالب است. به‌طور کلی، این نظر وجود دارد که در عملکرد کوتاه‌مدت اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه دارد و در بلندمدت با فرض این‌که شرط مارشال لرنر برقرار است، اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه دارد (Krugman and Obstfeld 2001).

۲.۲ مطالعات تجربی

۱.۲.۲ مطالعات خارجی

بیک (Beak 2006) در مطالعه خود با عنوان «اثر منحنی J در تجارت تولیدات جنگلی بین امریکا و کانادا» با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۵ و رهیافت ARDL به شواهدی مبنی بر تأیید وجود اثر منحنی J بین تجارت تولیدات جنگلی امریکا با کانادا دست نیافت.

بهمنی اسکویی و اردلانی (Bahmani Oskooee and Ardalani 2007) در مطالعه خود منحنی J را در ۶۶ بخش صنعتی ایالات متحده امریکا آزمون کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۱ و به‌کارگیری روش VAR به این نتیجه رسیدند که فقط در ۶ مورد اثر منحنی J تأیید می‌شود و کاهش ارزش دلار در ۲۲ مورد اثر بلندمدت داشته است.

هالیسیوقلو (Halicioglu 2008) در مطالعه‌ای با عنوان «منحنی J دوجانبه بین ترکیه و ۱۳ شریک تجاری‌اش»، با استفاده از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۵ و روش ARDL نشان داد که منحنی J بین ترکیه و هیچ‌کدام از شرکای تجاری‌اش تأیید نمی‌شود.

آفتاب و خان (Aftab and Khan 2008) در تحقیقی به آزمون منحنی J دوجانبه بین پاکستان و شرکای تجاری‌اش با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ با به‌کارگیری روش ARDL پرداختند و به این نتیجه رسیدند که منحنی J تأیید نمی‌شود.

بهمنی اسکویی و فریدی توانا (Bahmani Oskooee and Faridi Tavana 2015) اثر کاهش ارزش پول را بر تعادل تراز تجاری بررسی کردند. نتایج با استفاده از مدل غیرخطی ARDL نشان داد منحنی J بین کشورهای کانادا، چین، ژاپن، و امریکا تأیید می‌شود.

بهمنی اسکویی و همکاران (Bahmani Oskooee et al. 2016) با استفاده از مدل غیرخطی ARDL به آزمون منحنی J در مکزیک پرداختند. نتایج مطالعه بین مکزیک و سیزده شریک تجاری‌اش نشان داد تغییرات نرخ ارز تأثیر غیرمقارنی در تعادل تجاری دوجانبه مکزیک دارد و منحنی J تأیید می‌شود.

بهمنی اسکویی و همکاران (Bahmani Oskooee et al. 2016) به بررسی تجارت دوجانبه بین پاکستان و امریکا براساس رویکرد تراز تجاری کل پرداختند. نتایج حاکی از تأیید اثرهای کوتاه‌مدت ارزش پول بر تراز تجاری پاکستان بود.

اگرچه وجود منحنی J از سوی دیگر محققانی نظیر گوپتا کاپر و راماکریشنان (Gupta- Kappor and Ramakrishnan 1999) برای ژاپن، بهمنی اسکویی و هاروی (Bahmani Oskooee and Harvey 2006) برای مالزی با شرکای تجاری عمده اش، و کایفیلاونگ و همکاران (Kyophilavong et al. 2013) برای لائوس تأیید شده است، اما محققان دیگری برای کشورهای گوناگون از جمله ناریان (Narayan 2004) برای نیوزیلند، بهمنی اسکویی و وانگ (Bahmani Oskooee and Wang 2006) برای چین، بهمنی اسکویی و کوتان (Bahmani Oskooee and Kutan 2009) برای بلژیک، کرواسی، و روسیه، بهمنی اسکویی و هاروی (Bahmani Oskooee and Harvey 2009) برای مالزی، شاهباز و همکاران (Shahbaz et al. 2012) برای پاکستان، بهمنی اسکویی و هاروی (Bahmani Oskooee and Harvey 2012) برای سنگاپور، و ویجویرا و دلری (Wijeweera and Dollery 2013) برای استرالیا شواهدی درباره وجود پدیده منحنی J نیافته‌اند. یافته‌های تجربی باتوجه به داده‌ها و ساختار اقتصادی کشورها و همچنین روش اقتصادسنجی به کار گرفته شده متفاوت است.

۲.۲.۲ مطالعات داخلی

اخباری و خوش بخت (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان «پویایی‌های تراز تجاری، بررسی منحنی J شکل رابطه تجاری ایران با آلمان» با استفاده از تکنیک‌های عکس‌العمل تکانه‌ای و تجزیه واریانس در قالب الگوهای تصحیح خطا و ARDL در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۴ به مطالعه پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از تأییدنشدن وجود اثر منحنی J بین تراز تجاری و نرخ ارز طی دوره مورد بررسی است.

کازرونی و مجیری (۱۳۸۹) پویایی اثر منحنی J دوجانبه بین ایران و شش شریک منتخب تجاری‌اش را با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۵ بررسی کردند. نتایج مطالعه بیانگر تأیید منحنی J در روابط تجاری ایران با چین و امارات بود، اما درباره سایر کشورها فرضیه منحنی J تأیید نشد.

معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹) به بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران با استفاده از مدل تصحیح خطا پرداختند. تجزیه و تحلیل نتایج بیانگر تأیید فرضیه منحنی J در کوتاه‌مدت بود و دوره روند نزولی پدیده منحنی J در دو فصل برآورد شد. حیدری و زارعی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی روابط تجاری ایران با مهم‌ترین شرکای تجاری آسیا طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج نشان داد، منحنی J فقط برای چین و ژاپن صادق است.

حیدری و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از روش پارامتر زمان - متغیر و ره‌یافت فیلتر کالمن به بررسی تأثیر متغیرهای درآمد داخلی، درآمد خارجی، و نرخ ارز در تراز تجاری ایران پرداختند. نتایج نشان داد، ضرایب تراز تجاری به‌منزله کشش‌های قیمتی و درآمدی طی زمان روندی ثابت ندارند و هم‌زمان با افزایش نرخ ارز واقعی طی سال‌های ۱۳۴۷ تا ۱۳۵۰ و ۱۳۵۶ تا ۱۳۶۲ کشش قیمتی تراز تجاری مثبت است و با کاهش نرخ ارز واقعی کشش قیمتی تراز منفی می‌شود.

طیبه و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به تحلیل منحنی S در روابط تجاری دوجانبه ایران و شرکای تجاری پرداختند. براساس نتایج، وجود منحنی S شکل در رابطه تجاری ایران با دوازده شریک عمده تجاری تأیید شد و این الگو با نه کشور سوریه، پاکستان، قطر، ارمنستان، کویت، آذربایجان، کانادا، امریکا، و هنگ‌کنگ تأیید نشد.

۳. روش تحقیق

با مروری بر ادبیات موضوع می‌توان مدل زیر را، که با الهام از مطالعه کایفیلاونگ و همکاران (Kyophilavong et al. 2013) است، برای آزمون منحنی J در اقتصاد ایران ارائه کرد:

$$LTB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LYD_t + \alpha_3 LYW_t + \alpha_4 LEX_t + \mu_t \quad (1)$$

که در آن:

TB: شاخص تراز تجاری ایران که برابر با نسبت صادرات به واردات کالاهاست؛

YD: درآمد داخلی (GDP حقیقی ایران)؛

YW: درآمد جهانی که از میانگین وزنی درآمد کشورهای طرف تجاری ایران استفاده

شده است؛

EX: نرخ ارز حقیقی مؤثر که برگرفته از داده‌های بانک جهانی است. این شاخص طبق

تعریف بانک جهانی به‌صورت تقسیم یک میانگین وزنی از قیمت سبد کالایی در کشورهای طرف تجاری برحسب پول داخلی نسبت به قیمت آن در کشور به‌دست می‌آید.

تمام متغیرهای به‌کارگرفته‌شده برحسب لگاریتم طبیعی‌اند. مطالعه حاضر از داده‌های فصلی دوره زمانی (۱۹۷۹(۴) - ۲۰۱۵(۴) استفاده می‌کند که داده‌ها از پایگاه‌های اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی استخراج شده‌اند.

برای تعیین علامت‌های انتظاری ضرایب متغیرها، چنان‌چه افزایش در YD واردات را

افزایش دهد، انتظار می‌رود که α_1 منفی تخمین زده شود، اما ممکن است با افزایش YD

ایران از سیاست جای‌گزینی واردات استفاده کند که در این صورت ضریب α_1 مثبت خواهد بود (Shahbaz et al. 2012; Halicioglu 2008). به‌طور مشابه، ضریب برآوردی درآمد خارجی (α_3) نیز می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر α_4 مثبت باشد، نشان‌دهنده اثرگذاری مثبت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری است. از آن‌جاکه تحقق فرضیه منحنی J منوط بر این است که α_4 در کوتاه‌مدت منفی باشد، بنابراین، باید مدلی انتخاب شود که پویایی‌های کوتاه‌مدت را به بلندمدت پیوند دهد. در این زمینه، از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است که پسران و شین (Pesaran and Shin 1999) ارائه داده‌اند. بیش‌تر مطالعات اخیر به این موضوع اشاره دارند که روش ARDL برای بررسی رابطه هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها بر دیگر روش‌هایی مانند انگل - گرنجر برتری دارد. این روش، صرف‌نظر از این‌که متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) باشند، کاربردی است. هم‌چنین در نمونه‌های کوچک کارآیی نسبتاً بیش‌تری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. قدم اول در برآورد مدل ARDL بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در مدل با به‌کارگیری آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (Pesaran et al. 2001) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقیمد (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت است. شکل تصحیح خطای غیرمقیمد متغیرها برای معادله (۱) به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta LTB_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LTB_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta LYD_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_j \Delta LYW_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta LEX_{t-j} \\ & + \gamma_1 \Delta LTB_{t-1} + \gamma_2 LYD_{t-1} + \gamma_3 LYW_{t-1} + \gamma_4 LEX_{t-1} + U_t \end{aligned} \quad (2)$$

که در آن Δ عملگر تفاضل و p طول وقفه بهینه است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز - بی‌زین، حنان - کوئین، یا ضریب تعیین تعدیل‌شده تعیین کرد. در این مطالعه، از معیار شوارتز - بی‌زین با توجه به صرفه‌جویی در تعیین وقفه استفاده می‌شود. به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در مدل از آماره F در روش کرانه‌های پسران و همکاران (Pesaran et al. 2001) استفاده می‌شود. در این آزمون فرض صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهاست که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0 \\ H_1: \gamma_1 \neq 0, \gamma_2 \neq 0, \gamma_3 \neq 0, \gamma_4 \neq 0 \end{cases} \quad (3)$$

آماره F به دست آمده با دو مقدار بحرانی مقایسه می شود. مقدار پایین تر با فرض I(0) بودن و مقدار بالاتر با فرض I(1) بودن تمامی متغیرهاست. اگر آماره F محاسباتی از حد بالای مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد می شود؛ اگر آماره آزمون کمتر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر را نمی توان رد کرد؛ و اگر آماره بین حد بالا و حد پایین مقادیر بحرانی باشد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود. در مرحله دوم چنانچه وجود رابطه بلندمدت تأیید شود، روابط بلندمدت و سپس معادله تصحیح خطا برآورد می شود.

۴. نتایج تحقیق

قبل از برآورد مدل پایایی همه متغیرها بررسی می شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها I(2) نیستند. در صورت وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره های F قابل اعتماد نیستند. برای اطمینان از پایایی و ناپایایی متغیرهای سری زمانی استفاده شده در الگو از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. جدول ۱ نشان دهنده نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح برای متغیرهای مورد نظر است. معمولاً معیار SBC (Schwarz Bayesian Criterion) در تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند، از این رو در این تحقیق تعداد وقفه های بهینه براساس معیار SBC انتخاب شده است. تمام متغیرها به استثنای LTB در سطح ناپایا هستند. برای متغیر LTB قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم یافته در حالت بدون روند از مقادیر بحرانی بزرگتر است. بنابراین، در سطح پایاست و فرض وجود ریشه واحد رد می شود.

جدول ۱. نتایج آزمون های ریشه واحد در حالت سطح

| متغیرها | وقفه بهینه | | با عرض از مبدأ و بدون روند** | | با عرض از مبدأ و روند** | |
|---------|------------|-------------|------------------------------|-------------|-------------------------|-------------|
| | آماره ADF | نتیجه آزمون | آماره ADF | نتیجه آزمون | آماره ADF | نتیجه آزمون |
| LTB | ۵ | پایا | -۳/۱۱ | پایا | -۲/۳۵ | ناپایا |
| LYD | ۱ | ناپایا | -۰/۲۹ | ناپایا | -۱/۹۷ | ناپایا |
| LYW | ۲ | ناپایا | -۱/۶۷ | ناپایا | -۱/۸۵ | ناپایا |
| LEX | ۰ | ناپایا | -۰/۹۴ | ناپایا | -۲/۲۸ | ناپایا |

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد

برای تشخیص درجه پایایی سایر متغیرها آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول تکرار شده است. نتایج آزمون نشان می دهد که متغیرها با یکبار تفاضل گیری پایا شده اند.

جدول ۲. نتایج آزمون های ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

| با عرض از مبدأ و روند** | | | با عرض از مبدأ و بدون روند** | | |
|-------------------------|------------|-----------|------------------------------|------------|-----------|
| متغیرها | وقفه بهینه | آماره ADF | نتیجه آزمون | وقفه بهینه | آماره ADF |
| ۱۰/۵ | ۰ | -۳/۶۹ | پایا | ۰ | -۳/۶۰ |
| LYW | ۱ | -۵/۴۷ | پایا | ۱ | -۵/۵۸ |
| LEX | ۰ | -۱۱/۲۷ | پایا | ۰ | -۱۱/۲۲ |

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد

نتایج برآورد مدل ARDL مبتنی بر سه بخش رابطه پویا، بلندمدت، و کوتاه مدت است. وقفه بهینه هرکدام از متغیرها با استفاده از معیار شوارتز-بیزین مشخص و مدل به صورت $ARDL(2,0,0,2)$ برآورد شد. به منظور بررسی رابطه بلندمدت متغیرها از آماره F استفاده شده است. مقدار آماره F برای مدل برابر با $۴/۰۷$ است که با توجه به مقادیر بحرانی آماره F در سطح اطمینان ۹۰ درصد این آماره بالاتر از کران بالای $۲/۷۱۱,۳/۸$ قرار می گیرد. بنابراین، رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می شود.

پس از حصول اطمینان از رابطه بلندمدت بین متغیرها، ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای مدل تخمین زده می شود. در جدول ۳ نتایج برآورد رابطه بلندمدت ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد رابطه بلندمدت

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | آماره t | ارزش بحرانی |
|---------|-------|--------------|---------|-------------|
| LYD | -۱/۴۴ | ۰/۳۰ | -۴/۸۳ | ۰/۰۰۰ |
| LYW | ۱/۰۲ | ۰/۴۶ | ۲/۲۱ | ۰/۰۲۹ |
| LEX | ۰/۲۲ | ۰/۰۷ | ۲/۹۶ | ۰/۰۰۴ |
| C | ۱۳/۹۲ | ۳/۸۱ | ۳/۶۶ | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول ۳ نشان می دهد که همه متغیرها در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنی دارند. همان طور که دیده می شود، در بلندمدت نرخ ارز دارای تأثیر مثبت در تراز تجاری است؛

به طوری که با افزایش یک درصدی نرخ ارز، تراز تجاری ایران ۰/۲۲ درصد بهبود پیدا می کند، یعنی اثر مقداری کاهش ارزش حقیقی پول بر اثر قیمتی آن غلبه دارد که به بهبود تراز تجاری انجامیده است؛ بنابراین، شرط مارشال لرنر در بلندمدت برقرار است. متغیر درآمد داخلی دارای تأثیر منفی و معنی دار در تراز تجاری ایران است. به عبارت دیگر، کشش تراز تجاری نسبت به تولید ناخالص داخلی ایران برابر با ۱/۴۴- است که نشان می دهد با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی، کسری تراز تجاری ایران ۱/۴۴ درصد افزایش می یابد. به علاوه، کشش تراز تجاری ایران نسبت به درآمد جهانی برابر با ۱/۰۲ است که به این معنی است که با افزایش یک درصد درآمد جهانی تراز تجاری ایران ۱/۰۲ درصد بهبود می یابد.

برآورد الگوی تصحیح خطا برای بررسی تعدیل عدم تعادل های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | آماره t | ارزش بحرانی |
|----------|-------|--------------|---------|-------------|
| dLTB(-1) | ۰/۷۳ | ۰/۰۵ | ۱۳/۳۵ | ۰/۰۰۰ |
| dLYD | -۰/۱۲ | ۰/۰۳ | -۳/۶۱ | ۰/۰۰۰ |
| dLYW | -۰/۶۶ | ۰/۳۰ | -۲/۲۰ | ۰/۰۳۰ |
| dLYW(-1) | ۱/۱۴ | ۰/۳۰ | ۳/۸۲ | ۰/۰۰۰ |
| dLEX | ۰/۰۲ | ۰/۰۱ | ۳/۰۸ | ۰/۰۰۳ |
| dC | ۱/۱۴ | ۰/۳۴ | ۳/۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| ECM(-1) | -۰/۰۸ | ۰/۰۲ | -۴/۸۷ | ۰/۰۰۰ |

همان طور که دیده می شود، در کوتاه مدت با افزایش یک درصدی نرخ رشد ارز، رشد تراز تجاری ایران ۰/۰۲ درصد بهبود پیدا می کند. متغیر درآمد داخلی دارای تأثیر منفی و معنی دار در تراز تجاری ایران است؛ به طوری که، با افزایش یک درصدی نرخ رشد آن، ۰/۱۲ درصد رشد تراز تجاری کاهش می یابد. کشش کوتاه مدت تراز تجاری ایران نسبت به درآمد جهانی برابر با ۰/۶۶- است که با افزایش یک درصد درآمد خارجی ۰/۶۶ درصد بر رشد تراز تجاری ایران اثر منفی می گذارد؛ در حالی که ضریب با وقفه این متغیر مثبت است که بر چسبندگی رفتار مصرف کنندگان خارجی تأکید دارد. به عبارت دیگر، چون وقفه در تجارت بین الملل طولانی تر از بازار داخلی است، اثر مثبت رفتار مصرف کنندگان خارجی با وقفه خود

را نشان می‌دهد. هم‌چنین ضریب با وقفه متغیر وابسته بر این دلالت دارد که این متغیر در کوتاه‌مدت از دوره گذشته خود اثر می‌پذیرد؛ به طوری که این متغیر $0/73$ درصد از دوره قبل تأثیر می‌گیرد. ضریب جمله تصحیح خطا $0/08$ - به دست آمده است، که به معنی تعدیل ۸ درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت است.

بر اساس تئوری، منفی بودن ضریب برای اولین وقفه‌های متغیر نرخ ارز در رابطه کوتاه‌مدت و مثبت شدن ضریب آن در رابطه بلندمدت وجود منحنی J را اثبات می‌کند؛ اما همان‌طور که نتایج جداول فوق نشان می‌دهد، ضرایب متغیر نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت است. بنابراین، منحنی J در اقتصاد ایران با رویکرد تراز تجاری کل تأیید نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیش‌نهادهای

از آن‌جا که یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار در اقتصاد هر کشور، خصوصاً بخش تجارت خارجی و تراز تجاری، نرخ ارز است، این تحقیق آزمون منحنی J و تأثیر کاهش ارزش پول ملی در تراز تجاری ایران را بررسی می‌کند. بر اساس نتایج تحقیق، کاهش ارزش پول داخلی حتی در کوتاه‌مدت قادر است تراز تجاری را بهبود بخشد. بنابراین، شواهدی در خصوص منحنی J در اقتصاد ایران وجود ندارد.

در برآورد مدل کوتاه‌مدت ضریب وقفه متغیر وابسته معنی‌دار و مثبت است که بیان‌گر این است که متغیر تراز تجاری به دوره قبلی خود وابستگی مستقیم دارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی ایران معنی‌دار و منفی است که به معنی تأثیرپذیری معکوس شاخص تراز تجاری از این متغیر است. به عبارتی دیگر، با افزایش تولید ناخالص داخلی ایران تمایل به واردات از کشورهای خارجی افزایش می‌یابد. هم‌چنین اگر کشور تاکنون سیاست تولید کالاهای جانشین واردات را داشته است، در این امر موفق عمل نکرده است.

درباره اثر درآمد جهانی می‌توان گفت، با افزایش درآمد کشورهای خارجی و به تبع آن افزایش قدرت خرید جهانی تمایل به واردات از ایران افزایش یافته است. این امر با افزایش صادرات ایران موجب بهبود تراز تجاری ایران شده است، بنابراین، تأثیر این متغیر در تراز تجاری ایران مثبت است.

باتوجه به این‌که در این مطالعه روابط تجاری ایران با همه شرکای تجاری بررسی شده است، بنابراین، می‌تواند توصیه سیاستی واحدی برای همه شرکای تجاری به منظور بهبود

تراز تجاری کشور ارائه دهد. براساس نتایج مطالعه، کاهش ارزش پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت باعث بهبود تراز تجاری شده است؛ زیرا انگیزه‌های صادراتی را افزایش داده است و تراز تجاری را بهتر می‌کند؛ اما این بدان معنا نیست که سیاست‌گذاران درصدد کاهش ارزش پول ملی باشند؛ چراکه تلاطم‌های حاصل از کاهش نرخ ارز به نااطمینانی در اقتصاد منجر شده است و اقتصاد کشور را دچار بحران می‌کند. با توجه به سیاست نرخ ارز ثابت یا شناور مدیریت شده از کانال رشد اقتصادی می‌تواند به بهبود تراز تجاری بینجامد که در خروج از شرایط رکودی نیز مؤثر خواهد بود.

از آن‌جاکه با افزایش درآمد ملی کشور، واردات آن از کشورهای خارجی افزایش یافته است. بنابراین، بهتر است افزایش درآمد ملی در جهت تقویت زیرساخت‌های اقتصادی برای تولید کالاهای جای‌گزین واردات و کالاهای داخلی دارای مزیت نسبی سوق داده شود تا این امر باعث کسری هرچه بیشتر تراز تجاری کشور نشود.

هم‌چنین تراز تجاری در مقایسه با عدم تعادل به‌کندی تعدیل می‌شود. به بیان دیگر، عدم تعادل در بخش خارجی به‌کندی کاهش می‌یابد و انحراف تراز تجاری از مقدار تعادلی بلندمدت آن به‌کندی از بین می‌رود. بنابراین، سیاست‌ها و ابزارهای سیاستی طی دوره بررسی قادر به تعدیل سریع عدم تعادل خارجی نبوده است. در واقع، هزینه‌های عدم تعادل خارجی در نظام تجاری کشور کم‌تر از حد برآورد شده است.

کتاب‌نامه

- اخباری، محمد و آمنه خوش‌بخت (۱۳۸۵)، «پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۷۴.
- بهمنی اسکویی، محسن (۱۳۷۲)، «اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال در دوره پس از انقلاب اسلامی»، *گزارش سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی*، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی تهران.
- حیدری، حسن و فاطمه زارعی (۱۳۹۱)، «بررسی روابط تجاری ایران با مهم‌ترین شرکای تجاری آسیا با تمرکز بر آزمون منحنی جی»، *فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی*، ش ۶، ش ۲.
- حیدری، حسن، زهرا صالحیان صالحی‌نژاد، و سلیمان فیضی (۱۳۹۳)، «تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان - متغیر»، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، دوره شانزدهم، ش ۳.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۶)، *ارز و صادرات غیرنفتی*، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۲)، «بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های جمهوری اسلامی ایران: تخمین کشش مارشال لرنر و مارشال لرنر تعمیم‌یافته»، گزارش سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی تهران.

کازرونی، علیرضا و هادی مجیری (۱۳۸۹)، «بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری (روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی)»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ش ۴۵.

طیبی، سیدکامیل، همایون شیرازی، و نرگس سخندانی (۱۳۹۴)، «تحلیل منحنی S در روابط دوجانبه تجاری ایران و شرکای عمده تجاری (۱۳۹۰-۱۳۷۱)»، تحقیقات اقتصادی، دوره پنجاهم، ش ۱. معماریان، عرفان و سیداحمدرضا جلالی نائینی (۱۳۸۹)، «آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی J بر اساس یک الگوی VECM)»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ش ۲.

مهرآرا، محسن و علیرضا عبدی (۱۳۸۶)، «عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ش ۳۱.

نیلی، مسعود (۱۳۷۶)، «چهارچوبی سازگار برای سیاست‌های ارز»، گزارش هفتمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقاتی پولی و بانکی تهران.

- Aftab, Z. and S. Khan (2008), "Bilateral J-Curves between Pakistan and Her Trading Partners", *PIDE Working Paper*, no. 45.
- Arora, S., M. Bahman Oskooee, and G. G. Goswami (2003), "Bilateral Jcurve between India and her Trading Partners", *Journal of Applied Economics*, vol. 35.
- Baharumshah, A. Z. (2001), "The Effect of Exchange Rate on Bilateral Trade Balance: New Evidence from Malaysia and Thailand", *Asian Economic Journal*, vol. 15.
- Bahmani Oskooee, M. and Z. Ardalani (2007), "Is there a J-Curve at the Industry Level?", *Economics Bulletin*, vol. 6.
- Bahmani Oskooee, M. and T. J. Brooks (1999), "Bilateral J-Curve Between US and Her Trading Partners", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 135.
- Bahmani Oskooee, M., J. Iqbal, and M. Nosheen (2016), "Commodity Trade between Pakistan and the US: is there Evidence of the J-Curve?", *Applied Economics*, vol. 48.
- Bahmani Oskooee, M. and M. Harvey (2009), "The J-Curve: Malaysia vs. her Major Trading Partners", *Applied Economics*, vol. 42.
- Bahmani Oskooee, M. and T. Kantipong (2001), "Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partners", *Journal of Economic Development*, vol. 26.
- Bahmani Oskooee, M. and A. M. Kutan (2009), "The J-Curve in the Emerging Economies of Eastern Europe", *Applied Economics*, vol. 41.
- Bahmani Oskooee, M. and A. Ratha (2007), "The Bilateral J-Curve: Sweden Versus her 17 Major Trading Partners", *International Journal of Applied Economics*, vol. 4.

- Bahmani Oskooee, M. and Y. Wang (2006), "The J-Curve: China versus her Trading Partners", *Bulletin of Economic Research*, 58.
- Bahmani Oskooee, M., G. G. Goswami, and B. K. Talukdar (2005), "The Bilateral J-Curve: Australia versus her 23 Trading Partners", *Australian Economic Papers*, vol. 44.
- Bahmani Oskooee, M., F. Halicioglu, and S. W. Hegerty (2016), "Mexican Bilateral Trade and the J-Curve: An Application of the Nonlinear ARDL Model", *Economic Analysis and Policy*, 50.
- Bahmani Oskooee, M. and H. Fariditavana (2015), "Nonlinear ARDL Approach, Asymmetric Effects and the J-Curve", *Journal of Economic Studies*, vol. 42.
- Bahmani Oskooee, M. and H. Harvey (2012), "J-Curve: Singapore versus her Major Trading Partners", *Economic Papers*, vol. 31.
- Bahmani Oskooee, M. and H. Harvey (2006), "How Sensitive are Malaysia's Bilateral Trade Flows to Depreciation?", *Applied Economics*, vol. 38.
- Bahmani Oskooee, M., S. W. Hegerty (2009), "The J-and S-Curves: A Survey of the Recent Literature", *Economic Studies*, vol. 37.
- Beak, J. (2006), "The J-Curve Effect and the US-Canada Forest Products Trade", *Journal of Forest Economics*, vol. 13.
- Gupta-Kappor, A. and U. Ramakrishnan (1999), "Is there a J-Curve? A New Estimation for Japan", *International Economics*, vol. 13.
- Hacker, R. S. and A. Hatemi-J. (2003), "Is the J-Curve Effect Observable for Small North European Economies?", *Open Economies Review*, vol. 14.
- Halicioglu, F. (2008), "The Bilateral J-Curve: Turkey Versus her 13 Trading Partner", *Journal of Asian Economics*, 19(8).
- Krugman, P. and M. Obstfeld (2001), *International Economics: Theory and Policy*, New York: Addison-Wesley.
- Kyophilavong, P., M. Shahbaz, and G. Salah Uddin (2013), "Does J-Curve Phenomenon Exist in Case of Laos? An ARDL Approach", *Journal of Economic Modelling*, vol. 35.
- Lal, A. K. and T. C. Lowinger (2001), "The J-Curve: Evidence from East Asia", *Journal of Economic Integration*, vol. 17.
- Lee, J. and M. D. Chinn (2002), "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries", *IMF Working Paper*, vol. 25.
- Magee, S. P. (1973), 'Currency Contracts, Pass-Through, and Devaluation', *Brooking Paper on Economic Activity*, vol. 4.
- Moura, G. and S. Da Silva (2005), "Is there a Brazilian J-Curve?", *Economic Bulletin*, vol. 6.
- Narayan, P. K. (2004), "New Zealand's Trade Balance: Evidence from the J-Curve and Granger Causality", *Applied Economics Letters*, vol. 11.
- Onafowora, O. (2003), "Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: is there a J-Curve?", *Economics Bulletin*, vol. 5.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", in: S. Strøm, (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the*

Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge: Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16.

Shahbaz, M., R. U. Awan, and K. Ahmad (2011), "The Exchange Value of the Pakistan Rupee and Pakistan Trade Balance: An ARDL Bounds Testing Approach", *Developing Areas*, vol. 44.

Shahbaz, M., F. Islam, and N. Aamir (2012), "Is Devaluation Contractionary? Empirical Evidence for Pakistan", *Economic Change and Restruct*, vol. 45.

Wijeweera, A. and B. Dollery (2013), "J-Curve Disparity Between the Goods Sector and the Services Sector: Evidence from Australia", *Applied Economics Letters*, vol. 20.

Wilson, P. (2001), "Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies: Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia and Korea?", *Open Economies Review*, vol. 12.