

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

فتح اله تازی*

هادی اسماعیل پورمقدم**، وحید دهباشی***

چکیده

تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری یکی از موضوع‌های پایه‌ای و در عین حال بحث برانگیز در حوزه اقتصاد بین الملل است؛ به طوری که تغییرات نرخ ارز موجب بروز آثار متفاوتی در حجم تجارت یک کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌گردد. اثرات 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 گردیده است. نتایج نشان می‌دهد پدیده منحنی J در اقتصاد ایران با رویکرد تراز تجاری کل صادق نمی‌باشد، به طوری که واکنش تراز تجاری نسبت به افزایش نرخ ارز هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است.

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

طبقه‌بندی JEL: F31، F14، C22

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

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

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

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۲/۲۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۴/۲۸

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 بیشتر و حجم واردات کمتر می‌شود و در نتیجه تراز تجاری بهبود می‌یابد. عموماً کشورهای جهان با اتخاذ سیاست تجاری مناسب تلاش می‌کنند تراز تجاری آن‌ها 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 طرف دیگر شواهد ادبیات موجود نشان می‌دهد که اثرگذاری مثبت تضعیف ارزش پول داخلی بر تراز تجاری فوری نیست، به این معنی که تراز تجاری قبل از آن که در بلندمدت بهبود یابد، می‌تواند دست کم در کوتاه‌مدت نتیجه‌ای عکس به همراه داشته و موجب وخیم‌تر شدن تراز تجاری گردد. به دلیل این که 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 از هم متفاوت می‌باشند. تفاوت در عکس‌العمل زمانی تراز تجاری نسبت به تغییرات ارزش پول داخلی، یک منحنی 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 که 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 جریان تجاری بین یک کشور و شریک تجاری آن را مورد توجه قرار می‌دهد؛ 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 این مقاله بررسی پدیده منحنی J در روابط تجاری ایران طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۹ با توجه به رویکرد تراز تجاری کل می‌باشد؛ چرا که مطالعات صورت گرفته در زمینه بررسی منحنی J در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از رویکرد تراز تجاری دوجانبه صورت گرفته است. تفاوت این مطالعه با سایر مطالعات این است که مطالعات صورت گرفته 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 گردیده است. با توجه به این که در ایران مدیریت نرخ ارز توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد، بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری با توجه به این رویکرد بسیار راهگشا می‌باشد که در مطالعات پیشین مورد غفلت قرار گرفته است. بنابراین این مقاله بر آن شده است تا با نگاهی نو به بررسی منحنی J با توجه به تراز تجاری کل و در نظر گرفتن تمام شرکای تجاری ایران بپردازد تا بتواند توصیه‌های سیاستی مقتضی را جهت 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 می‌باشد که در این صورت از توصیه‌های سیاستی یکسان در مورد نرخ ارز برخوردار نخواهند بود. از آنجا که ایران کشوری با نرخ ارز ثابت یا نرخ ارز شناور مدیریت شده می‌باشد، لذا نمی‌توان توصیه‌های سیاستی حاصل از نتایج مطالعات پیشین را عملی نمود. مطالعه طبق رویکرد تراز تجاری کل این امکان را می‌دهد که توصیه سیاستی واحد و برای همه شرکای تجاری به منظور بهبود تراز تجاری کشور ارائه دهد. بدین روی، 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 کوتاه مدت بدتر شدن تراز تجاری را موجب می‌گردد. بر این اساس بخش‌های مختلف مقاله به شرح زیر است: در بخش دوم ادبیات موضوع بیان می‌گردد و مطالعات گذشته مرور می‌شود. سپس در بخش سوم روش تحقیق تصریح می‌گردد و در انتها به ارائه نتایج و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

کاهش ارزش پول داخلی باعث کاهش مقدار واردات و افزایش مقدار صادرات می‌شود؛ اما آنچه که 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 بر اساس 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 تنگنایهای ساختاری، بازتوزیع درآمدی، افزایش هزینه‌های تولید و اثرات تورمی و رکودی حاصل از کاهش ارزش پول اثر نهایی آن را بر تراز تجاری تا حدی پیچیده می‌سازد. 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 کشش‌های قیمتی تقاضای صادرات و واردات پایین بوده و رشد قیمت کالاهای وارداتی نسبت به کالاهای صادراتی بر حسب پول داخلی بیشتر است (Magee, 1973).

به بیان دیگر در کوتاه‌مدت نوعی چسبندگی وجود دارد؛ زیرا خریداران و تولیدکنندگان در بیشتر موارد به کندی خود را با تغییرات قیمتی هماهنگ می‌کنند. این موضوع می‌تواند علل مختلفی داشته باشد: اول، وقفه در واکنش خریداران باعث می‌شود که زمانی طول بکشد تا کالاهای دیگری را جانشین واردات نمایند؛ به‌علاوه این وقفه در تجارت بین‌الملل طولانی‌تر از بازار داخلی است. دوم، وقفه در واکنش تولیدکنندگان موجب می‌گردد مدتی طول بکشد تا تجارت جدید شکل بگیرد و سفارش جدید دریافت شود. در این صورت حتی اگر خریداران را به سرعت بتوان پیدا کرد قرارداد برای خرید تجهیزات جدید، ماده 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 آن که صادرات به آن اندازه رشد کرده باشد. این موضوع می‌تواند باعث وخیم‌تر شدن تراز جاری کشور شود؛ اما در بلندمدت مقادیر صادرات و واردات نسبت به قیمت‌های نسبی حساس‌تر شده 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 داخلی، 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 بر حسب پول خارجی ارزان‌تر و کالای وارداتی بر حسب پول ملی گران‌تر می‌شود. بنابراین اثر قیمتی موجب بدتر شدن حساب جاری کشور مورد نظر می‌شود. در نهایت اثر کاهش ارزش پول ملی وابسته به این است که کدام یک از این دو اثر بر تراز تجاری غالب است. به طور کلی این اعتقاد وجود دارد که در عملکرد

کوتاه‌مدت اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه دارد و در بلندمدت با فرض این که 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 تحت عنوان اثر منحنی J در تجارت تولیدات جنگلی بین آمریکا و کانادا با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۸۹-۲۰۰۵ و رهیافت ARDL، به شواهدی مبنی بر تأیید وجود اثر منحنی J بین تجارت تولیدات جنگلی آمریکا با کانادا دست نیافتند.

بهمنی اسکویی و اردلانی (Bahmani-Oskooee and Ardalani, 2007) در مطالعه خود منحنی J را در ۶۶ بخش صنعتی ایالات متحده آمریکا آزمون کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره زمانی ۱۹۹۱-۲۰۰۱ 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 بلند مدت 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 ۱۹۸۵-۲۰۰۵ 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 ۱۹۸۰-۲۰۰۵ با به‌کارگیری روش ARDL پرداختند و به این نتیجه رسیدند که منحنی J تأیید نمی‌شود.

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

بهمنی اسکویی و همکاران (Bahmani-Oskooee et al., 2016) با استفاده از مدل غیر خطی ARDL به آزمون منحنی J در مکزیک پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه بین کشور مکزیک و ۱۳ شریک تجاری‌اش نشان داد تغییرات نرخ ارز اثر غیر متقارنی بر 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 آمریکا بر اساس رویکرد تراز تجاری کل پرداختند. نتایج حاکی از تأیید اثرات کوتاه مدت ارزش پول بر تراز تجاری کشور پاکستان بود. اگرچه وجود منحنی J توسط دیگر محققانی نظیر گوپتاکاپور و راماکریشنان (Gupta and Bahmani-Oskooee, 1999) برای ژاپن، بهمنی اسکویی و هاروی (Bahmani-Oskooee and Harvey, 2006) برای مالزی با شرکای تجاری عمده‌اش و کایفیلاونگ و همکاران (Kyophilavong et al., 2013) برای لائوس تأیید شده است اما محققان دیگری برای کشورهای مختلف 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 Kutun, 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 دالری (Wijeweera and Dollery, 2013) برای استرالیا شواهدی در مورد وجود پدیده منحنی J نیافته‌اند. یافته‌های تجربی باتوجه به داده‌ها و ساختار اقتصادی کشورها و همچنین روش اقتصادسنجی بکار گرفته شده متفاوت می‌باشد.

۲.۲.۲ مطالعات داخلی

اخباری و خوشبخت (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 ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از عدم تأیید وجود اثر منحنی J بین تراز تجاری و نرخ ارز طی دوره مورد بررسی می‌باشد.

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

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 بوده 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 ۱۳۸۶-۱۳۷۰ 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 بر تراز تجاری ایران پرداختند. نتایج نشان داد ضرایب تراز تجاری به عنوان کشش‌های قیمتی و درآمدی در طول زمان از روند ثابتی برخوردار نیستند و هم‌زمان با افزایش نرخ ارز واقعی طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۴۷ و ۱۳۶۲-۱۳۵۶ 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. بر اساس 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، آمریکا و هنگ‌کنگ تأیید نشد.

۳. روش تحقیق

با مروری بر ادبیات موضوع، می‌توان مدل زیر را که با الهام از مطالعه کایفیلانگ 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 شده از داده‌های بانک جهانی است. این شاخص طبق تعریف بانک جهانی به صورت تقسیم یک میانگین وزنی از قیمت سبد کالایی در کشورهای طرف تجاری بر حسب پول داخلی نسبت به قیمت آن در کشور به دست می‌آید.

تمام متغیرهای به‌کارگرفته شده بر حسب لگاریتم طبیعی می‌باشند. مطالعه حاضر از داده‌های فصلی دوره زمانی (۲۰۱۵-۴) تا (۱۹۷۹-۴) 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 نماید که در این صورت ضریب α_1 مثبت خواهد بود (Shahbaz et al., 2012; Halicioglu, 2008). به طور مشابه ضریب برآوردی درآمد خارجی (α_3) نیز می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر α_4 مثبت باشد، نشان دهنده اثرگذاری مثبت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری می‌باشد. از آنجا که 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 راستا از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی که توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) ارائه شده، استفاده شده است. بیشتر مطالعات اخیر به این موضوع اشاره دارند که روش ARDL برای بررسی رابطه هم-جمعی و بلندمدت بین متغیرها بر دیگر روش‌هایی مانند انگل-گرنجر برتری دارد. این روش صرف‌نظر از این که متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) باشند، قابل کاربرد است و هم‌چنین در نمونه‌های کوچک کارایی 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 غیر مقید (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت است. شکل تصحیح خطای غیر مقید متغیرها برای معادله (۱) به صورت 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 و یا ضریب تعیین تعدیل شده تعیین کرد. در این مطالعه از معیار شوارتز-بیزین با توجه به صرفه‌جویی در تعیین وقفه، استفاده می‌شود. به منظور 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 عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهاست که به صورت 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 می‌شود. مقدار پایین‌تر 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 عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر آماره آزمون کم‌تر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره بین حد بالا و حد پایین مقادیر بحرانی باشد نتیجه غیر قطعی خواهد بود. در مرحله دوم چنانچه وجود رابطه بلندمدت تأیید شود، روابط بلندمدت و سپس معادله تصحیح خطا برآورد می‌شود.

۴. نتایج تحقیق

قبل از برآورد مدل، پایایی همه متغیرها بررسی می‌شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها $I(2)$ نباشند. در صورت وجود متغیرهای $I(2)$ در مدل، آماره‌های F قابل اعتماد نیستند. برای اطمینان از پایایی و ناپایایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در الگوار

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 می باشد. معمولاً معیار SBC (Schwarz Bayesian Criterion) در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می کند، از این رو در این تحقیق تعداد وقفه‌های بهینه بر اساس معیار SBC انتخاب شده است. تمام متغیرها به استثنای LTB در سطح ناپایا می باشند. برای متغیر LTB قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم یافته در حالت بدون روند از مقادیر بحرانی بزرگ تر می باشد، بنابراین در سطح پایا بوده و فرض وجود ریشه واحد رد می شود.

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در حالت سطح

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

* 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 یک بار تفاضل گیری پایا شده اند.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

با عرض از مبدأ و روند**			با عرض از مبدأ و بدون روند**			
نتیجه آزمون	آماره ADF	وقفه بهینه	نتیجه آزمون	آماره ADF	وقفه بهینه	متغیرها
پایا	-۳/۶۰	۰	پایا	-۳/۶۹	۰	۱۰.۵
پایا	-۵/۵۸	۱	پایا	-۵/۴۷	۱	LYW
پایا	-۱۱/۲۲	۰	پایا	-۱۱/۲۷	۰	LEX

* 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 می- باشد. وقفه بهینه هر کدام 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 $4/07$ می باشد که با توجه به مقادیر بحرانی آماره F در سطح اطمینان ۹۰ درصد، این آماره بیشتر از کران بالای $(2/711,3/8)$ قرار می گیرد. بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می شود. پس از حصول اطمینان از وجود 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 حاصل از 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 به دست آمده از جدول (۳) نشان می دهد که تمامی متغیرها در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنی دار هستند. همان طور که دیده می شود در بلندمدت نرخ ارز دارای اثر مثبت بر تراز تجاری است؛ به طوری که با افزایش یک درصدی نرخ ارز، تراز تجاری ایران به میزان $0/22$ درصد بهبود پیدا می کند، یعنی اثر مقداری کاهش ارزش حقیقی پول بر اثر قیمتی آن غلبه داشته که منجر به بهبود تراز تجاری گردیده است؛ لذا شرط مارشال لرنر در بلندمدت برقرار است. متغیر درآمد داخلی دارای تأثیر منفی و معنی دار بر تراز تجاری ایران می باشد. به عبارت دیگر کشش تراز تجاری نسبت به تولید ناخالص داخلی ایران برابر با $-1/44$ است که نشان می دهد که با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی، کسری تراز تجاری ایران به میزان $1/44$ درصد افزایش می یابد. به علاوه کشش تراز تجاری ایران نسبت به درآمد جهانی برابر با $1/02$ است که به این معنی است که با افزایش یک درصد درآمد جهانی، تراز تجاری ایران به میزان $1/02$ درصد بهبود پیدا می کند.

برآورد الگوی تصحیح خطا برای بررسی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (۴): نتایج حاصل از 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

همان‌طور که دیده می‌شود در کوتاه‌مدت با افزایش یک درصدی نرخ رشد نرخ ارز، رشد تراز تجاری ایران به میزان ۰/۰۲ درصد بهبود پیدا می‌کند. متغیر درآمد داخلی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران می‌باشد؛ به طوری که با افزایش یک درصدی نرخ رشد آن، ۰/۱۲ درصد رشد تراز تجاری کاهش می‌یابد. کشش کوتاه‌مدت تراز تجاری ایران نسبت به درآمد جهانی برابر با ۰/۶۶- است که با افزایش یک درصد رشد درآمد خارجیان، ۰/۶۶ درصد بر رشد تراز تجاری ایران اثر منفی می‌گذارد؛ در حالی که ضریب باوقفه این متغیر مثبت می‌باشد که بر چسبندگی رفتار مصرف‌کنندگان خارجی تأکید دارد. به عبارت دیگر چون وقفه در تجارت بین‌الملل طولانی‌تر از بازار داخلی است، اثر مثبت رفتار مصرف‌کنندگان خارجی با وقفه خود را نشان می‌دهد. هم‌چنین ضریب باوقفه متغیر وابسته دلالت بر این دارد که این متغیر در کوتاه‌مدت از دوره گذشته خود اثر می‌پذیرد؛ به طوری که این متغیر ۰/۷۳ درصد از دوره قبل تأثیر می‌گیرد. ضریب جمله تصحیح خطا، ۰/۰۸- به دست آمده است. که به معنی تعدیل ۸ درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت است.

براساس 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 می‌باشد. لذا منحنی J در اقتصاد ایران با رویکرد تراز تجاری کل تأیید نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از آن‌جا که یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر اقتصاد هر کشور خصوصاً بخش تجارت خارجی و تراز تجاری، نرخ ارز می‌باشد، این تحقیق به بررسی آزمون منحنی J و اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران می‌پردازد. براساس نتایج تحقیق، کاهش ارزش پول داخلی حتی در کوتاه‌مدت قادر است تراز تجاری را بهبود بخشد، لذا 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 می‌باشد. 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.

در مورد 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 گردیده است، لذا تأثیر این متغیر بر تراز تجاری ایران مثبت می‌باشد.

با توجه به این که در این مطالعه روابط تجاری ایران با همه شرکای تجاری مورد بررسی قرار گرفته است، بنابراین می‌تواند توصیه سیاستی واحد و برای همه شرکای تجاری به منظور بهبود تراز تجاری کشور ارائه دهد. بر اساس نتایج مطالعه کاهش ارزش پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت باعث بهبود تراز تجاری گردیده است؛ زیرا انگیزه‌های صادراتی را افزایش داده و تراز تجاری را بهتر می‌نماید؛ اما این بدان معنا نیست که سیاست‌گذاران در صدد کاهش ارزش پول ملی باشند؛ چرا که تلاطم‌های حاصل از کاهش نرخ ارز منجر به نااطمینانی در اقتصاد گردیده و اقتصاد کشور را دچار بحران می‌نماید. با توجه به سیاست نرخ ارز ثابت یا شناور مدیریت شده از کانال رشد اقتصادی می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری گردد که در خروج از شرایط رکودی نیز مؤثر خواهد بود.

از آن‌جا که با افزایش درآمد ملی کشور، واردات آن از کشورهای خارجی افزایش یافته است، لذا 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 نسبت به عدم تعادل به کندی تعدیل می‌شود. به بیان دیگر عدم تعادل در بخش خارجی به کندی کاهش یافته و انحراف تراز تجاری از مقدار تعادلی بلندمدت آن به کندی از بین می‌رود. لذا سیاست‌ها و ابزارهای سیاستی در طول 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*، شماره ۷۴، ۱۶۰-۱۲۳.
- بهمینی 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*، سال ۶، شماره ۲، ۱۰۳-۸۳.
- حیدری، حسن؛ زهرا صالحیان صالحی نژاد و سلیمان فیضی (۱۳۹۳). «تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان-متغیر»، *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۶، شماره ۳، ۹۹-۶۷.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۶). *ارز و صادرات غیر نفتی*، 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 تعمیم یافته»، *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*، شماره ۴۵، ۱۰۲-۷۷.
- طیبه، سیدکامیل؛ همایون شیرازی و نرگس سخندانی (۱۳۹۴). «تحلیل منحنی S در روابط دوجانبه تجاری ایران و شرکای عمده تجاری (۱۳۹۰-۱۳۷۱)»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۱، ۱۴۷-۱۶۷.
- معماریان، عرفان و سیداحمدرضا جلالی نائینی (۱۳۸۹). «اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی J بر اساس یک الگوی VECM)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲، ۶۹-۴۵.

مهرآرا، محسن و علیرضا عبدی (۱۳۸۶). «عوامل تعیین کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۱، ۲۶-۱.

نیلی، مسعود (۱۳۷۶). «چارچوبی 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*.
- Arora, S., M. Bahman-Oskooee and G.G. Goswami (2003). 'Bilateral Jcurve Between India and her Trading Partners', *Journal of Applied Economics*, 35, 1037-1041.
- Baharumshah, A.Z. (2001). 'The Effect of Exchange Rate on Bilateral Trade Balance: New Evidence from Malaysia and Thailand', *Asian Economic Journal*, 15, 291-311.
- Bahmani-Oskooee, M. and Z. Ardalani (2007). 'Is there a J-Curve at the Industry Level?', *Economics Bulletin*, 6, 1-12.
- Bahmani-Oskooee, M. and T. J. Brooks (1999). 'Bilateral J-curve Between US and Her Trading Partners', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135, 156-165.
- 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*, 48, 957-965.
- Bahmani-Oskooee, M. and M. Harvey (2009). 'The J-curve: Malaysia vs her major trading partners', *Applied Economics*, 42, 1067-1076.
- Bahmani-Oskooee, M. and T. Kantipong (2001). 'Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partners', *Journal of Economic Development*, 26, 107-117.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. M. Kutan (2009). 'The J-curve in the emerging economies of Eastern Europe', *Applied Economics*, 41, 2523-2532.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha (2007). 'The Bilateral J-Curve: Sweden Versus Her 17 Major Trading Partners', *International Journal of Applied Economics*, 4, 1-13.
- Bahmani-Oskooee, M. and Y. Wang (2006). 'The J-curve: China versus her trading partners', *Bulletin of Economic Research*, 58, 323-343.
- Bahmani-Oskooee, M., G. G. Goswami and B.K. Talukdar (2005). 'The Bilateral J-curve: Australia Versus her 23 Trading Partners', *Australian Economic Papers*, 44, 110-120.
- 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, 23-40.
- Bahmani-Oskooee, M. and H. Fariditavana (2015). 'Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve', *Journal of Economic Studies*, 42, 519-530.
- Bahmani-Oskooee, M. and H. Harvey (2012). 'J-curve: Singapore versus her major trading partners', *Economic Papers*, 31, 515-522.
- Bahmani-Oskooee, M. and H. Harvey (2006). 'How sensitive are Malaysia's bilateral trade flows to depreciation?', *Applied Economics*, 38, 1279-1286.

- Bahmani-Oskooee, M., S.W. Hegerty (2009). 'The J-and S-curves: a survey of the recent literature', *J. Econ. Stud*, 37, 580-596.
- Beak, J. (2006). 'The J-Curve Effect and the US-Canada Forest Products Trade', *Journal of Forest Economics*, 13, 245-258.
- Gupta-Kappor, A. and U. Ramakrishnan (1999). 'Is there a J-curve? A new estimation for Japan', *International Economics*, 13, 71-79.
- Hacker, R.S. and A. Hatemi-J. (2003). 'Is the J-Curve Effect Observable for Small North European Economies?', *Open Economies Review*, 14, 119-134.
- Halicioğlu, F. (2008). 'The bilateral J-curve: Turkey Versus her 13 trading partner', *Journal of Asian Economics*, 19(8), 236-243.
- Krugman, P., 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*, 35, 833-839.
- Lal, A. K. and T.C. Lowinger (2001). 'The J-Curve: Evidence from East Asia', *Journal of Economic Integration*, 17, 397-415.
- Lee, J. and M. D. Chinn (2002). 'Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries', *IMF Working Paper*.
- Magee, S. P. (1973). 'Currency contracts, pass-through, and devaluation', *Brooking Paper on Economic Activity*, 1, 303-325.
- Moura, G. and S. Da Silva (2005). 'Is there a Brazilian J-curve?', *Economic Bulletin*, 6, 1-17.
- Narayan, P. K. (2004). 'New Zealand's trade balance: evidence from the J-curve and Granger causality', *Applied Economics Letters*, 11, 351-354.
- Onafowora, O. (2003). 'Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: is there a J-curve?', *Economics Bulletin*, 5, 1-13.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Strøm, S.(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*, 16, 289-326.
- Shahbaz, M., R.U. Awan and K. Ahmad (2011). 'The exchange value of the Pakistan rupee & Pakistan trade balance: an ARDL bounds testing approach', *Developing Areas*, 44, 69-93.
- Shahbaz, M., F. Islam, and N. Aamir (2012). 'Is devaluation contractionary? Empirical evidence for Pakistan', *Economic Change and Restruct*, 45, 299-316.
- Wijeweera, A. and B. Dollery (2013). 'J-curve disparity between the goods sector and the services sector: evidence from Australia', *Applied Economics Letters*, 20, 452-456.
- 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*, 12, 389-413.