New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Quarterly Journal, Vol. 16, No. 2, Summer 2021, 23-55
Doi: 10.30465/JNET.2022.7529

Investigating the Asymmetric effects of terms of trade on Iran's trade balance:

test of J and S curves through NARDL method

Moslem Ansarinasab*, Omid Sattari**

Esmat Zeynali Hossein Abadi***

Abstract

in this study, the elasticity of Iran's trade balance is investigated through terms of trade in a nonlinear and asymmetric format in the period 1978-2018. Based on the evidence, contrary to the results of linear estimation of ARDL, which showed that the terms of trade has a positive effect on the trade balance in the short and long term, examining the non-linear model of NARDL, terms of trade and oil prices showed asymmetric effects on the trade balance. The additive effect of terms of trade on the trade balance is observed in the short term equal to -0.531 and in the long term equal to 1.922, which are significant. On the other hand, the decreasing effect of terms of trade on the trade balance in the short term is equal to 2.4330 and is not significant; While in the long run, it is reported to be -0.3412 and significant. So that the increasing effect of terms of trade in the short run is associated with a

* Assistant professor of Department of Economy, Faculty of Administrative science and Economy, Vali-E-Asr University, Rafsanjan, Kerman, Iran, (Corresponding Author) M.Ansarinasab@vru.ac.ir

** Assistant professor of Department of Economy, Faculty of Administrative Science and Economy, Vali-E-Asr University, Rafsanjan, Kerman, Iran, o.sattari@vru.ac.ir

*** Master of Economics systems schematization, Vali-E-Asr University, Rafsanjan, Kerman, Iran, e.zeynali72@gmail.com

Date received: 27/08/2021, Date of acceptance: 22/01/2022

Copyright © 2018, This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

decrease in the trade balance and in the long run with an improvement in the balance. Therefore, terms of trade have asymmetric effects on the trade balance in the short-term and long-term and the existence of S-curve and J-curve is confirmed in the Iranian economy. Other results show that increases in oil prices have a positive effect on the trade balance in the short term and a negative effect on the long term; But the reductions do not have a significant effect. In a way, the improvement of oil prices in the short run will increase the trade balance; But in the long run, it will reduce the trade balance. This situation confirms the phenomenon of Dutch disease in Iran.

Keywords: Terms of trade, Trade balance, Iranian Economy, Liner ARDL method, nonlinear NARDL method.

JEL Classification: F19, F32, O53, C32.

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال ۱۶، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۴۰۰، ۲۵ - ۵۵

بررسی اثرات نامتقارن رابطهٔ مبادله بر تراز تجاری ایران:
آزمون منحنی‌های J و S با استفاده از روش NARDL

مسلم انصاری نسب*
امید ستاری، عصمت زینلی حسین آبادی*****

چکیده

در این پژوهش، به بررسی کشش‌پذیری تراز تجاری ایران از رابطه مبادله در قالبی غیرخطی و نامتقارن در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۸ پرداخته شده است. بر اساس شواهد، برخلاف نتایج حاصل از برآورد خطی الگوی ARDL که نشان داد رابطه مبادله در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثری مثبت بر تراز تجاری دارد؛ با بررسی مدل غیرخطی NARDL، رابطه مبادله و قیمت نفت اثراتی نامتقارن بر تراز تجاری نشان دادند. تأثیر اثر افزایشی رابطه مبادله بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت برابر با ۰/۵۸۳۱- و در بلندمدت برابر با ۱/۹۲۲ و معنادار مشاهده شد. درحالی‌که تأثیر اثر کاهشی رابطه مبادله بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت برابر با ۲/۴۳۳۰ و بی‌معنا و در بلندمدت برابر با ۰/۳۴۱۲- و معنادار گزارش شد. به‌طوری‌که اثر افزایشی رابطه مبادله در کوتاه‌مدت با کاهش تراز تجاری و در بلندمدت با بهبود تراز تجاری همراه بوده است. بنابراین رابطه مبادله در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثرات نامتقارن بر تراز تجاری است و وجود منحنی S و منحنی J در اقتصاد ایران موردتأیید

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان (نویسندهٔ مسئول)، M.Ansarinasab@vru.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان، o.sattari@vru.ac.ir
*** کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان، e.zeynali72@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۵

Copyright © 2018, This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

قرار می‌گیرد. دیگر نتایج نیز نشان داد که افزایش‌ها در قیمت نفت در کوتاه‌مدت اثری مثبت و در بلندمدت اثری منفی بر تراز تجاری دارد؛ اما کاهش‌ها با اثری معنادار همراه نبودند. به نحوی که بهبود قیمت نفت در کوتاه‌مدت، سبب افزایش تراز تجاری می‌شود؛ اما در بلندمدت به کاهش تراز تجاری می‌انجامد. این وضعیت پدیده بیماری هلندی در ایران را تایید می‌کند.

کلیدواژه‌ها: رابطه مبادله، تراز تجاری، اقتصاد ایران، روش خطی ARDL ، روش غیرخطی NARDL.

طبقه‌بندی JEL: F19 ، F32، O53، C32.

۱. مقدمه

رابطه مبادله از مهم‌ترین شاخص‌های آماری مورد استفاده در تحلیل‌های مبادلات اقتصاد بین‌الملل است (گئورگه و همکاران Gheorghe & et al، ۲۰۱۸: ۱۵). سهم بزرگی از افزایش تجارت بین‌الملل مربوط به کشورهای درحال‌توسعه است؛ چرا که این کشورها وارد کننده کالاهای صنعتی از کشورهای توسعه‌یافته هستند (اسکار و همکاران Skare & et al، ۲۰۱۹: ۳۱۶) و از آنجا که کشورهای درحال‌توسعه در معرض بازار بین‌المللی قرار گرفته‌اند، رابطه مبادله به جنبه مهمتری از موقعیت بین‌المللی تبدیل شده است. در کشوری با حساب‌جاری باز و حساب سرمایه بسته، شوک‌های رابطه مبادله اثرگذاری چندانی نداشته است. بنابراین نوسانات تراز تجاری در این کشورها پایین بوده و این شوک‌ها در مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید نمود پیدا می‌کند (پاتنک و همکاران Patnaik & et al، ۲۰۱۳: ۳). رابطه مبادله نقش مهمی در انتقال شوک‌های خارجی به اقتصاد داخلی ایفا می‌کند، به‌منظور درک بهتر پویایی‌های تجاری و ارتباط رابطه مبادله و تراز تجاری لازم است بدانیم که آیا افزایش قیمت نسبی واردات منجر به بهبود و یا تخریب رابطه مبادله می‌شود یا خیر؟ (تامیک Tomić، ۲۰۱۹، ۲۲۱۲).

پویایی‌های رابطه مبادله و تراز تجاری، توجه اکثر محققان را به خود جلب کرده است. پژوهش حاضر با هدف کشش‌پذیری نامتقارن تراز تجاری از رابطه مبادله ایران در قالب پنج بخش تهیه و تنظیم شده است. بخش اول، به مقدمه پژوهش اختصاص یافت. در بخش دوم، ادبیات موضوع تشریح می‌شود و در ادامه آن، پیشینه پژوهش در دو بخش

پیشینه خارجی و داخلی بیان می‌شود. بخش سوم نیز در دو زیربخش تدوین شده است که در زیربخش نخست، مبانی نظری و در ادامه الگوی تحقیق و جامعه آماری پژوهش، بیان می‌شوند و سپس در زیربخش دوم، به طور کامل به تفصیل تکنیک آماری مورد استفاده پرداخته می‌شود. در بخش چهارم تا حد امکان به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از تخمین الگوی تحقیق پرداخته شده است. بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادها با توجه به نتایج مشاهده شده اختصاص می‌یابد.

۲. ادبیات موضوع

رابطه مبادله و نرخ ارز دو منبع مهم تغییرات قیمت نسبی در اقتصاد است. در اقتصادی که رابطه مبادله به صورت برون‌زا تعیین می‌شود، افزایش رابطه مبادله منجر به افزایش قیمت کالاهای صادراتی می‌شود و متعاقباً افزایش تقاضا و افزایش نرخ ارز را در پی دارد (دانجی Dungey، ۲۰۰۴، ۲۱۷ و ۲۱۸). هرچند رابطه مبادله و نرخ ارز ارتباط بالایی دارند اما گاهی اوقات به دلایلی می‌توانند همبستگی کمتری داشته باشند مثلا انصاری نسب و محمدی (۱۳۹۸) نشان دادند نرخ ارز تابعی از رژیم‌های دوره‌های مختلف است.

تغییرات رابطه مبادله منجر به بروز دو اثر درآمدی و جانشینی می‌شود. در مجموع اثرات خالص تغییرات رابطه مبادله مبهم است و به این امر بستگی دارد که کدام اثر غالب است. بهبود رابطه مبادله ناشی از کاهش قیمت واردات، منجر به افزایش نرخ ارز مؤثر حقیقی می‌شود و درصورتی‌که بهبود رابطه مبادله از جانب افزایش قیمت صادراتی حاصل شود؛ نرخ ارز مؤثر حقیقی افزایش نخواهد یافت. ادغام مالی نیز نوسانات ناشی از شوک‌های رابطه مبادله به اقتصاد را تضعیف می‌کند (گانتمن و دباس Gantman & Dabós، ۲۰۱۸: ۹۵).

در کوتاه‌مدت ارتباط رابطه مبادله یا نرخ ارز با تراز تجاری با استفاده از فرضیه منحنی جی و یا اثر هاربرگر–لارسن–متذلر بیان می‌شود. اثر HLM بر خلاف اثر منحنی جی که ارتباط رابطه مبادله و تراز تجاری را ناشی از وقفه‌های تعدیل (وقفه تشخیص، تصمیم‌گیری، جانشینی و تولید) در نظر می‌گیرد، این ارتباط را حاصل رفتار مصرفی افراد می‌داند. با توجه به این اثر، تخریب رابطه مبادله به معنای کاهش درآمد واقعی و افزایش مصرف است. که این امر با قانون روانشناسانه کینزی سازگار است چرا که افراد با

کاهش پس‌انداز خود مصرف را هموار می‌کنند. زمانی که سرمایه‌گذاری ثابت باشد و کسری دولتی وجود نداشته باشد، تغییر پس‌انداز برابر با تغییر در تراز تجاری است، که بکاس، کائو و کیندلند (Backus, Kehoe & Kydland ،۱۹۹۴) در نظریه خود، ارتباط کوتاه‌مدت و نامتقارن رابطه مبادله و تراز تجاری را منحنی S نام‌گذاری کردند. بر اساس این نظریه، مکانیسم ایجاد منحنی S توسط شوک‌های مثبت بهره‌وری داخلی تحولات بعدی را به دنبال خواهد داشت. به این صورت که شوک‌های مثبت بهره‌وری داخلی منجر به افزایش تولید می‌شود. افزایش تولید داخلی منجر به بدتر شدن رابطه مبادله می‌شود. در این دوره، میزان مصرف و سرمایه‌گذاری بیش از افزایش تولید افزایش می‌یابد. تراز تجاری در ابتدا کاهش می‌یابد و کسری‌دار می‌شود. با گذشت زمان، رونق سرمایه‌گذاری از بین می‌رود و تراز تجاری دچار مازاد می‌شود. زیرا افزایش مصرف با افزایش تولید، افزایش می‌یابد. درحقیقت پدیده منحنی S یک همبستگی متقابل منفی و ضد دوره‌ای بین رفتار فعلی و آتی رابطه مبادله و ارزش گذشته تراز تجاری و یک همبستگی متقابل مثبت بین ارزش فعلی تراز تجاری و رفتار گذشته رابطه مبادله را توصیف می‌کند. چون این تابع همبستگی متقابل از حرف S پیروی می‌کند آن را منحنی S نام‌گذاری کردند (کورماز و بیلمن Korkmaz & Bilman، ۲۰۱۷: ۲).

از نظر مفهومی منحنی S بسط و توسعه منحنی J است. کارایی اثر منحنی S بر این واقعیت است که رابطه ساختاری رابطه مبادله و تراز تجاری ثابت و یکنواخت نیست. بنابراین در کشورهای غنی از منابعی چون نفت رویکرد منحنی S به طور غیر مستقیم در تنوع‌سازی صادرات از طریق مداخله در بازار ارز به کار برده می‌شود. در این‌گونه کشورها، شوک‌های مثبت نرخ ارز که به عنوان کاهش نرخ ارز مؤثر حقیقی بخش غیر نفتی تعریف می‌شود، منجر به افزایش تراز تجاری خواهد شد. به این معنی که صادرات این کشورها با کاهش ارزش پول داخلی افزایش می‌یابد و تراز تجاری دو جانبه غیر نفتی پاسخی مثبت در قبال شوک‌های منفی نرخ ارز دارد (بهمنی اسکویی و جامیلوف Bahmani-Oskooee & Jamilov ، ۲۰۱۴: ۱۳۷ و ۱۳۸). همچنین ری (Rhee ،۲۰۱۴) در تحلیلات خود با در نظر گرفتن نرخ ارز، شرایط مارشال- لرنر، پدیده منحنی J و همبستگی متقابل نامتقارن که شبیه منحنی S است را بیان کرده است. شرط مارشال- لرنر بیان می‌کند که کاهش ارزش پول تا زمانی که مجموع کشش تقاضای صادرات و واردات حداقل برابر یک باشد، منجربه بهبود تراز تجاری می‌شود. با این حال شواهدی مبنی بر تخریب تراز تجاری در صورت

تحقق این شرط وجود دارد. لذا این امر محققان را بر آن داشت تا اثرات کوتاه‌مدت کاهش ارزش پول بر تخریب تراز تجاری که زمینه پیدایش منحنی J را ایجاد کرده است؛ موردبررسی قرار دهند (آکای Akkay، ۲۰۱۵: ۱۸۰).

پدیده منحنی J (یا اثرات منحنی J) به وضعیتی اشاره دارد که در آن ابتدا کاهش ارزش پول (در مورد سیستم نرخ ارز ثابت) یا کاهش (در سیستم نرخ ارز انعطاف‌پذیر) تراز تجاری یک کشور را بدتر می‌کند. شوک‌های رابطه مبادله نیز مشابه شوک‌های نرخ ارز هستند. شوک‌های مثبت رابطه مبادله منجر به کاهش ناگهانی نرخ ارز و بهبود تراز تجاری می‌شود (علی و انور Ali & Anwar ، ۲۰۱۸: ۱ و ۱۴). به عنوان مثال انصاری‌نسب و همکاران (۱۳۹۸) وجود منحنی J را در تجارت شش شهر تجارت‌محور ایران در بلندمدت ثابت کردند. از آنجا که بدتر شدن رابطه مبادله می‌تواند به اختلالات شدید در هر اقتصاد منجر شود، آگاهی از اهمیت و جایگاه رابطه مبادله امری اجتناب‌ناپذیر است که این امر ضرورت مطالعه اثر رابطه مبادله و تغییرات آن بر تراز تجاری در اقتصادی درحال‌توسعه چون اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

۱.۲ مروری بر مطالعات پیشین پژوهش

سابقه موضوع مورد پژوهش به مطالعات هاربرگر-لارسن-متذلر (۱۹۵۰، Harberger-Laursen-Metzler) بر می‌گردد که بعدها توسط آبستفلد (۱۹۸۲، Obstfeld) سنسون-رازین (۱۹۸۳، Svensson-Razin)، پرسون و سنسون (۱۹۸۵، Persson & Svensson) و آستری (۱۹۸۸، Ostry) در قالب مدل‌های پیش‌بینی و مبانی خرد اقتصادی توسعه یافت و نتایج نشان داد که رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله، به تداوم شوک‌های رابطه مبادله بستگی دارد. در کارهای بعدی تعدادی از نویسندگان مانند بکاس (۱۹۹۳، Backus)، بکاس و همکاران (۱۹۹۲، ۱۹۹۴، Backus & et al) و مندوزا (۱۹۹۲، ۱۹۹۵، Mendoza) به آنالیز رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله در قالب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (Dynamic Stochastic General Model /DSGE) پرداختند. در این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های بهینه‌یابی، رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله، وابسته به تداوم شوک‌های رابطه مبادله نیست. به نحوی که در مدل بکاس (۱۹۹۳) و بکاس و همکاران (۱۹۹۲، ۱۹۹۴) رابطه مبادله و تراز تجاری درونزا بوده و رابطه بین این دو متغیر به صورت منحنی S نشان

داده شد و این رابطه با توجه به نرخ ترجیح زمانی و فن‌آوری و توسط عرضه و تقاضا تعیین شد. در حالی که در مدل مندوزا (۱۹۹۲، ۱۹۹۵) رابطه مبادله برونزا و منبع اصلی شوک‌های اقتصادی، نوسانات رابطه مبادله در نظر گرفته شد (اتو Otto، ۲۰۰۳: ۱۵۵–۱۵۸). در ادامه به مرور برخی از پژوهش‌های دیگر در این زمینه پرداخته خواهد شد.

آکای (۲۰۱۵) در مقاله خود، با به کارگیری توابع همبستگی متقاطع (cross-correlation functions)، با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۳:Q1–۲۰۱۴:Q4 و عنوان پویایی‌های منحنی S در تجارت دو جانبه ترکیه با ۲۰ شریک تجاری خود (آلمان، روسیه، چین، ایران، ایالات متحده آمریکا، فرانسه، اسپانیا، هند، کره جنوبی، ژاپن، رومانی، عربستان سعودی، ایتالیا، انگلستان، هلند، سوئیس، بلژیک، یونان، بلغارستان و اسرائیل) به این نتایج دست یافت که منحنی S در تجارت ترکیه با آلمان، ژاپن، کره جنوبی، عربستان سعودی، سوئیس و بلغارستان مشاهده نشد و رابطه مبادله منجر به کسری تجاری در این اقتصادها نشد و برای مابقی کشورها که در دو دسته درحال‌توسعه و توسعه‌یافته جای می‌گیرند؛ به‌ترتیب قوی و ضعیف گزارش شد.

تکژال (۲۰۱۷، Tekgüol) در مقاله‌ای با عنوان اثر هاربرگر–لارسن–متذلر: تحلیل اقتصادسنجی کشور ترکیه، با استفاده از داده‌های سری زمانی در طول ۲۰۱۵–۱۹۸۲ و رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده Auto Regressive Distributed Lags model) (ARDL/، اثر رابطه مبادله درآمدی و رابطه مبادله کالایی بر تراز تجاری را مورد توجه قرار داد. نتایج به دست آمده نشان داد، در بلندمدت رابطه مبادله درآمدی بر تراز تجاری اثری مثبت و رابطه مبادله کالایی بر تراز تجاری اثری منفی خواهد داشت. به این معنا که با بهبود رابطه مبادله تقاضای خارجی برای صادرات افزایش می‌یابد و اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه کرده و تراز تجاری بهبود می‌یابد. و در صورتی که اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه کند، تقاضای داخلی برای کالاهای وارداتی افزایش یافته و حساب جاری تخریب شده و شرط مارشال–لرنر تحقق نمی‌یابد.

کالیش و ریس (۲۰۱۷، Kulish & Rees) در مقاله خود، تحت عنوان اهمیت تغییرات رابطه مبادله، با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی تغییرات رابطه مبادله در کشور استرالیا به عنوان کشور صادرکننده کالا و منبع افزایش رشد آسیا برای دوره زمانی ۲۰۱۵–۱۹۹۵ پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که با توسعه مداوم آسیا، تغییرات در

رابطه مبادله، دیگر قیمت‌های نسبی، مانند قیمت نسبی کالاهای غیر قابل مبادلـه بـه کالاهـای مصرفی، نسـبت خـالص صـادرات بـه تولیـد، رشـد سـرمایه‌گـذاری و نـرخ ارز واقعـی را تحت تأثیر قرار داد. با افزایش قیمت کالا در بلندمدت سهم صـادرات تـا ۵۲ درصـد و نـرخ ارز واقعی به طور دائم و تا مرز ۲۱ درصد افزایش یافـت، افـزایش تـورم مصـرف‌کننـده بـا افزایش تورم کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله خنثی شد، همچنین افزایش قیمـت کـالا در بلندمدت، کسری تجاری مداوم را ایجاد کرد، که بخشی از این افزایش قیمت تا حـدودی بـا افزایش مصرف ناشی از درآمد دائمی و بخشی دیگر با افـزایش سـرمایه‌گـذاری در افـزایش ظرفیت تولید کالا بیان می‌شود.

شفیع‌اله و همکاران (Shafiullah & et al ،۲۰۱۸) در مقالـه خـود، بـا عنـوان بررسـی اثـر هاربرگر–لارسن–متذلر برای پنج کشور در حال توسعه SAARC (کشـورهای عضـو انجمـن همکاری‌های منطقه‌ای آسـیای جنـوبیSouth Asian Association for Regional Cooperation) در طول دوره ۲۰۱۵–۱۹۸۰ بـا اسـتفاده از رویکـرد ARDL در دو حالـت تـابلویی و سـری زمانی نشان دادند که شوک‌های مثبت رابطه مبادله در اقتصـادهای کوچـک منجـر بـه بهبـود حساب جاری و شوک‌های منفی منجر به کسری حساب جاری گردیده است. به عبارتی اثـر هاربرگر–لارسن–متذلر برای کشورهای بنگلادش، پاکستان، نپال و سریلانکا برقرار بـوده امـا بـرای اقتصـاد هنـد بـه عنـوان بزرگتـرین اقتصـاد منطقـه جنـوب آسـیا بـه علـت کسـری حساب جاری مزمن و سخت‌گیری در آزادسازی تجـاری و انـدازه آن صـحت نـدارد؛ و بـا آزادسازی تجاری کسری حساب جاری بهبود یافتـه و رشـد صـادرات بـه ویـژه در بخـش خدمات افزایش خواهد یافت. علاوه بر آن نتایج نشان داد کـه آزادسـازی اقتصـادی و رشـد پس‌انداز ملی سبب بهبود تراز حسـاب جـاری در کشـورهای بـنگلادش، پاکسـتان، نپـال و سریلانکا خواهد شد. بنابراین علاوه بر رابطه مبادله پـس‌انـداز نیـز عامـل مهمـی در تعیـین حساب جاری است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله خود، با عنوان بررسـی اثـر منحنـی‌هـای J و S در اقتصاد ایران (۱۳۸۶–۱۳۵۵)، اثر منحنی J را در بلندمدت به روش هم‌انباشتگی جوهانسـن – جوسلیوس مورد بررسی قرار دادند و از توابع عکـس‌العمـل آنـی و منحنـی S بـرای تبیـین اثرات کوتاه‌مدت بین تغییرات نرخ مـؤثر واقعـی ارز و تـراز تجـاری کمـک گرفتنـد. نتـایج حاصل از تخمین مدل آنها، بیانگر آن است که در بلندمدت نرخ مؤثر واقعی ارز تـأثیر منفـی

و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران داشته و تابع عکس‌العمل آنی نیز دلالت بر تأثیر منفی آن در کوتاه‌مدت دارد. همچنین نتایج هر دو رهیافت منحنی J و S نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، با کاهش ارزش پول داخلی تراز تجاری بدتر شده و در بلندمدت نیز بهبود پیدا نمی‌کند.

عریانی و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای تحت عنوان اثر شوک‌های رابطه مبادله و تراز تجاری در ایران: آیا اثر هاربرگر–لارسن–متزلر وجود دارد؟ فرضیه اثر هاربرگر–لارسن–متزلر در اقتصاد کوچک باز (ایران) مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (Structural vector autoregression /SVAR) در دوره زمانی (۱۳۸۹–۱۳۳۸) استفاده شده است. نتایج تجربی مؤید وجود اثر هاربرگر–لارسن– متزلر در اقتصاد ایران است، به این معنا که شوک‌های مثبت رابطه مبادله در کوتاه‌مدت باعث بهبود تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی می‌شود، اما این اثر به تدریج در میان‌مدت و بلندمدت میرا می‌شود و این ارتباط از بین می‌رود.

راسخی و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله خود با عنوان واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز: مطالعه موردی ایران، با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR) طی دوره زمانی (۱۳۸۸–۱۳۵۲) به بررسی رفتار تراز تجاری ایران در رابطه با نرخ ارز پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان داد که اولاً نرخ واقعی ارز به‌صورت غیرخطی و نامتقارن بر تراز تجاری ایران مؤثر است و ثانیاً ارزش‌گذاری بیش‌ازحد پول داخلی اثر منفی بر تراز تجاری کشور دارد.

طیبی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان تحلیل منحنی S در روابط دوجانبهٔ تجاری ایران و شرکای عمدهٔ تجاری (۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰)، به منظور مطالعه وجود منحنی S در ایران، همبستگی متقاطع دو متغیر تراز تجاری و نرخ واقعی ارز با استفاده از داده‌های دوطرفهٔ تجارت بین ایران و ۲۱ شریک منتخب تجاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد که وجود منحنی S شکل در رابطهٔ تجاری ایران با دوازده شریک عمدهٔ تجاری دیده می‌شود و این الگو با نُه کشور سوریه، پاکستان، قطر، ارمنستان، کویت، آذربایجان، کانادا، آمریکا و هنگ‌کنگ تأیید نمی‌شود. از جمله نتایج دیگر این پژوهش، تأیید اثر هاربرگر– لارسن– متزلر در روابط تجاری ایران با اکثر شرکای تجاری است.

یزدانی و جنگی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با عنوان نرخ ارز حقیقی و سازوکار منحنی J و S بین ایران و شرکای برتر تجاری، به آزمون پدیده‌ی منحنی‌های J و S دو جانبه بین ایران و

۱۶ شریک برتر تجاری آن پرداختند. آنها در پژوهش خود از الگوی ARDL برای برآورد ضرایب رابطه کوتاه‌مدت تراز تجاری و منحنی J و از روش همبستگی متقاطع، برای ارزیابی وجود منحنیS ، طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۴ استفاده نمودند. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که منحنی J و S در مورد تراز تجاری دو جانبه بین ایران و اکثر شرکای برتر تجاری تأیید می‌شود.

تاری و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله خود، با عنوان بررسی منحنی J در روابط تجاری ایران براساس رویکرد تراز تجاری کل، روابط تجاری ایران با سایر نقاط جهان را بررسی و وجود پدیدهٔ منحنی J در اقتصاد ایران را، با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا (ECM)، بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد پدیدهٔ منحنی J در اقتصاد ایران با رویکرد تراز تجاری کل صادق نیست، به‌طوری که واکنش تراز تجاری به افزایش نرخ ارز هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی، به بررسی تأثیرپذیری تراز تجاری ایران و چین از نوسانات نرخ ارز، با استفاده از داده‌های فصل اول ۱۹۹۲ تا فصل چهارم ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که با بهره‌گیری از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی اثرات نامتقارن و وجود رابطه بلندمدت بین دو متغیر تأیید، اما وجود منحنی J تأیید نمی‌شود.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان مقایسه اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران با دو کشور آلمان و ترکیه، با استفاده از مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و داده‌های فصلی بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۶ نشان دادند رابطه بلندمدت و اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران در رابطه با هر دو کشور وجود دارد. همچنین منحنی J در رابطه با ترکیه مورد تأیید، اما در مورد کشور آلمان موردتأیید قرار نمی‌گیرد. لذا وابستگی به واردات و کشش‌پذیری پایین واردات و صادرات غیرنفتی از جمله مشکلاتی است که باید مورد توجه قرار گیرد.

مطالب فوق نشان داد، مطالعات در این زمینه، با به‌کارگیری متغیرهای مختلف و روش‌های متفاوت انجام شده است اما این مطالعه از دو منظر با مطالعات پیشین

متفاوت است. نخست، به‌کارگیری الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (Nonliner Auto Regressive Distributed Lags model/NARDL)، آزمون منحنی‌های S و J با استخراج آثار نامتقارن و غیرخطی رابطه مبادله بر تراز تجاری مجموع شرکای تجاری که تاکنون برای ایران انجام نشده است. دوم، در هیچ یک از مطالعات خارج و داخل، تفکیک اثرات افزایشی از اثرات کاهشی متغیرها، خصوصاً، رابطه مبادله صورت نگرفته است. در ادامه این مطالعه به منظور بررسی اثرات نامتقارن رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران، پس از طراحی الگو، مدل مورد نظر و جامعه آماری تصریح می‌شود؛ سپس تکنیک‌های آماری مورد استفاده به طور کامل تشریح می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۱.۳ مبانی نظری و طراحی الگو

تغییرات در نرخ ارز به واسطه تغییر رابطه مبادله بر تراز تجاری اثرگذار است. رابطه بین رابطه مبادله و تراز تجاری ابتدا با استفاده از شرط مارشال- لرنر مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت. تأثیر خالص بر تراز تجاری بستگی به کشش قیمتی دارد. اگر کالاهای صادراتی حساس به قیمت باشند، تقاضا برای آن‌ها نسبت به کاهش قیمت افزایش خواهد یافت و درآمدهای صادراتی افزایش می‌یابد. اگر کالاهای وارداتی با کشش باشند، هزینه‌های کل واردات کاهش می‌یابد. در هر دو صورت تراز تجاری بهبود می‌یابد (هاموری Hamori، ۲۰۰۸: ۱۳).

شرط تعادل در بازار کالا عبارت است از:

$$\begin{cases} E_i = E_i\left(p, \frac{W}{p_1}\right), \quad \tilde{E}_i = \tilde{E}_i\left(p, \frac{\tilde{W}}{\tilde{p}_2}\right), \\ E_i\left(p, \frac{W}{e\tilde{p}_1}\right) + \tilde{E}_i\left(p, \frac{\tilde{W}}{p\tilde{p}_1}\right) = 0, \quad i = 1,2\,. \end{cases} \qquad (۱)$$

اگر نرخ ارز ثابت باشد و $\tilde{p}_1\tilde{E}_1 = \tilde{p}_2 E_2$:

$$\begin{cases} \frac{1}{\tilde{p}_1}\frac{\partial \tilde{p}_1}{\partial Z} = \left[(m-\tilde{m})\eta_0 + (m_1\tilde{m}_2 - m_2\tilde{m}_1)\frac{\tilde{W}}{\tilde{p}_2 E_2}\right]\frac{e}{\eta_m} \\ \frac{1}{\tilde{p}_1}\frac{\partial \tilde{p}_1}{\partial Z} = -\frac{W+e\tilde{W}}{\tilde{p}_2 E_2 \eta_m}(m_1\tilde{m}_2 - m_2\tilde{m}_1) \end{cases} \qquad (۲)$$

که $\overline{m} = \tilde{m}_1 + \tilde{m}_2$ با فرض $\eta_m > 0$ با افزایش قیمت نسبی Z ثروت اسمی داخلی افزایش می‌یابد و ثروت اسمی خارجی کاهش می‌یابد. بدیهی است که کاهش ارزش پول داخلی منجر به افزایش تورم در داخل و کاهش تورم در خارج خواهد شد. بنابراین رابطه مبادله تخریب می‌شود. با توجه به شرط تعادل در بازار کالا و تغییر نرخ ارز می‌توان بیان داشت:

$$\begin{cases} \frac{e}{\tilde{p}_1}\frac{\partial \tilde{p}_1}{\partial e} = -\alpha + (\alpha - \tilde{\alpha})\frac{e\eta_0 \tilde{m}\tilde{W}}{\eta_m}, \\ \frac{e}{p}\frac{\partial p}{\partial e} = -\frac{W\tilde{W}}{\tilde{p}_2 E_2 \eta_m}(\alpha - \tilde{\alpha})(m_1\tilde{m}_2 - m_2\tilde{m}_1). \end{cases} \qquad (۳)$$

اگر $\alpha = \tilde{\alpha}$ باشد، رابطه مبادله تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز قرار نمی‌گیرد. از معادله فوق نتیجه زیر حادث می‌شود که کاهش ارزش پول منجر به تخریب رابطه مبادله می‌شود:

$$(\alpha - \tilde{\alpha})(m_1\tilde{m}_2 - m_2\tilde{m}_1) > 0 \qquad (۴)$$

حال به بررسی تأثیر نرخ ارز بر حساب جاری پرداخته می‌شود. تراز حساب جاری به‌صورت $B = \tilde{p}_1\tilde{E}_1\left(p, \frac{\tilde{W}}{p\tilde{p}_1}\right) - \tilde{p}_2 E_2\left(p, \frac{W}{e\tilde{p}_1}\right)$ تعریف می‌شود و در تعادل جدید به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$B = -\tilde{p}_1\left[E_1\left(p, \frac{\tilde{W}}{e\tilde{p}_1}\right) + pE_2\left(p, \frac{W}{e\tilde{p}_1}\right)\right]. \qquad (۵)$$

تحت معادله (۵) و معادله $\frac{\partial E}{\partial p} = 0$, $\frac{\partial \tilde{E}}{\partial(1/p)} = 0$ می‌توان فهمید که:

$$dB = -m\left(dZ - \frac{Wd\tilde{p}_1}{\tilde{p}_1} - \frac{de}{e^2}\right). \qquad (۶)$$

اگر نرخ ارز ثابت باشد؛ با توجه به معادله فوق و رابطه (۲)، می‌توان بیان داشت:

$$\left.\frac{\partial B}{\partial Z}\right|_{de=0} = -\frac{m\tilde{m}\eta_0(W + e\tilde{W})}{\eta_m}. \qquad (۷)$$

با فرض ثابت بودن η_m، انتقال پول از خارج به داخل منجر به کسری حساب جاری تحت شرط مارشال- لرنر $\eta_0 > 0$ می‌شود. با توجه به معادلات (۳) و (۶) با در نظر گرفتن تغییرات قیمت نسبی می‌توان به معادله زیر دست یافت:

$$\frac{\partial B}{\partial e} = (\alpha - \tilde{\alpha})\frac{m\tilde{m}\eta_0(W + e\tilde{W})}{e\eta_m}. \qquad (۸)$$

این موضوع فقط توسط شرط مارشال- لرنر تعیین نمی‌شود بلکه بر اساس شرایط ترجیهی پورتفلیو نیز است. تحت معادله فوق و معادله $\frac{\partial \tilde{E}}{\partial(1/p)} = 0$,$\frac{\partial E}{\partial p} = 0$ چنین حاصل می‌شود که کاهش ارزش پول داخلی منجر به بهبود حساب جاری می‌شود؛ اگر:

$$(\alpha - \tilde{\alpha})(m_1\tilde{m}_2 - m_2\tilde{m}_1) > 0 \qquad (۹)$$

بنا بر معادله $\frac{\partial \tilde{E}}{\partial(1/p)} = 0$,$\frac{\partial E}{\partial p} = 0$ و $\alpha > \tilde{\alpha}$، شرط مارشال- لرنر، شرطی لازم و کافی برای کاهش ارزش پول به منظور بهبود تراز تجاری است (اوهاما Ohyama، ۱۹۹۱: ۲۰۸-۲۱۲).

۲.۳ روش و تکنیک‌های مورداستفاده

در این پژوهش به منظور بررسی و تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است که در ادامه به تشریح مختصر آنها پرداخته خواهد شد.

۱.۲.۳ مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی متقارن و خطی (ARDL)

مدل ARDL که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) توسعه یافت، اجازه می‌دهد تا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت به صورت متقارن و خطی بررسی شود. همچنین اجازه استفاده از متغیرها با مرتبه‌های مختلف را می‌دهد (مارکوس و همکاران Marques & et al، ۲۰۱۹: ۴). مدل $ARDL(,p\, q_1, q_2, \ldots, q_k)$ به صورت زیر است:

$$\phi(L,p)y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i\,(L,q_i)x_{it} + \delta W_t + u_t \qquad (۱۰)$$

که

$$\phi(L,p) = l - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_p L^p \qquad (۱۱)$$

$$\beta(L,q) = l - \beta_l L - \beta_2 L^2 - \cdots - \beta_q L^q,\ for\ i = 1, 2, 3, \ldots, k,\ u_t \sim iid(0; \delta^2) \quad (۱۲)$$

L وقفه تأخیری است و به صورت $L^0 y_t = x_t, L^1 y_t = y_{t-1}$ و W_t بردار S × 1 از متغیرهایی، مانند عرض از مبدأ، روند زمانی، متغیرهای دامی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه

ثابت است. $P = 0, 1, 2, \ldots, m$، $q = 0, 1, 2, \ldots, m$ و $i = 1, 2, \ldots, k$، m حداکثر وقفه تأخیری است. برای این منظور مدل ARDL، به تعداد $(m+1)^{k+1}$ برآورد می‌شود. برآورد در محدوده زمانی $t = m+1, m+2, \ldots, n$ صورت می‌گیرد (نکورو و اوکو، ۲۰۱۶: ۷۱).

۲.۲.۳ مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نامتقارن و غیرخطی (NARDL)

عدم تقارن در متغیرها به تغییرات مثبت و منفی در متغیرها اشاره دارد. شودرت و یون (۲۰۰۱) از این مفهوم اساسی برای تعریف و ساختن مفهوم غیر خطی استفاده کردند. غیرخطی بودن روشی جدید در تحلیل‌هاست که امکان برقراری روابط جدید بین متغیرها در مدل خطی را فراهم می‌کند. به دنبال مطالعه شودرت و یون (۲۰۰۱)) رگرسیون غیرخطی و نامتقارن بلندمدت به صورت زیر است:

$$x_t = \alpha^+ y_t^+ + \alpha^- y_t^- + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

در معادله فوق y_t به صورت $y_t = y_t^+ + y_t^- + y_0$ تجزیه می‌شود، که y_t^+ و y_t^- میانگین جزئی تغییرات مثبت و منفی در y_t هستند. فرآیندهای مقادیر جزئی با معادله‌های زیر قابل بیان است (مارکوس و همکاران، ۲۰۱۹: ۵):

$$y_t^+ = \sum_{n=1}^{t} \Delta y_n^+ = \sum_{n=1}^{t} x\text{ma}\,[\Delta y_n, 0] \qquad (۱۴)$$

$$y_t^- = \sum_{n=1}^{t} \Delta y_n^- = \sum_{n=1}^{t} \text{nmi}\,[\Delta y_n, 0] \qquad (۱۵)$$

مدل غیر خطی NARDL شکل توسعه یافته مدل ARDL است، گرنجر و یون (۲۰۰۱) این مفهوم را به منظور تشخیص روابط غیر خطی بین متغیرهای اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت توسعه دادند. معادله Z که ترکیب خطی هم‌انباشته مجموع تجمعی مثبت و منفی متغیرهاست، به صورت زیر تشکیل می‌شود (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷: ۱۳۳):

$$Z_t = \alpha_0^+ X_t^+ + \alpha_0^- X_t^- + \alpha_1^+ y_t^+ + \alpha_1^- y_t^- \qquad (۱۶)$$

تقارن کوتاه‌مدت به صورت α^+ و α^- بیان می‌شود. δ نشان دهنده ضرایب کوتاه‌مدت است، و ضرایب بلندمدت با استفاده از معادله زیر قابل محاسبه است:

$$\partial^+ = -\frac{\alpha^+}{p} \quad \partial^- = -\frac{\alpha^-}{p} \qquad (۱۷)$$

به منظور وجود تقارن بلندمدت آزمون والد (F) انجام می‌شود. فرض صفر این آزمون رابطه متقارن است و به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \delta^+ = \delta^- \\ H_1: \delta^+ \neq \delta^- \end{cases}$$

به منظور تأیید ویژگی‌های مدل و هم‌انباشتگی آزمون تقارن بلندمدت به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{n=1}^{k} \beta_1 \Delta y_{t-n}^{+} + \sum_{n=0}^{k} \beta_2 \Delta X_{t-n}^{+} + \sum_{n=0}^{k} \beta_3 \Delta X_{t-n}^{-} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 X_{t-1}^{+} + \delta_3 X_{t-1}^{-} + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

معادله فوق معادله NARDL است. عبارت «Δ» به عنوان تفاضل مرتبه اول تعریف می‌شود. α_0 ثابت است. δ_1, δ_2 و δ_3 پارامترهای بلندمدت هستند و β_1, β_2 و β_3 پارامترهای کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. علامت «+» و «−» تغییرات مثبت و منفی را نشان می‌دهد (مارکوس و همکاران، ۲۰۱۹: ۵). می‌توان این مدل را صرف نظر از این که متغیرهای مدل I(0) یا I(1) یا ترکیبی از این دو باشند به کار برد. همچنین، این امکان را در اختیار پژوهش‌گر قرار می‌دهد که روابط غیرخطی و نامتقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت را بررسی کند. لذا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در هردو دوره قابل بررسی است (جارنو و همکارن Jareño & et al، ۴:۲۰۲۰). حتی اگر بتوان این موارد را از طریق انتقال ملایم یا VECM برآورد کرد، هنوز هم این مدل‌ها از همگرایی ایجادشده به واسطه ازدیاد تعداد متغیرها رنج می‌برند (هوانگ و همکاران Hoang & et al، ۶۱:۲۰۱۶). علاوه بر موارد فوق می‌توان به عملکرد بهتر این مدل در نمونه‌های کوچک و وجود متغیرهای با وقفه‌های بهینه متفاوت بر خلاف روش‌های دیگر مانند یوهانسون و انگل گرنجر اشاره کرد (صرافی زنجانی و مهرگان، ۹۹:۱۳۹۷).

مدل تجربی این پژوهش برگرفته از دو مطالعه قدیسی و اولومولا (۲۰۱۹، Kudaisi & Olomola) و شفیع‌الله و همکاران (۲۰۱۸) است و به طور کلی به صورت زیر قابل‌بیان است:

$$TB = \beta_0 + \beta_1 LOG(TOT) + \beta_2 LOG(OILPRICE) + \beta_3 LOG(GDP) + \varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

مدل مورد استفاده در این پژوهش، تابعی از رابطه مبادله، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی است. در این مدل، TOT برابر با رابطه مبادله است و به صورت نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی تعریف می‌شود. OILPRICE نشان‌دهنده قیمت نفت است. GDP نیز برابر با تولید ناخالص داخلی است و به مجموع ارزش ریالی یا دلاری کل کالاها وخدمات در کشور در یک دوره زمانی مشخص اشاره دارد. عبارت ε_t جزء خطاست و از تمام فرضیات استاندارد پیروی می‌کند. هم‌چنین تمام متغیرهای مستقل به صورت لگاریتمی بیان می‌شوند.

در برآورد مدل، جهت بررسی اثرات نامتقارن، دو سری LOGTOT^{+} و LOGTOT^{-} حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی در رابطه مبادله، دو سری $LOGOILPRICE^{+}$ و $LOGOILPRICE^{-}$ حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی در قیمت نفت و دو سری $LOGGDP^{+}$ و $LOGGDP^{-}$ حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی در تولید ناخالص داخلی است. بنابراین با توجه به معادله (۱۳) رگرسیون نامتقارن بلندمدت را می‌توان به‌صورت زیر تصریح کرد:

$$TB = \beta_0 + \beta_1 LOG(TOT^{+}) + \beta_1 LOG(TOT^{-}) + \beta_2 LOG(OILPRICE^{+}) + \beta_2 LOG(OILPRICE^{-}) + \beta_3 LOG(GDP^{+}) + \beta_3 LOG(GDP^{-}) + \varepsilon_t \qquad (۲۰)$$

$LOG(TOT) = LOG(TOT)_0 + LOG(TOT)_t^{+} + LOG(TOT)_t^{-}$ به این صورت که است. در حقیقت مدل NARDL با تجزیه شوک‌های مثبت و منفی، به تفکیک، افزایش و کاهش رابطه مبادله بر تراز تجاری را مورد بررسی قرار می‌دهد. این افزایش و کاهش در متغیرها با توجه به معادله (۱۴) و (۱۵) به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$LOG(TOT)_t^{+} = \sum_{n=1}^{41} \Delta LOG(TOT_t^{+}) = \sum_{n=1}^{41} max\,[\Delta LOG(TOT_t),0] \qquad (۲۱)$$

$$LOG(TOT)_t^{-} = \sum_{n=1}^{41} \Delta LOG(TOT_t^{-}) = \sum_{n=1}^{41} min\,[\Delta LOG(TOT_t),0] \qquad (۲۲)$$

و الگوی NARDL در مدل پژوهش با توجه به معادله (۱۸) به صورت زیر قابل‌تصریح است:

$$\Delta TB_t = \beta_0 + \sum_{n=1}^{k} \beta_1 \Delta TB_{t-1} + \sum_{n=0}^{n} \beta_2^{+} \Delta LOG(TOT_{t-1}^{+}) + \sum_{n=0}^{n} \beta_2^{-} \Delta LOG(TOT_{t-1}^{-}) + \sum_{n=0}^{n} \beta_3^{+} \Delta LOG(OILPRICE_{t-1}^{+}) + \sum_{n=0}^{n} \beta_3^{-} \Delta LOG(OILPRICE_{t-1}^{-}) + \sum_{n=0}^{n} \beta_4^{+} \Delta LOG(GDP_{t-1}^{+}) + \sum_{n=0}^{n} \beta_4^{-} \Delta LOG(GDP_{t-1}^{-}) + \delta_1 TB_{t-1} + \delta_2^{+} LOG(TOT_{t-1}^{+}) + \delta_2^{-} LOG(TOT_{t-1}^{-}) + \delta_3^{+} LOG(OILPRICE_{t-1}^{+}) + \delta_3^{-} LOG(OILPRICE_{t-1}^{-}) +$$

$$\delta_4 LOG(GDP_{t-1}^{+}) + \delta_4 LOG(GDP_{t-1}^{-}) + \varepsilon_t \qquad (۲۳)$$

با توجه به این که هدف از انجام پژوهش حاضر بررسی کشش‌پذیری خطی و نامتقارن تراز تجاری از کانال رابطه مبادله است؛ به منظور دستیابی به هدف مورد نظر از داده‌های سالانه تراز تجاری (به قیمت جاری و بر حسب بیلیون دلار)، رابطه مبادله (برحسب سال پایه ۱۰۰=۲۰۱۲)، تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ و بر حسب بیلیون‌دلار) و قیمت نفت اوپک (به صورت دلار بر بشکه و بر حسب سال پایه ۱۰۰=۲۰۰۱) در بازه زمانی ۱۹۷۸–۲۰۱۸ برای اقتصاد ایران استفاده شده است. داده‌های مورد نظر از نوع سری زمانی بوده و از صندوق بین‌المللی پول (International Monetary Fund/ IMF)، شاخص‌های توسعه جهانی (World Development Indicators /WDI) و سازمان اوپک (Organisation of the Petroleum Exporting Countries /OPEC) به دست آمده است. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، از رویکرد ARDL و NARDL در نرم‌افزار Stata15 استفاده شده است.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

دراین بخش پس از محاسبه مانایی متغیرها، به تخمین خطی و غیرخطی ARDL مدل موردنظر پرداخته می‌شود.

۱.۴ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی و فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

همان‌طورکه پیش‌تر نیز بیان شد، لازم است در گام اول به انجام آزمون مانایی پرداخته شود. به منظور انجام آزمون مانایی، از آزمون‌های مانایی دیکی و فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون استفاده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای اقتصاد ایران
منبع: یافته‌های پژوهش

unit root test								
متغیرها	Augmented Dickey-Fuller				Phillips-Perron (PP)			
	سطح							
	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
TB	-۲/۳۷۰	(۰/۱۵۰۵)	-۳/۳۷۱	(۰/۰۵۵۳)	-۲/۴۰۳	(۰/۱۴۱۰)	-۳/۴۵۰	(۰/۰۴۵۱)
LOGTOT	-۱/۲۴۲	(۰/۶۵۵۵)	-۱/۹۹۱	(۰/۶۰۶۲)	-۱/۴۲۵	(۰/۵۷۰۳)	-۱/۷۳۶	(۰/۷۳۴۸)
LOGOILPRICE	-۱/۶۹۱	(۰/۴۳۵۸)	-۱/۸۷۱	(۰/۶۶۹۶)	-۱/۷۱۵	(۰/۴۲۳۶)	-۱/۸۱۸	(۰/۶۹۶۰)
LOGGDP	-۰/۶۶۸	(۰/۸۵۴۹)	-۴/۸۲۶	(۰/۰۰۰۴)	۰/۰۰۴	(۰/۹۵۸۹)	-۴/۴۹۲	(۰/۰۰۱۶)
	با یک مرتبه تفاضل‌گیری							
TB	-۶/۰۲۸	(۰/۰۰۰۰)	-۵/۹۴۰	(۰/۰۰۰۰)	-۶/۹۹۹	(۰/۰۰۰۰)	-۶/۸۷۹	(۰/۰۰۰۰)
LOGTOT	-۴/۷۰۲	(۰/۰۰۰۱)	-۴/۷۷۰	(۰/۰۰۰۵)	-۶/۶۹۴	(۰/۰۰۰۰)	-۶/۵۲۴	(۰/۰۰۰۰)
LOGOILPRICE	-۴/۶۱۵	(۰/۰۰۰۱)	-۴/۵۹۴	(۰/۰۰۱۱)	-۵/۷۱۸	(۰/۰۰۰۰)	-۵/۶۵۰	(۰/۰۰۰۰)
LOGGDP	-۷/۰۹۱	(۰/۰۰۰۰)	-۶/۷۷۲	(۰/۰۰۰۰)	-۴/۴۵۴	(۰/۰۰۰۲)	-۴/۲۴۷	(۰/۰۰۳۸)

مطابق با نتایج مندرج در جدول (۱) در هر دو آزمون PP وADF، متغیر تراز تجاری به‌ترتیب در سطح ۵٪ و ۱۰٪ ماناست. همچنین تولید ناخالص داخلی در سطح ۵٪ ماناست و دیگر متغیرهای مدل در تفاضل مرتبه اول مانا هستند.

۲.۴ نتایج مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL)

پس از انجام آزمون مانایی متغیرها، روابط پویا میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته مورد آزمون قرار گرفته است. مطابق با گفته‌های قبلی، ابتدا ضرایب کوتاه‌مدت برآورد خواهند شد و سپس بر مبنای آزمون کرانه باند به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخته می‌شود. به این دلیل که متغیرها در وقفه‌های متفاوت اثرهای متضادی را بازگو می‌کنند؛ از آزمون والد برای برآورد اثر خالص استفاده شده است. ضرایب برآوردی الگوی متقارن در جدول (۲) قابل مشاهده است.

جدول ۲. نتایج کوتاه‌مدت الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (برآورد متقارن)
منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب کوتاه‌مدت			
	ضریب	آماره	احتمال
COINTEQ01	−۰/۸۷۲۱۶۸۹	−۴/۱۹	(۰/۰۰۰۰)
Constant	−۱/۱۰۶۴۸۵	−۲/۲۸	(۰/۰۳۲)
LOGTB (-1)	۰/۵۴۷۷۷۹۳	۲/۹۹	(۰/۰۰۶)
LOGTB (-2)	−۰/۴۴۶۷۱۰۸	−۲/۴۸	(۰/۰۲۰)
LOGTB (-3)	۰/۳۹۲۴۶۲۶	۲/۳۴	(۰/۰۲۸)
LOGTB (-4)	−۰/۳۶۵۶۹۹۱	−۲/۳۶	(۰/۰۲۷)
LOGTOT	۰/۲۸۶۷۸۲۷	۲/۰۴	(۰/۰۵۲)
LOGTOT (-1)	−۰/۳۳۷۳۸۷۱	−۱/۸۲	(۰/۰۸۲)
LOGTOT (-2)	۰/۳۳۳۶۱۲	۲/۴۸	(۰/۰۲۰)
LOGOILPRICE	−۰/۰۳۰۶۸۸۷	−۱/۲۴	(۰/۲۲۷)
LOGOILPRICE (-1)	۰/۰۴۰۸۵۷۷	۱/۲۹	(۰/۲۱۱)
LOGOILPRICE (-2)	−۰/۰۵۴۸۴۲۷	−۲/۳۵	(۰/۰۲۷)
LOGGDP	−۰/۰۶۹۵۱۰۸	−۲/۶۳	(۰/۰۱۵)
LOGGDP (-1)	۰/۰۵۹۳۸۹۶	۲/۴۹	(۰/۰۲۰)
آزمون والد			
متغیرها	اندازه مجموع ضرایب	آمارهF	احتمال
LOGTB	۰/۱۲۷۸۳۲	۳/۵۵	(۰/۰۲۰۷)
LOGTOT	۰/۲۸۳۰۰۷۶	۳/۱۸	(۰/۰۴۲۳)
LOGGDP	−۰/۰۱۰۱۲۱۲	۳/۵۱	(۰/۰۴۶۲)

ضرایب و نتایج برآوردی حاصل از رویکرد متقارن ARDL در کوتاه‌مدت برای اقتصاد ایران، دلالت بر این دارد که رابطه مبادله با دو وقفه بر تراز تجاری اثرگذار است. در همان دوره و در وقفه دوم دارای اثری مثبت و معنادار بر تراز تجاری بوده است؛ اما در وقفه اول اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری خواهد گذاشت. در مجموع ضریب رابطه مبادله در اقتصاد ایران برابر با ۰/۲۸۳۰۰۷۶ است، که نشان‌دهنده این است که افزایش یک درصدی رابطه مبادله منجر به بهبود تراز تجاری معادل ۰/۲۸۳۰۰۷۶ واحد می‌شود.

به‌بیانی دیگر اثر HLM در کوتاه‌مدت وجود دارد و با بهبود رابطه مبادله تراز تجاری بهبود می‌یابد. دیگر نتایج نیز بیان می‌کند که قیمت نفت در وقفه دوم اثری منفی بر تراز تجاری گذاشته است. تولید ناخالص داخلی نیز در همان دوره اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری دارد در حالی که با یک وقفه اثری مثبت و معنادار بر تراز تجاری را نشان می‌دهد.

قبل از برآورد اثر بلندمدت رابطه مبادله و دیگر متغیرهای توضیحی بر تراز تجاری باید به انجام آزمون هم‌انباشتگی به منظور امکان وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته شود. در این آزمون در صورتی که آماره F از کران بالای مقادیر بحرانی بیشتر باشد روابط بلندمدت بین مقادیر مدل برقرار است. بنابراین با توجه به جدول (۳) مشاهده می‌شود که مقدار آماره F از کران بالای مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ و ۱۰٪ بیش‌تر است. لذا رابطه بلندمدت حکم‌فرماست.

جدول ۳. نتایج آزمون باند ARDL برای اقتصاد ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه	آماره F	
هم‌انباشتگی	۴/۷۱۲	
	(۴,۲,۱,۲)	وقفه بهینه
I(1)	I(0)	مقدار بحرانی
۵/۶۱	۴/۲۹	در سطح ۱٪
۴/۳۵	۳/۲۳	در سطح ۵٪
۳/۷۷	۲/۷۲	در سطح ۱۰٪

با وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل، به برآورد این رابطه تحت مدل ARDL پرداخته می‌شود. ضرایب بلندمدت در جدول (۴) نشان داده شده است. شواهد حاکی از آن است که رابطه مبادله اثری مثبت بر تراز تجاری دارد و این اثر معنادار است و افزایش رابطه مبادله در بلندمدت هم سبب افزایش تراز تجاری شده است. از سویی دیگر قیمت نفت نیز در سطح اطمینان ٪۹۵ اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری دارد.

جدول ۴. نتایج بلندمدت الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (برآورد متقارن)
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	ضرایب بلندمدت		
	ضریب	آماره	احتمال
LOGTOT	۰/۳۲۴۴۸۷۵	۲/۳۶	(۰/۰۲۷)
LOGOILPRICE	−۰/۰۵۱۲۲۱۴	−۲/۱۴	(۰/۰۴۳)
LOGGDP	−۰/۰۱۱۶۰۴۷	−۰/۸۳	(۰/۴۱۷)

به طور کلی نتایج حاصل از تخمین مدل ARDL در اقتصاد ایران نشان‌دهنده این است که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت رابطه مبادله و قیمت نفت به ترتیب اثری مثبت و منفی بر تراز تجاری دارند. در ادامه این مطالعه به منظور تفکیک اثر افزایشی و کاهشی هریک از متغیرهای توضیحی و صحت نتایج به دست آمده در روش خطی ARDL، به برآورد غیرخطی این روش پرداخته می‌شود.

۳.۴ نتایج مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)

در این مدل نیز پس از انجام آزمون مانایی به برآورد اثرات نامتقارن در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. همچنین به منظور صحت نتایج آزمون والد (آماره F) انجام می‌شود. سپس به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه باند استفاده می‌شود و درصورت وجود رابطه بلندمدت، رابطه بلندمدت برآورد می‌شود.

جدول ۵. نتایج الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی
درکوتاه‌مدت برای اقتصاد ایران (برآورد نامتقارن)
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	ضریب	آماره	احتمال
TB (−1)	۱/۰۷۲۲۱	۴/۳۳	(۰/۰۱۲)
TB (−2)	۰/۶۶۹۸۰۵۳	۲/۵۵	(۰/۰۶۳)
TB (−3)	۰/۶۲۷۷۱۵۹	۲/۵۵	(۰/۰۶۳)
TB (−4)	۰/۴۴۴۵۱۳۳	۲/۲۱	(۰/۰۹۲)
TB (−5)	۰/۵۳۳۷۱۸۴	۳/۰۸	(۰/۰۳۷)

متغیرها	ضریب	آماره	احتمال
$LOGTOT^{+}$	۰/۱۳۷۵۱۸۶	۰/۴۵	(۰/۶۷۵)
$LOGTOT^{+}(-1)$	۰/۷۱۸۹۵۴۶	−۳/۳۷	(۰/۰۲۸)
$LOGTOT^{+}(-2)$	−۱/۴۳۹۶۲۶	−۴/۵۷	(۰/۰۱۰)
$LOGTOT^{-}$	۰/۸۷۶۳۰۷۱	۲/۸۱	(۰/۰۴۸)
$LOGTOT^{-}(-1)$	۰/۷۱۸۹۵۴۶	۱/۹۴	(۰/۱۲۵)
$LOGTOT^{-}(-2)$	۰/۸۳۷۷۷۴۸	۲/۵۶	(۰/۰۶۳)
$LOGOILPRICE^{+}$	۰/۰۰۵۳۵۹۸	۰/۱۱	(۰/۹۱۹)
$LOGOILPRICE^{+}(-1)$	۰/۲۲۷۸۵۲۵	۳/۱۴	(۰/۰۳۵)
$LOGOILPRICE^{+}(-2)$	۰/۱۹۰۱۳۲۹	۴/۶۴	(۰/۰۱۰)
$LOGOILPRICE^{-}$	−۰/۱۴۸۷۵۵۷	−۲/۷۸	(۰/۰۵۰)
$LOGOILPRICE^{-}(-1)$	−۰/۰۸۳۷۱	−۱/۶۹	(۰/۱۶۶)
$LOGOILPRICE^{-}(-2)$	−۰/۱۳۱۲۳۴۷	−۲/۸۲	(۰/۰۴۸)
$LOGGDP^{+}$	−۰/۱۶۲۴۱۰۳	−۳/۳۱	(۰/۰۳۰)
$LOGGDP^{+}(-1)$	۰/۱۲۹۷۸۳۶	۲/۲۶	(۰/۰۸۶)
$LOGGDP^{+}(-2)$	−۰/۰۲۲۹۰۳۳	−۰/۷۸	(۰/۴۷۸)
$LOGGDP^{-}$	۰/۳۱۰۱۴	۱/۹۰	(۰/۱۳۰)
$LOGGDP^{-}(-1)$	۰/۰۵۷۰۸۶۷	۰/۳۹	(۰/۷۱۹)
$LOGGDP^{-}(-2)$	−۰/۰۷۳۰۵۵۴	−۰/۴۷	(۰/۶۶۱)

با توجه به این که، هریک از متغیرهای رابطه مبادله، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی در سطح و با وقفه، اثری معنادار بر تراز تجاری را از خود نشان داده است؛ به منظور برآورد اثر خالص و این که در مجموع هر یک از متغیرها دارای چه اثری بر تراز تجاری هستند، از آزمون والد استفاده می‌شود. آزمون والد، آزمونی مربوط به اعمال محدودیت بر ضرایب است که پس از تخمین مدل انجام می‌شود. با این آزمون می‌توان تقارن، مقایسه اندازه دو ضریب، اثرات تجمعی، رابطه علیت، ناهمسانی واریانس و معناداری رگرسیون را به دست آورد. به طور کلی در مدل‌های دینامیک و پویا، برای تجمیع اثرات سطح و وقفه‌های یک متغیر (اثرات تجمعی) از آزمون والد استفاده می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت برای اقتصاد ایران (برآورد نامتقارن)
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	اندازه مجموع ضرایب	آماره	احتمال
$LOGTOT^{+}$	−۰/۵۸۳۱۵۲۸	۷/۵۶	(۰/۰۳۹۹)
$LOGTOT^{-}$	۲/۴۳۳۰۳۶۵	۵/۱۷	(۰/۰۷۳۳)
$LOGOILPRICE^{+}$	۰/۴۲۳۳۴۵۲	۷/۲۸	(۰/۰۴۲۶)
$LOGOILPRICE^{-}$	−۰/۳۶۳۷۰۰۴	۴/۲۹	(۰/۰۹۶۶)
$LOGGDP^{+}$	−۰/۰۵۵۵۳	۵/۷۰	(۰/۰۶۳۰)
$LOGGDP^{-}$	۰/۲۹۴۱۷۱۳	۱/۳۴	(۰/۳۷۹۶)

بر اساس شواهد موجود در جدول (۵) و (۶) در برآورد اثرات نامتقارن، اثر افزایشی متفاوت از اثر کاهشی در متغیرها است. در مجموع اثر افزایشی رابطه مبادله با کاهش تراز تجاری همراه است و اثر کاهشی رابطه مبادله منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود. با یک درصد افزایش رابطه مبادله، تراز تجاری معادل ۰/۵۸۳۱۵۲۸− واحد کاهش می‌یابد و با یک درصد کاهش رابطه مبادله، تراز تجاری در حد ۲/۴۳۳۰۳۶۵ واحد افزایش می‌یابد. هم‌چنین اثر افزایشی و اثر کاهشی قیمت نفت منجر به افزایش و کاهش تراز تجاری شده است. با یک درصد افزایش قیمت نفت، تراز تجاری به میزان ۰/۴۲۳۳۴۵۲ واحد افزایش می‌یابد و با کاهش قیمت نفت، تراز تجاری به مقدار ۰/۳۶۳۷۰۰۴− واحد کاهش یافته است. بر این اساس در کوتاه‌مدت رابطه‌ای مستقیم بین قیمت نفت و تراز تجاری وجود دارد. به منظور اظهارنظر و بررسی متقارن یا نامتقارن بودن اثر رابطه مبادله، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی بر تراز تجاری، از آزمون والد استفاده می‌شود. در جدول (۷) نتایج آزمون اثرات نامتقارن گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون اثرات نامتقارن در کوتاه‌مدت برای اقتصاد ایران (برآورد نامتقارن)
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	آمارهF	احتمال
LOGTOT	۱۳/۰۹	(۰/۰۲۲)
LOGOILPRICE	۱۶/۷۵	(۰/۰۱۵)
LOGGDP	۱/۰۳۶	(۰/۳۶۶)

با توجه به نتایج مندرج در جدول (۷) ضرایب کوتاه‌مدت مدل نشان می‌دهد که رابطه مبادله و قیمت نفت اثری نامتقارن بر تراز تجاری دارند. به عبارتی، اثر تغییرات مثبت و منفی رابطه مبادله و قیمت نفت بر تراز تجاری یکسان نیست. در این روش نیز، لازم است به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه باند استفاده شود.

جدول ۸ نتایج آزمون باند NARDL برای اقتصاد ایران
منبع: یافته‌های پژوهش و مقادیر بحرانی از جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱).

نتیجه	اماره F	
هم‌انباشتگی	۱۵/۰۵۵۹	
	(۵,۲,۲,۲)	وقفه بهینه
I(1)	I(0)	مقدار بحرانی
۵/۶۱	۴/۲۹	در سطح ۱٪
۴/۳۵	۳/۲۳	در سطح ۵٪
۳/۷۷	۲/۷۲	در سطح ۱۰٪

مقدار آماره F آزمون ۱۵/۰۵۵۹ است و از کران بالای مقادیر بحرانی در تمام سطح‌ها، بیش‌تر است. بنابراین امکان برقراری رابطه بلندمدت بین افزایش‌ها و کاهش‌های متغیرهای رابطه مبادله، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی با متغیر تراز تجاری وجود خواهد داشت. بدین سبب نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (۹) قابل مشاهده است. نتایج الگوی غیر خطی در بلندمدت به نوعی حالت معکوسی از نتایج در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. به این صورت که افزایش رابطه مبادله به افزایش تراز تجاری منجر می‌شود. یا در بلندمدت اثر تغییرات مثبت رابطه مبادله بر تراز تجاری مثبت است. و این اثر معنادار است. به بیانی بهتر در بلندمدت ضریب اثر افزایشی رابطه مبادله برابر با ۱/۹۲۲۰۳۵ است. بنابراین یک درصد افزایش رابطه مبادله در بلندمدت منجر به افزایش تراز تجاری تا ۱/۹۲۲۰۳۵ واحد می‌شود. علاوه‌بر آن کاهش در رابطه مبادله اثر معنی‌داری بر تراز تجاری ندارد.

جدول ۹. نتایج الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در بلندمدت برای اقتصاد ایران (برآورد نامتقارن) منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	ضرایب	آماره	احتمال
$LOGTOT^{+}$	۱/۹۲۲۰۳۵	۴/۴۴	(۰/۰۱۱)
$LOGTOT^{-}$	−۰/۳۴۱۲۹۷	−۱/۰۳	(۰/۳۶۲)
$LOGOILPRICE^{+}$	−۰/۳۱۰۳۱۷۲	−۳/۹۴	(۰/۰۱۷)
$LOGOILPRICE^{-}$	۰/۰۰۳۹۲۱۸	۰/۰۸	(۰/۹۴۱)
$LOGGDP^{+}$	−۰/۲۵۶۰۸۰۷	−۳/۲۳	(۰/۰۳۲)
$LOGGDP^{-}$	۰/۲۵۵۰۶۹۳	۱/۴۸	(۰/۲۱۴)

در بلندمدت نیز به منظور بررسی و تأیید علیت بلندمدت و اثرگذاری افزایش‌ها و کاهش‌های هر یک از متغیرهای توضیحی، از آزمون والد استفاده می‌شود. بر اساس مشاهدات جدول (۱۰) افزایش‌های هریک از متغیرهای رابطه مبادله، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی، اثری معنادار بر تراز تجاری دارند.

جدول ۱۰. نتایج آزمون والد در بلندمدت برای اقتصاد ایران (برآورد نامتقارن) منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	ضرایب	آماره F	احتمال
$LOGTOT^{+}$	۱/۰۵۲	۱۰/۱۵	(۰/۰۳۳)
$LOGTOT^{-}$	۰/۱۸۷	۰/۹۶۸۹	(۰/۳۸۱)
$LOGOILPRICE^{+}$	−۰/۱۷۰	۸/۴۵	(۰/۰۴۴)
$LOGOILPRICE^{-}$	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۶۲۹۷	(۰/۹۴۱)
$LOGGDP^{+}$	−۰/۱۴۰	۶/۸۷۳	(۰/۰۵۹)
$LOGGDP^{-}$	−۰/۱۴۰	۱/۷۴۵	(۰/۲۵۷)

پس از بررسی اثرات افزایشی و کاهشی متغیرهای مدل و برآورد رابطه بلندمدت، آزمون اثرات نامتقارن بر مبنای آزمون والد در بلندمدت انجام می‌شود. با توجه به شواهد موجود در جدول (۱۱) دو متغیر رابطه مبادله و قیمت نفت اثراتی نامتقارن بر تراز تجاری را نشان می‌دهند. به این مفهوم که اثرگذاری افزایش‌ها و کاهش‌های رابطه مبادله و قیمت نفت بر تراز تجاری یکسان نیست.

جدول ۱۱. نتایج آزمون اثرات نامتقارن در بلندمدت برای اقتصاد ایران (برآورد نامتقارن)
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرها	آماره F	احتمال
LOGTOT	۷/۱۱۲	(۰/۰۵۶)
LOGOILPRICE	۷/۰۴۵	(۰/۰۵۷)
LOGGDP	۳/۴۳۵	(۰/۱۳۷)

در مجموع در بلندمدت اثر افزایشی برای تمامی متغیرها، معنادار است در صورتی که اثر کاهشی اینگونه نیست. در یک نگاه کلی نیز رابطه مبادله و قیمت نفت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارای اثری نامتقارن بر تراز تجاری بوده و این اثر معنادار است. این نتایج نشان‌دهنده یک ارتباط و وابستگی متقابل منفی بین رابطه مبادله و تراز تجاری در گذشته و یک ارتباط مثبت بین رابطه مبادله و تراز تجاری در آینده و حال است. بنابراین نتایج فرض منحنی S در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند. به این معنی که با بهبود رابطه مبادله در کوتاه‌مدت تراز تجاری بهبود نمی‌یابد و رابطه مبادله اثری منفی بر تراز تجاری خواهد داشت. بنابراین تراز تجاری در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد اما در بلندمدت بهبود می‌یابد. همچنین با تخریب رابطه مبادله در کوتاه‌مدت تراز تجاری افزایش و در بلندمدت کاهش می‌یابد. که این نتایج نشان‌دهنده اثرات متقابل نامتقارن رابطه مبادله بر تراز تجاری است. از طرفی تخریب رابطه مبادله در کوتاه‌مدت منجر به بهبود تراز تجاری و در بلندمدت منجر به تخریب تراز تجاری خواهد شد. زیرا با تخریب رابطه مبادله، پس‌انداز تغییری نخواهد کرد و مصرف کاهش می‌یابد. بنابراین تقاضا برای کالای وارداتی کاهش‌یافته و این امر منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود. همچنین تخریب تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بهبود آن در بلندمدت وجود منحنی J در اقتصاد ایران را مورد تأیید قرار می‌هد. در تحلیل اثر نامتقارن قیمت نفت بر تراز تجاری، می‌توان گفت که با افزایش قیمت نفت درآمدهای ارزی حاصل از افزایش قیمت نفت، افزایش می‌یابد و این امر تراز تجاری را در کوتاه‌مدت بهبود می‌بخشد. بهبود تراز تجاری منجر به افزایش درآمدهای صادراتی می‌شود. با افزایش درآمدهای صادراتی، افزایش تقاضا ایجاد می‌شود و این افزایش تقاضا در نهایت سبب افزایش قیمت‌ها و در نتیجه سرازیر شدن عوامل تولید از بخش قابل‌مبادله به بخش غیر قابل مبادله شده که خود دلیلی بر وجود پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران است.

مطابق با پژوهش‌های انجام شده، نتایج حاصل از مدل NARDL با مطالعه آکای (۲۰۱۵) که با استفاده از توابع همبستگی متقاطع پویایی‌های منحنی S در تجارت دوجانبه ترکیه با شرکای تجاری مورد بررسی قرار داد، هم‌خوانی دارد. نتایج این مطالعه فرضیه منحنی S را برای کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته مورد تأیید قرار داد. این در حالی است که برخلاف مشاهدات تکژال (۲۰۱۷) و شفیع‌اله و همکاران (۲۰۱۸) تغییرات مثبت رابطه مبادله در کوتاه‌مدت به کاهش تراز حساب جاری و در بلندمدت به افزایش آن منجر شده است و رابطه مبادله در بلندمدت دارای ارتباطی مستقیم با تراز تجاری است که خود تأییدی بر وجود دو منحنی J و S در اقتصاد ایران است. افشاری و صادقی (۱۳۸۹) نیز با مطالعه اثر تکانه‌های رابطه مبادله بر تراز تجاری نشان دادند که تکانه‌های مثبت، اثری منفی بر تراز تجاری و اثری مثبت بر سرمایه‌گذاری و بخش غیر قابل مبادله دارد و بیماری هلندی تضعیف شده است؛ و تا حدودی تأییدی بر مشاهدات پژوهش است. از مطالعات دیگر می‌توان به مطالعه تحصیلی (۱۳۹۲) اشاره کرد که در مقاله خود اثر هاربرگر، لارسن و متزلر در اقتصاد ایران را با روشARDL مورد بررسی قرار داد، و نتایج آزمون رابطه مثبت بین رابطه مبادله و تراز تجاری را نشان داد. این مطالعه به همراه دیگر مطالعات چون تکژال (۲۰۱۷)، آدلر و همکاران (۲۰۱۸)، شفیع‌اله و همکاران (۲۰۱۸) و عریانی و همکاران (۱۳۹۱) که نشان دادند که اثر HLM در کوتاه‌مدت برقرار است، نتایج این پژوهش را موردتأیید قرار می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادها

در این پژوهش کشش‌پذیری غیرخطی و نامتقارن تراز تجاری ایران از رابطه مبادله با استفاده از روش NARDL مورد بررسی قرار گرفت. بر این اساس از رویکرد سری زمانی و داده‌های سالانه در بازه زمانی ۲۰۱۸–۱۹۷۸ برای اقتصاد ایران استفاده شد. برآورد خطی از اثرگذاری رابطه مبادله بر تراز تجاری نشان داد که رابطه مبادله در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثری مثبت بر تراز تجاری خواهد داشت. به منظور جلوگیری از بروز تورش در تحلیل نتایج، وجود نامتقارنی در اثرگذاری رابطه مبادله بر تراز تجاری با توجه به رویکرد NARDL مورد آزمون قرار گرفت. نتایج، وجود اثرات نامتقارن متغیرهای رابطه مبادله و قیمت نفت بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت را تأیید کرد. ضریب اثر افزایشی رابطه مبادله

۰/۵۸۳۱۵۲۸- به دست آمد. که اثر منفی رابطه مبادله بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت را نشان داد. همچنین ضریب اثر کاهشی رابطه مبادله برابر با ۲/۴۳۳۰۳۶۵ مشاهده شد و اثر مثبت رابطه مبادله بر تراز تجاری را نشان داد. در بلندمدت نیز ضریب اثر افزایشی رابطه مبادله، ۱/۹۲۲۰۳۵ و ضریب اثر کاهشی ۰/۳۴۱۲۹۷-به دست آمد و از نظر آماری اثر افزایشی معنادار و اثر کاهشی بی‌معنا نشان داده شد. این نتایج وجود منحنی J و S در اقتصاد ایران را مورد تأیید قرار داد. همچنین معنادار بودن ضریب اثر افزایشی و ارتباط معکوس بلندمدت آن با قیمت نفت، گواهی بر پدیده بیماری هلندی در ایران است.

ایران در گروه کشورهای در حال توسعه قرار دارد و به صادرات کالاهای اولیه و مواد خام و یا واردات کالاهای نهایی می‌پردازد، با تنوع سازی در سبد کالاهای صادراتی می‌توان اثر تغییرات رابطه مبادله و قیمت نفت بر اقتصاد ایران را کاهش داد. با کاهش سهم نفت به نفع کالاهای دارای مزیت نسبی و بهبود ترکیب کالاهای صادراتی، صادرات افزایش و درآمدهای صادراتی حاصل از افزایش حجم صادرات افزایش می‌یابد. افزایش درآمد نیاز به کالاهای سرمایه‌ای را کاهش می‌دهد و صادرات در کشورهای در حال توسعه چون اقتصاد ایران را از کالاهای اولیه و سنتی به کالاهای نهایی و با ارزش افزوده بالاتر ارتقا می‌دهد. بنابراین ارتقای صادرات در زمینه کالاهای دارای ارزش افزوده بالاتر منجر به بهبود رابطه مبادله خواهد شد. همچنین سبب کاهش وابستگی به کالاهای خارجی می‌شود. چرا که محدودیت‌های خارجی، حجم صادرات را کاهش می‌دهد، از طرفی افزایش نرخ ارز را درپی دارد. افزایش نرخ ارز منجر به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش صادرات در کشور می‌شود. بنابراین کمبود الگویی که بتواند در بلندمدت صادرات کشور را رونق ببخشد، احساس می‌شود.

کتاب‌نامه

ابراهیمی, مریم, هژبر کیانی, کامبیز, معمار نژاد, عباس, غفاری, فرهاد. (۱۳۹۷). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی. *اقتصاد مالی*، *۱۲*(۴۴)، ۲۱-۴۰.

ابراهیمی, مریم, هژبر کیانی, کامبیز, معمارنژاد, عباس, غفاری, فرهاد. (۱۳۹۸). مقایسه اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران با دو کشور آلمان و ترکیه. *اقتصاد و تجارت نوین*, ۱۴(۳), ۱-۱۷.

افشاری، زهرا و صادقی، سمیه. (۱۳۸۹). اثر تکانه‌های رابطه مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو اوپک. *مطالعات اقتصاد بین‌الملل*، ۲۱ (۲)، ۸۰-۶۳.

انصاری‌نسب، مسلم، فرزام، وحید و بلوچی، زبیده. (۱۳۹۸). بررسی اثر نرخ ارز بر اقتصاد شهرهای تجارت‌محور اقتصاد ایران مطالعه موردی شش شهر ساحلی: کیش، قشم، چابهار، انزلی، اروند و ارس. *اقتصاد شهری*، ۴ (۲)، ۷۶-۵۵.

انصاری نسب، مسلم و محمدی، زهرا. (۱۳۹۸). بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز در ایران: شواهدی از الگوی مارکوف سوئیچینگ. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۶(۱)، ۴۰-۲۱.

تاری، فتح‌اله، اسماعیل‌پور مقدم، هادی و دهباشی، وحید. (۱۳۹۷). بررسی منحنی J در روابط تجاری ایران براساس رویکرد تراز تجاری کل. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۳ (۳)، ۷۲-۵۷.

راسخی, سعید, منتظری, مجتبی و پاشا زانوس, پگاه. (۱۳۹۳). واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه سیاستهای مالی و اقتصادی*, ۲(۸), ۴۱-۶۲.

صرافی زنجانی، محمد و مهرگان، نادر. (۱۳۹۷). اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر شاخص سهام صنایع صادرات محور با استفاده از مدل NARDL. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۹(۳۳)، ۱۱۶-۸۹.

طیبی، سید کمیل، شیرازی، همایون و سخندانی، نرگس. (۱۳۹۴). تحلیل منحنی S در روابط دوجانبهٔ تجاری ایران و شرکای عمدهٔ تجاری (۱۳۷۱-۱۳۹۰). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۰ (۱)، ۱۶۷-۱۴۷.

کازرونی، علیرضا، محمدپور، سیاوش و فشاری، مجید. (۱۳۹۰). بررسی اثر منحنی‌های J و S در اقتصاد ایران. *سیاست‌های اقتصادی*، ۸۷ (۲)، ۲۰-۳.

عریانی، بهاره، حیدری، حسن و نعمت‌الهی، سمیه (۱۳۹۱). شوک‌های رابطه مبادله و تراز تجاری در ایران: آیا اثر هاربرگر-لارسن-متزلر وجود دارد؟. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰ (۶۳)، ۱۸۸-۱۷۱.

منجذب، محمدرضا و نصرتی، رضا. (۱۳۹۷). *مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته*. تهران، مؤسسه کتاب مهربان نشر.

یزدانی، مهدی و جنگی، رحیم. (۱۳۹۵). نرخ ارز حقیقی و سازوکار منحنی J و S بین ایران و شرکای برتر تجاری. *اقتصاد و الگو سازی، ۷*(۲۸)، ۵۳-۳۱.

Aizenman, J., Edwards, S., & Riera-Crichton, D. (2012). Adjustment patterns to commodity terms of trade shocks: the role of exchange rate and international reserves policies. *Journal of International Money and Finance*, *31*(8), 1990-2016.

Akkay, R. C. (2015). S-curve dynamics of trade between Turkey and her trading partners. *International Journal of Economics and Administrative Studies*, *8*(15), 179–192.

Ali, S. Z., & Anwar, S. (2018). Anticipated versus unanticipated terms of trade shocks and the J-curve phenomenon. *Journal of International Money and Finance*, *81*, 1-19.

Backus, D.K. (1993). Interpreting comovements in the trade balance and the terms of trade. *Journal of International Economics, 34*(3-4), 375–387.

Backus, D.K., Kehoe, P.J., & Kydland, F.E. (1994). Dynamics of the trade balance and the terms of trade: The J curve. *American Economic Review, 84*(1), 84–103.

Bahmani-Oskooee, M., & Jamilov, R. (2014). Export diversification and the S-curve effect in a resource-rich state: evidence from Azerbaijan. *Economic Change and Restructuring*, *47*(2), 135-154.

Canto, V. & Wiese, A. (2018). Chapter 14 - Protectionism, Devaluation, and the Terms of Trade. *Economic Disturbances and Equilibrium in an Integrated Global Economy*, 131-136.

Dickey, D. & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica, 49*,1057-1072.

Dungey, M. (2004). Identifying terms of trade effects in real exchange rate movements: evidence from Asia. *Journal of Asian Economics*, *15*(2), 217-235.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276

Gantman, E. R., & Dabós, M. P. (2018). Does trade openness influence the real effective exchange rate? New evidence from panel time-series. *SERIEs*, *9*(1), 91-113.

Gheorghe, F. V., Simion, A. E., & Zaman, G. (2018). Terms of Trade and Efficiency of External Transactions in Romania. *Romanian Statistical Review, (2)*, 15-31.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). Basic Econometrics. Americans, NY: McGraw−Hill Companies.

Hamori, S. (2008). Trade Balances and The Terms of Trade in G-7 Countres: Penal Cointegration Approach. *Applied Econometrics and International Development, 8*(2), 13-22.

Harberger, A. C. (1950). Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade*, Journal of Political Economy, 58*, 47-60.

Hoang, T., Lahiani, A. & Heller, D. (2016). Is Gold a Hedge Against Inflation? New Evidence from a Nonlinear ARDL Approach. *Economic Modelling, 54*, 54- 66.

Jareño, F., de la O González, M., Tolentino, M., & Sierra, K. (2020). Bitcoin and gold price returns: a quantile regression and NARDL analysis. *Resources Policy, 67,* 101666.

Korkmaz, A., & Bilman, M. E. (2017). The S-curve behaviour of the trade balance: A stepwise procedure. *Foreign Trade Review, 52*(1), 1-14.

Kudaisi, B., & Olomola, P. A. (2019). Current Account Balance and External Shocks in Nigeria. *African Journal of Economic Review, 7*(2), 131-146.

Kulish, M., & Rees, D. M. (2017). Unprecedented changes in the terms of trade. Journal of International Economics, 108, 351-367.

Laursen, S. and Metzler L.A. (1950). Flexible exchange rates and the theory of employment, *Review of Economics and Statistics, 32*, 281-299.

Loh, L. H., Khoo, M. R., Lee, Y. Z., Tan, J. M., & Wong, P. K. (2017). *The Determinants of House Prices fromMacroeconomics Perspective in Malaysia* (Doctoral dissertation, UTAR).

Marques, A. C., Fuinhas, J. A., & Tom, C. (2019). Energy efficiency and sustainable growth in industrial sectors in European Union countries: A nonlinear ARDL approach. *Journal of Cleaner Production*, *239*, 118045.

Mendoza, E.G. (1992). The effects of macroeconomic shocks in a basic equilibrium framework. *IMF Staff Papers, 39* (4), 855–889.

Mendoza, E.G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate and economic fluctuations. *International Economic Review, 36* (1), 101–137

Nkoro, E. & Uko, A.K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. Journal of Statistical and Econometric Methods, 5(4), 63-91.

Ohyama. M. (1991). Exchange rate, terms of trade and the current account. *In Trade Policy, and International Adjustment* (pp. 195-221). Academic Press.

Obstfeld, M. (1982). Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler Effect? *Quarterly Journal of Economics, 97*, 251-270.

Organization of the Petroleum Exporting Countries. (2019). OPEC basket price.

Ostry, J.D. (1988). The balance of trade, terms of trade and the real exchange rate: An intertemporal

optimizing framework. *IMF Staff Papers, 35*(4), 541–573.

Otto, G. (2003). Terms of trade shocks and the balance of trade: there is a Harberger–Laursen–Metzler effect. *Journal of International Money and Finance, 22*(2),155–184.

Patnaik, I., Bhattachary, R., & Pundit, M. (2013). Emerging economy business cycles: Financial integration and terms of trade shocks. WP/13/119, *International Monetary Fund Working Paper,* IMF. https://doi.org/10.5089/ 9781484354605.001. 1-20.

Persson, T., & Svensson, L. E. (1985). Current account dynamics and the terms of trade: Harberger-Laursen-Metzler two generations later. *Journal of Political economy, 93*(1), 43-65.

Phillips, P & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Bimetrika,* 75, 335-346.

Rhee, H.J. (2014). Trade balance between Korea, China and Japan implemented by the Scurve. *Advanced Science and Technology Letters, 57*, 5–9.

Sadiku, L., Fetahi-Vehapi, M., Sadiku, M., & Berisha, N. (2015). The persistence and determinants of current account deficit of FYROM: an empirical analysis. *Procedia Economics and Finance*, *33*, 90-102.

Schorderet, Y. (2001). Revisiting Okun's Law: an Hysteretic Perspective. University of California at San Diego, Economics Working Paper Series.

Shafiullah, M., Islam, F. & Navaratnam, R. (2018). The Harberger–Laursen–Metzler effect: evidence from five SAARC countries. *Empirical Economics*, 1-29.

Skare, M., D. Tomić, & Porada-Rochoń, M. (2019). Testing Nonlinear Dynamics in Terms of Trade with Aggregated Data: Implications for Economic Growth Models. *Engineering Economics, 30*(3), 316-325.

Svensson, L.E.O., & Razin, A. (1983). The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect. *Journal of Political Economy 91*(1), 97-125.

Tekgüol, Y.B. (2017). Harberger-Laursen-Metzler Etkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler FakültesiDergisi*, *24*(2), 649-663.

Tomić, D. (2019). Empirical evidence of an S-curve in Croatia. *Economic Research-Ekonomska Istra_Zivanja, 32*(1), 2212–2230.

World Development Indicators. (2019). Data Bank.