

Test of the effect of Harberger-Laursen-Metzler & effect of Abstfeld- Svensson-Razin on Iran's trade balance with major trading partners with the Panel ARDL

Moslem Ansarinasab*

Esmat Zeynali**

Abstract

One of the main determining sources of trade balance fluctuations in small open economies is the terms of trade. Given the importance of the subject, the purpose of this research is to examine the effect of the terms of trade on Iran's trade balance with major trading partners. In order to achieve the research objectives, the Panel ARDL model has been used in the bilateral relations of the Iranian economy with the economies of China, the United Arab Emirates, Turkey, India, Germany, Switzerland, South Korea, Italy, France, Singapore, Brazil, Japan, Spain, Malaysia, and Pakistan during the period 1357-1397. The results of the model estimation showed that the effect of Iran's terms of trade on the trade balance in the short run is equal to 0.74 percent and in the long run is equal to 0.28 percent and is significant. In other words, improving Iran's terms of trade in the short and long run leads to improving the bilateral trade balance, and the HLM effect in the short run and the Obstfeld-Senson-Razin effect in the long run are valid. Other results also showed that in the short run, the trading relationship between partners has a negative and significant effect on the trade balance, and in the long run, it has no significant effect on the trade balance.

* Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Vali-Asr University, Rafsanjan, Iran (Corresponding Author), M.Ansarinasab@vru.ac.ir

** Master of Science in Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Vali-Asr University, Rafsanjan, Iran, e.zeynali72@gmail.com

Date received: 29/01/2025, Date of acceptance: 04/06/2025



Keywords: Terms of trade, Trade balance, Trading Partners, Iranian Economy, Panel ARDL.

JEL Classification: F19 ,F32 ،O53.C33.



آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذلر و اثر آبستفلد-سنسون-رازین در تراز تجاری ایران با شرکای عمده تجاری با رویکرد Panel ARDL

مسلم انصاری نسب*

عصمت زینلی**

چکیده

یکی از منابع تعیین کننده و اصلی نوسانات تراز تجاری در اقتصادهای کوچک باز، رابطه مبادله است. با توجه به اهمیت موضوع، هدف از انجام این پژوهش، بررسی تأثیر رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران با شرکای عمده طرف تجاری است. به منظور دستیابی به اهداف پژوهش از مدل Panel ARDL در روابط دو جانبه اقتصاد ایران با اقتصادهای چین، امارات متحده عربی، ترکیه، هند، آلمان، سوئیس، کره جنوبی، ایتالیا، فرانسه، سنگاپور، برزیل، ژاپن، اسپانیا، مالزی و پاکستان طی بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۷ استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان داد که تأثیر رابطه مبادله ایران بر تراز تجاری در کوتاه مدت برابر با ۰/۷۴ درصد و در بلندمدت برابر با ۰/۲۸ درصد و معنادار است. به عبارتی، بهبود رابطه مبادله ایران در کوتاه مدت و بلندمدت، سبب بهبود تراز تجاری دو جانبه می شود، و اثر HLM در کوتاه مدت و اثر آبستفلد-سنسون-رازین در بلندمدت برقرار است. همچنین دیگر نتایج نشان داد که در کوتاه مدت رابطه مبادله شرکا، دارای اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری است و در بلندمدت فاقد اثر معنادار بر تراز تجاری است.

کلیدواژه‌ها: رابطه مبادله، تراز تجاری، شرکای تجاری، اقتصاد ایران، روش داده‌های پانل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی.

طبقه بندی JEL: F19, F32, O53, C33.

* دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران (نویسنده مسئول)،

M.Ansarinasab@vru.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران،

e.zeynali72@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۴



۱. مقدمه

در طول تاریخ، رابطه مبادله یکی از مهمترین عوامل توسعه اقتصادی کشورها بوده است. همچنین یکی از مهمترین ابزارها برای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد بین‌الملل محسوب می‌شود. در میان اقتصادهای باز، تجارت بین‌الملل به طور مستقیم بر طیف گسترده‌ای از فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی فعالیت‌هایی از قبیل تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال، تحرک بازار کار، دستمزدها، محیط زیست، روابط بین‌المللی و مبارزه با فقر اثرگذار بوده است (لاو و لاتیمور (Love & Lattimore)، ۲۰۰۹). منافع حاصل از تجارت بین‌الملل بستگی به تحولاتی در حجم و ترکیب تولیدات قابل مبادله و تغییرات در قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله دارد (ارتن (Erten)، ۲۰۱۱: ۱۷۱). کاربرد گسترده‌ای تا این حد، رابطه مبادله را به یک شاخص مهم اقتصادی در توسعه اقتصادی، افزایش رفاه، منافع تجارت بین‌الملل از نظر فرآیندهای توسعه‌ای کشورها تبدیل کرده است (کامبازولا و سیمای‌کاراپ (Cambazoglu & Simay) (Karaalcap)، ۲۰۱۲: ۱۲۲۸ و ۱۲۲۹).

قیمت‌های صادرات و واردات اهمیت فزاینده‌ای در تعیین درآمد ملی واقعی داشته و تغییرات در این قیمت‌ها به عنوان بخش جدایی‌ناپذیر و مهم تحولات کلان اقتصادی مد نظر بوده است. خصوصاً اینکه تغییرات رابطه مبادله منبع اندازه‌گیری منابع موجود در یک اقتصاد است (لاسر) (Loser) (۲۰۱۳: ۱۰۰). بر اساس تئوری اقتصادی، تغییرات رابطه مبادله (به ویژه تغییرات دائمی آن) نقش مهمی در نوسانات جریان‌های تجاری دارد (کنت (Kent) (۱۹۹۷). عده‌ای از اقتصاددانان اعتقاد دارند که بدتر شدن رابطه مبادله، با افزایش شکاف میان کشورهای فقیر و غنی و انتقال ثروت، موجب بدتر شدن موازنه پرداخت‌های کشورهای توسعه‌نیافته و در نتیجه، ناتوانی آن‌ها در تأمین منابع لازم جهت سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود (مهرآرا و مرادی، ۱۳۸۷: ۱۴۳).

لذا؛ یکی از سؤالات اساسی اقتصاد بین‌الملل مربوط به تعیین رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله این است که آیا افزایش در قیمت‌های نسبی وارداتی منجر به بهبود تراز تجاری یا تخریب تراز تجاری می‌شود؟ (کاشین (Cashin)، ۱۹۹۸: ۱). اخیراً نوسانات قیمت کالاها منجر به شکل‌گیری مباحثی در مورد رابطه مبادله در کشورهای نوظهور شده است. بخش مهمی از این مباحث مربوط به این مسئله است که آیا افزایش قیمت‌ها، دائمی است یا موقت و این افزایش قیمت‌ها چگونه بر درجه رقابت‌پذیری کشورها اثرگذار است؟ (آیزنمن و همکاران (Aizenman & et al)، ۲۰۱۲: ۱) که مطالعه حاضر قصد رسیدن به آن را دارد.

با وجود اهمیتی که تراز تجاری برای کشورها دارد؛ اکثر مطالعات انجام شده در این زمینه به بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری در یک اقتصاد و آمار کلی تجارت پرداخته است (احمدزاده و دیگران، ۱۴۰۲ و هرورانی و فراهانی فرد، ۱۴۰۰). اخیراً هم مطالعاتی چند، در خصوص تأثیر رابطه مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی و یا عوامل مؤثر بر رابطه مبادله صورت پذیرفته است. با توجه به اینکه رابطه مبادله می‌تواند آثار متفاوتی بر تراز تجاری ایران با شرکای مختلف بر جای گذارد؛ بررسی کلی تراز تجاری می‌تواند گمراه‌کننده باشد. لذا در این مطالعه علاوه بر اثر رابطه مبادله ایران، اثر رابطه مبادله هر یک از شرکای تجاری بر تراز تجاری دوجانبه (اثر آبیستفلد-سنسون و رازین) مورد بررسی قرار گرفته است و در مدل مورد بررسی از نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به هر یک از شرکای تجاری استفاده شده است. همچنین علاوه بر بررسی اثر رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران در قالب پانل گروه شرکای تجاری، آثار کوتاه مدت و بلندمدت این رابطه را نیز تفکیک خواهد نمود. از این رو این مطالعه با توجه به مزایای متعدد از روش Panel ARDL استفاده خواهد نمود که تاکنون برای بررسی رابطه مذکور، در هیچ مطالعه‌ای از این تکنیک استفاده نشده است.

پژوهش حاضر در قالب پنج بخش تنظیم شده است. بخش نخست این پژوهش به ذکر مقدمه اختصاص پیدا کرد. در بخش دوم، ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم؛ مدل تجربی، روش تجزیه و تحلیل و داده‌های آماری یا به طور کلی متدولوژی تحقیق شرح داده می‌شود. بخش چهارم به یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص می‌یابد. در بخش پنجم نیز جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی مطرح می‌شوند.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

۱.۲ مرور ادبیات از دیدگاه نظری

تراز پرداخت‌ها منعکس‌کننده تغییرات و انتقال سرمایه در رابطه با موقعیت خارجی است. تعادل در تراز پرداخت‌ها به ارزش صادرات و واردات، میزان بازدهی محصولات، سطح قیمت و خدمات بین‌الملل در بازارهای بین‌المللی بستگی دارد (سندو (Sandu)، ۲۰۱۵: ۷۶۳) تراز پرداخت‌ها، معاملات خارجی را به سه حساب تقسیم می‌کند: حساب سرمایه، حساب مالیاتی و حساب جاری. حساب سرمایه انتقال سرمایه، تحصیل و واگذاری دارایی‌های غیر مالی را در بر می‌گیرد. حساب مالیاتی نیز انتقال سرمایه مالیاتی و سرمایه غیر مالیاتی (شامل تغییر در ذخایر بین‌المللی یک کشور) را ثبت می‌کند. حساب جاری با تجارت بین‌المللی کالا و خدمات و

درآمدهای مربوط به نیروی کار و سرمایه‌گذاری سرو کار دارد (گاندولفو (Gandolfo)، ۲۰۱۶). از این رو تراز حساب جاری شاخصی سودمند برای بررسی عدم تعادل خارجی است و تراز تجاری نیز مناسب‌ترین شاخص جهت ارزیابی روندها در تراز حساب جاری است. تراز تجاری یا خالص صادرات اختلاف بین صادرات و واردات کالا را نشان می‌دهد در حالی که تراز حساب جاری اختلاف بین صادرات و واردات کالا و خدمات را نشان می‌دهد و تفکیک کالا از خدمات چندان تفاوتی را ایجاد نمی‌کند؛ چرا که یک واحد ارز خارجی به دست آمده از بخش خدمات به همان میزان تراز پرداخت‌ها را افزایش می‌دهد که صادرکننده کالا در ازای یک واحد صادرات تراز پرداخت‌ها را افزایش می‌دهد (بانک جهانی، (World Development Indicators)، ۲۰۱۹). تقاضای داخلی و خارجی تعیین‌کننده‌های اصلی خالص صادرات هستند. رابطه بین تقاضا و تراز تجاری را می‌توان در مدل‌های الماس پورتر (Porter) (۱۹۹۰) یا در مدل دیکسیت-استیگلیز "عشق به تنوع" (دیکست و همکاران، (Dixit & et al) (۱۹۹۷) یافت که سطح بالای تقاضای داخلی منجر به بهبود رقابت بین‌المللی در بخش‌های تولیدی نمی‌شود بلکه با تراز تجاری اندازه‌گیری می‌شود؛ چرا که اثری منفی بر سرعت رشد صادرات و اثری مثبت بر پویایی واردات دارد (اولچزیک و کوردالسکا (Kordalska & Olczyk)، ۲۰۱۸). اگر یک کشور کالایی را صادر کند و کالایی دیگر وارد کند؛ رابطه مبادله را می‌توان با یک نسبت ساده قیمت‌های صادرات به واردات توصیف کرد. در مدلی که شامل بسیاری از کشورهای شریک تجاری است و چندین کالای صادراتی و وارداتی وجود دارد، رابطه مبادله برای یک کشور، نسبت ارزش پولی صادرات به واردات است (ادریسوف و همکاران (Idrisov & et al)، ۲۰۱۶): ۲۸۰. در حقیقت رابطه مبادله به صورت نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی یک کشور به شاخص قیمت کالاهای وارداتی آن کشور تعریف می‌شود. به عبارت دیگر رابطه بین قیمت‌هایی که یک کشور با صادرات خود دریافت می‌کند و قیمت‌هایی که برای واردات خود می‌پردازد؛ اندازه‌گیری می‌کند (کارباگ، (Carbaugh)، ۲۰۱۳). در نظریات تجارت بین‌الملل مربوط به اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک، نحوه تقسیم منافع حاصل از تجارت بین کشورهای در حال تجارت بر اساس رابطه مبادله صورت می‌گیرد. ریکاردو در تئوری هزینه‌های نسبی، انجام تجارت بین کشورها در دامنه معینی از تغییرات، رابطه مبادله را متضمن منافع برای طرفین تجارت می‌داند. جان استوارت میل معتقد است علاوه بر شرایط هزینه ریکاردو، تقاضای متقابل طرفین مبادله نیز در تعیین رابطه مبادله و تقسیم منافع تجارت مؤثر است. آلفرد مارشال نیز رابطه مبادله را جهت تعیین منافع حاصل از تجارت بین‌الملل، عامل

اساسی معرفی می‌کند (دارایی و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین مرور دیگر تئوری‌های تجارت بین‌الملل (نظریه مزیت مطلق، مزیت نسبی و نظریه هکشر-اوهلین (Heckshor-Ohlin theory)) نشان می‌دهد که تفاوت رابطه مبادله بین کشورها، بازتابی از مزیت رقابت نسبی آن‌ها بوده و امکان تجارت سودمند دو جانبه و متقابل را فراهم می‌کند. بهبود رابطه مبادله یک کشور سبب تخصیص منابع از بخش ناکارا به بخش کارا و در پی آن افزایش تولید، بهره‌وری و صادرات خواهد شد. همچنین در یک اقتصاد آزاد، رابطه مبادله می‌تواند محرک اصل بنیادین اقتصاد (تخصیص منابع به صورت کارا) قرار گیرد (جاوید و واحد (Jawaid & Waheed)، ۲۰۱۱). اساس خرد متعارف بر این است که نوسانات رابطه مبادله اثرات مهمی بر عملکرد اقتصاد کلان چون قیمت‌های نسبی و تغییر درآمد خواهد داشت (مندوزا (Mendoza)، ۱۹۹۵ و کاس (Kose)، ۲۰۰۲). شوک‌های منفی رابطه مبادله منجر به کاهش درآمد ملی، کسری حساب جاری و تضعیف ارز ملی (کاهش ارزش پول داخلی) می‌شود در حالی که بهبود رابطه مبادله کالایی منجر به بهبود تراز تجاری و وقوع اثر HLM می‌شود (روچ، (Roch)، ۲۰۱۹). ارتباط مثبت رابطه مبادله و تراز تجاری ابتدا توسط هاربرگر (Harberger) (۱۹۵۰)، لارسن و متذر (Laursen & Metzler) (۱۹۵۰) مطرح شد و بعدها به اثر HLM معروف شد. وجود رابطه مثبت بین رابطه مبادله و تراز تجاری بر اساس سه اثر اصلی پس از ورود شوک‌های برون‌زای رابطه مبادله است. ابتدا اثر هموارسازی مصرف نشان می‌دهد؛ با کاهش درآمد فعلی نسبت به آینده، مصرف فعلی افزایش می‌یابد و پس‌انداز کاهش می‌یابد. بنابراین اثر هموارسازی مصرف می‌تواند به عنوان یک اثر درآمدی بر پس‌انداز اعمال شود. اثر دوم، اثر نوسانات مصرف است؛ و زمانی رخ می‌دهد که به دنبال کاهش رابطه مبادله، ارزش واردات فعلی بیش‌تر از ارزش واردات آینده است؛ بنابراین مصرف فعلی اولویت کمتری نسبت به مصرف آینده خواهد داشت. لذا اثر نوسانات مصرفی به عنوان اثر جانشینی اول در نظر گرفته می‌شود. سومین اثر شوک‌های رابطه مبادله، به عنوان اثر نرخ ارز واقعی شناخته می‌شود. این اثر زمانی مشاهده می‌شود که قیمت نسبی کالای قابل مبادله نسبت به کالای غیر قابل مبادله افزایش می‌یابد (کوردن و نیری (Corden & Neary)، ۱۹۸۲).

بر اساس فرضیه هاربرگر-لارسن-متذر، شوک‌های منفی رابطه مبادله در صورتی که اثر هموارسازی مصرف بر دو اثر قبلی غلبه کند و منجر به افزایش تراز تجاری شود، می‌تواند منجر به کاهش پس‌انداز ملی شود؛ و برعکس. واکنش تراز تجاری یک کشور به شوک‌های خارجی رابطه مبادله می‌تواند با رفتار پویا در چارچوب سیاست پولی، سرمایه‌گذاری و

پس‌انداز (IS-MP) و تعادل بازار ارز خارجی نشان داده شود. با تخریب رابطه مبادله، پس‌انداز کاهش می‌یابد. بنابراین با فرض ثبات سایر عوامل، نرخ سود واقعی افزایش می‌یابد و این امر به نوبه خود منجر به افزایش عدم تعادل در بازار ارز خارجی می‌شود؛ و نرخ ارز حقیقی افزایش می‌یابد. افزایش نرخ ارز حقیقی به معنای از دست دادن قدرت رقابت صادراتی است؛ که به موجب اثر دامپینگ، حجم صادرات کمتر می‌شود، در حالی که واردات همزمان افزایش می‌یابد. در این صورت اقتصاد با بیماری هلندی مواجه می‌شود. همچنین اثر کلی رابطه مبادله تخریب تراز تجاری داخلی است که نشان‌دهنده ارتباط مثبت بین این دو متغیر است (مرشد (Murshed)، ۲۰۱۸).

در مقابل آبستفلد (Obstfeld) (۱۹۸۳)، سنسون و رازین (Svensson & Razin) (۱۹۸۳) با رویکرد ماکسیم‌سازی مطلوبیت بین‌دوره‌ای نشان دادند که در بازاری با تحرک سرمایه و انعطاف‌پذیری قیمت، رابطه بین رابطه مبادله و تراز تجاری بستگی به تداوم شوک‌های رابطه مبادله دارد. آبستفلد، (۱۹۸۳)، سنسون و رازین (۱۹۸۳) نشان دادند که اثر هاربرگر-لارسن-متذلر نتیجه شوک‌های موقتی رابطه مبادله است. با تخریب رابطه مبادله استقراض از خارج به منظور هموارسازی مصرف، منجر به تخریب تراز تجاری می‌شود. در این نظریه بر خلاف اثر هاربرگر-لارسن-متذلر تخریب رابطه مبادله در بلندمدت حساب جاری را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. به عبارتی کاهش دائمی رابطه مبادله منجر به کاهش درآمد در حال و آینده می‌شود و این کاهش درآمد منجر به کاهش مصرف بدون کاهش پس‌انداز می‌شود. اما اگر شوک‌های رابطه مبادله موقتی باشند و تخریب رابطه مبادله وجود داشته باشد، ضرر و زیان در دوره‌های آتی با کاهش پس‌انداز جبران می‌شود و تراز تجاری تخریب می‌شود (چیا و آلبا (Chia & Alba)، ۲۰۰۵). همچنین، نظر هاربرگر-لارسن-متذلر توسط اقتصاددانانی چون دی (Day) (۱۹۵۴)، پیرس (Pearce) (۱۹۵۵) و اسپراوس (Spraos) (۱۹۶۱) مورد نقد قرار گرفته است؛ زیرا جانشینی بین مصرف و پس‌انداز و همچنین اثر تخریب رابطه مبادله بر ارزش پس‌انداز را در نظر نگرفته است. به عبارتی، هاربرگر کاهش درآمد واقعی ناشی از بدتر شدن رابطه مبادله را کمتر از حد تخمین زده است (سنسون و رازین، ۱۹۸۳). به بیانی بهتر، آبستفلد بیان می‌کند که تخریب دائمی و غیر قابل پیش‌بینی رابطه مبادله منجر به مازاد حساب جاری (نه کسری حساب جاری) می‌شود؛ به این معنا که زمانی که ادعای خالص بر واحدهای آتی کالاهای خارجی صفر باشد و فرض لارسن-متذلر برای تخصصی شدن کامل در تولید برقرار باشد، مخارج کل اندازه‌گیری شده بر اساس واحدهای کالاهای داخلی، باید کاهش یابد (آبستفلد، ۱۹۸۳).

اغلب، نوسانات رابطه مبادله قابل پیش‌بینی هستند. کیلیان و هیکس (Kilian & Hicks) (۲۰۱۳) نشان دادند که بهبود رابطه مبادله در دهه ۲۰۰۰ برای بسیاری از اقتصادها، عمدتاً به دلیل افزایش قیمت کالاها، ناشی از رشد اقتصادی قوی در کشورهایی، مانند چین و هند بوده است. استاز طرفی باکستر و کوپاریتاس (Baxter & Kouparitsas) (۲۰۰۰) نشان دادند که نوسانات رابطه مبادله در کشورهای در حال توسعه دو برابر بیش‌تر از اقتصادهای توسعه‌یافته است. چرا که این کشورها صادرکننده کالاهای با نوسانات قیمتی بالا بوده و از طرفی دیگر عموماً این کشورها درجه بازاری نسبت به تجارت خارجی دارند و نوسانات تجاری به دلیل قیمت‌پذیر بودن این کشورها، اقتصاد آن‌ها را به شدت تحت تأثیر قرار داده است. آنچه مشخص است این است که تخریب رابطه مبادله اثری منفی بر اقتصادهای باز کوچک دارد. این تخریب حاکی از انقباض منابع موجود است. بنابراین چنین کشورهایی فقیرتر می‌شوند و شاخص‌های اقتصاد کلان، مانند تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد و در صورت بهبود وضعیت اشتغال در این اقتصادها، تولید ناخالص داخلی بهبود می‌یابد. در حقیقت در اقتصادهای کوچک باز شوک‌های نامطلوب رابطه مبادله اثرات مشابهی با شوک‌های منفی فناوری دارند و این یکی از تفاوت‌های مهم اقتصاد کلان در کشورهای با مدل اقتصادی باز و بسته است (موندرراگون مینرو، Mondragon Minero، ۲۰۱۹: ۲). شوک‌های رابطه مبادله قیمت‌های نسبی واردات و صادرات را تغییر می‌دهند. اقتصادهای کوچک باز توانایی تأثیر بر قیمت‌های بین‌المللی را ندارند. بنابراین قیمت‌های داخلی کالاهای صادراتی و وارداتی خصوصاً قیمت نسبی کالاهای غیر قابل مبادله تغییر می‌کند و چنین اختلالاتی به علت نوسانات درآمدی تأثیر زیادی بر پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی خواهد گذاشت. مهم‌تر این‌که ناتوانی در برابر شوک‌های رابطه مبادله اثرات منفی بر درآمد ملی، سطح قیمت داخلی، مخارج، سرمایه‌گذاری، نرخ ارز، بدهی خارجی، تورم، تراز تجاری و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی بر جای خواهد گذاشت. بنابراین کنترل ضعیف شوک‌های رابطه مبادله به معنای کاهش رفاه اقتصادی، به دلیل اثرات نامطلوب آن بر عملکرد اقتصاد کلان است (ایزما Ezema، ۲۰۱۲: ۸۹ و ۹۰). در حالی که اغلب به نقش شوک‌ها در نوسانات تراز تجاری اشاره شده است آگار و گوپینات (Aguiar & Gopinath) (۲۰۰۷)؛ شمیت گرو و اریب (Schmitt-Grohe & Uribe) (۲۰۱۶) عوامل دیگری را در این نوسانات مؤثر دانسته‌اند. از جمله این عوامل می‌توان به ساختار مصرف خصوصاً مصرف کالاهای قابل مبادله اشاره کرد. آن طور که به نظر می‌آید سهم کالاهای قابل مبادله در اقتصادهای نوظهور بیش از اقتصادهای توسعه‌یافته است. با فرض اینکه این اتفاق با تفاوت در نوسانات بالای تراز تجاری

همراه باشد می‌توان انتظار وجود رابطه‌ای مثبت بین نوسانات تراز تجاری و مصرف کالاهای قابل مبادله داشت (آیکدا (Ikeda)، ۲۰۱۷: ۱۱۴). زمانی که تقاضای خارجی برای کالاهای قابل مبادله نسبت به غیر قابل مبادله افزایش یابد این مازاد تقاضا منجر به افزایش قیمت‌ها خواهد شد که در نهایت بر روند مصرفی که همان صادرات و واردات است؛ تأثیرگذار است. لذا مصرف روز افزون کالاهای کشوری مثل چین، پی‌آمد ارزان بودن کالاهای چینی نسبت به کالاهای داخلی است و این تراز تجاری دو جانبه کشور ایران با چین را تحت تاثیر قرار داده است. حتی کشورهایی، مانند امارات و ترکیه نیز که می‌توانند با توجه به همسایگی، مبدأ کالاهای داخلی باشند، تبدیل به مقصد کالاهای وارداتی شده‌اند و شاید چندی نگذرد که تراز تجاری دو جانبه ایران با کشورهای چینی و افغانستان هم بدین سوی حرکت نماید. بنابراین بررسی نحوه و میزان اثرگذاری رابطه مبادله بر تراز تجاری با شرکای عمده تجاری می‌تواند کمک شایانی به برنامه‌ریزی برای بهبود تجارت خارجی کشور نماید.

در ادامه به منظور بررسی بهتر موضوع، به مرور مطالعاتی که در زمینه رابطه مبادله و تراز تجاری در خارج و داخل انجام شده است؛ پرداخته می‌شود.

۲.۲ پیشینه پژوهش

تسن (Tsen) (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر رابطه مبادله و قیمت نفت بر تراز تجاری در اقتصادهای آسیایی، هنگ‌کنگ، ژاپن و سنگاپور پرداخت. همچنین در این مطالعه از الگوی خودرگرسیون برداری (Vector Autoregression Model/VAR) در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۶۰ استفاده شده است. نتایج بردارهای همگرایی نرمال شده (رابطه مبادله و تراز تجاری) نشان داد که تأثیر رابطه مبادله بر تراز تجاری در اقتصادهای مختلف متفاوت است. در کشور ژاپن افزایش رابطه مبادله منجر به افزایش تراز تجاری می‌شود، در حالی که در کشورهای سنگاپور و هنگ‌کنگ افزایش رابطه مبادله منجر به کاهش تراز تجاری می‌شود. به طور کلی رابطه مبادله، قیمت نفت، تقاضای خارجی و تقاضای داخلی نقش مهمی در تعیین تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. افزایش قیمت دائمی نفت منجر به کاهش رابطه مبادله می‌شود، در حالی که اثر افزایش موقتی قیمت نفت بر رابطه مبادله مبهم است. همچنین افزایش و یا کاهش رابطه مبادله منجر به افزایش یا کاهش تراز تجاری می‌شود، در حالی که افزایش تقاضای خارجی منجر به افزایش تراز تجاری می‌شود و افزایش تقاضای داخلی منجر به کاهش تراز تجاری می‌شود.

آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذلر و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۷۷

افشاری و صادقی (۱۳۸۹) در مقاله خود اثر تکانه‌های رابطه مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو اوپک را با توجه به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS/Generalized Least Squares) مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله از داده‌های تابلویی ۶ کشور عمده صادرکننده نفت (الجزایر، اکوادور، اندونزی، ایران، نیجریه و ونزوئلا) که سهم قابل توجهی از کالاهای سرمایه‌ای آن‌ها وارداتی است، طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۹ استفاده شده است. نتایج حاصله نشان داد تکانه‌های مثبت رابطه مبادله اثر منفی بر پس‌انداز و تراز تجاری دارند، در حالی که اثر مثبت و قوی بر سرمایه‌گذاری و بخش غیر قابل تجارت (خدمات) دارند. واکنش مصرف بخش دولتی به تکانه‌های رابطه مبادله شدیدتر از بخش خصوصی بوده است؛ حال آن‌که واکنش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بیشتر از بخش دولتی است. همچنین در پاسخ به ترقی نرخ ارز، اثرات بیماری هلندی تضعیف شده است.

چابکرو و همکاران (۱۳۸۹) در تحقیقی تأثیر تکانه‌های رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران را طی بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق اثر HLM با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (Structural vector autoregression model/ SVAR) و با به کارگیری سه متغیر رابطه مبادله، تولید ناخالص ملی واقعی و تراز تجاری مورد بررسی قرار گرفت. شواهد نشان داد که تراز تجاری نسبت به دیگر متغیرها دارای برون‌زایی ناچیز بوده و رابطه مبادله بر نوسانات تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت بسیار اثرگذار بوده است. به نحوی که یک تکانه مثبت ناشی از رابطه مبادله موجب جهش ناگهانی در تراز تجاری خواهد شد و تراز تجاری را به بیش از دو برابر مقدار اولیه خود افزایش می‌دهد؛ اما این بهبود در دوره‌های بعد روندی به شدت نزولی خواهد داشت. به عبارتی بهبود تراز تجاری در ایران فقط بر اثر تکانه‌های موقت بوده و این‌گونه تکانه‌ها اثری دائمی بر تراز تجاری نخواهند داشت.

تحصیلی (۱۳۹۲) در مقاله خود اثر هاربرگر، لارسن و متزدر در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داد. برای نیل به هدف مذکور، از روش اقتصادسنجی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (Autoregressive Distributed Lag/ARDL) و داده‌های زمانی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج آزمون رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو (رابطه مبادله، حساب جاری و تولید ناخالص ملی) را تأیید نمود. بنابراین، بردار همجمعی برآورد شده حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان حساب جاری، رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی است؛ به طوری که رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی بر حساب جاری تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. به این ترتیب اثر HLM در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی تأیید می‌شود.

لطفعلی پور و بازرگان (۱۳۹۵) در پژوهشی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران و برزیل، چین، انگلستان، فرانسه، هند، ایتالیا، ژاپن، کره، روسیه، آلمان و امارات برای دوره ۱۳۷۲-۱۳۹۰، در قالب مدل تصحیح خطای برداری (VECM/ Vector error correction model) مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد با افزایش نرخ ارز حقیقی مؤثر، کشور آلمان تمایلی به واردات اقلام سستی از کشور ایران نداشته و صادرات کشور ایران کاهش می‌یابد. بنابراین در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز حقیقی مؤثر تنها منجر به کاهش تراز تجاری کشور آلمان شده و در بلندمدت منجر به افزایش تراز تجاری کشور ایتالیا شده است.

آدلر و همکاران (Adler & et al) (۲۰۱۸) با بهره‌گیری از رویکرد پنل پویا و الگوی مارکوف-سوئیچینگ به تحقیق در مورد سیکل‌های تجاری و تعدیلات خارجی در راستای بررسی تفاوت‌ها بین مجموعه کشورهای صادرکننده خالص کالا، کشورهای پیشرفته و درحال توسعه، نقش تقاضای داخلی و تولید در فرآیند تعدیلات خارجی، اثر متقابل نرخ ارز و ذخایر بین‌الملل در هموارسازی تعدیلات خارجی طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۶۰ بیان داشتند که بخش زیادی از تعدیلات خارجی با شوک‌های مثبت (منفی) رابطه مبادله همراه می‌شود، و همراهی کامل حساب جاری با تغییرات همزمان قیمتی، در طول یک دوره ۳-۴ ساله رخ می‌دهد. تعدیلات خارجی در وهله اول نشان‌دهنده پاسخ تقاضای داخلی به منافع (زیان) درآمد حاصل از تغییرات رابطه مبادله اشاره دارد که اغلب با واکنش‌های مثبت تولید به تغییرات قیمت تجاری تشدید می‌شود (انعکاس اثر درآمدی در بیشتر تعدیلات، از طریق واردات به جای صادرات و اثر جانشینی محدود)، و این اثر در کشورهای صادرکننده خالص کالا قوی‌تر است. دیگر نتایج نیز نشان‌گر آن بود که با وجود افزایش نوسانات رابطه مبادله در کشورهای درحال توسعه، الگوی تعدیلات برای دوره‌های رکود و رونق رابطه مبادله در کشورهای پیشرفته و درحال توسعه کاملاً متقارن است. به این معنی که تغییرات رابطه مبادله منجر به تغییرات یک به یک در حساب جاری شده است. نرخ ارز انعطاف‌پذیر نیز منجر به تورم و افزایش رابطه مبادله و به دنبال آن افزایش درآمد در طول دوره رونق نسبت به دوره رکود رابطه مبادله می‌شود و با توجه به محدودیت‌های تأمین مالی به هنگام بروز شوک‌های منفی درآمدی و رکود رابطه مبادله، بهره‌گیری از ذخایر بین‌الملل مانع از افزایش کسری حساب جاری خواهد شد.

رودریگز و همکاران (Rodríguez & et al) (۲۰۱۸) به تحقیق در مورد محرک نوسانات اقتصادی در کشور پرو با توجه به موضع و اهمیت رابطه مبادله پرداختند. در تحقیق انجام شده

از مدل خودرگرسیون برداری VAR و داده‌های فصلی در طول دوره ۲۰۱۵:۰۳-۱۹۹۴:۰۳، به منظور دستیابی به هدف مورد نظر استفاده شد. بر اساس شواهد به دست آمده، نوسانات اقتصادی در کشور پرو منتج از دو عامل خارجی (رابطه مبادله) و داخلی (بهره‌وری) بوده است و روند خارجی در مقابل روند داخلی اثری بزرگتر بر سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج عمومی نسبت به مصرف و تولید داشته است و با نظریه سیکل‌های تجاری که نقش سرمایه‌گذاری در جذب نوسانات درآمدی را با بهینه‌یابی تولید و هموارسازی مصرف نمایان می‌سازد، تطابق دارد. به طوری که شوک‌های دائمی رابطه مبادله در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت، منجر به نوسانات اقتصادی بیشتری خواهند شد. در بلندمدت شوک‌های مطلوب (مثبت) رابطه مبادله، سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج عمومی را نسبت به مصرف و تولید بیشتر افزایش می‌دهند و برعکس. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان داد که شوک‌های رابطه مبادله، منبع اصلی نااطمینانی رشد اقتصادی در بلندمدت هستند و با ثابت بودن بهره‌وری و کاهش رابطه مبادله، رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد. شوک‌های گذرا و موقتی رابطه مبادله نیز در کوتاه‌مدت منجر به افزایش نوسانات مصرف و تولید شده و تولید را افزایش می‌دهند. مصرف نیز نسبت به شوک‌های رابطه مبادله کاهش کمتری داشته و با کاهش یا افزایش رابطه مبادله افزایش می‌یابد. به طور کلی در اقتصاد کوچک و باز پرو که بر صادرات مواد خام متمرکز است، سیاست‌های مالی و پولی، به ویژه ایجاد ذخایر بین‌المللی و ذخایر مازاد مالی در دوره رونق تجاری در کنار سیاست‌های ضد دوره‌ای (در صورت لزوم)، منجر به کاهش بی‌ثباتی‌های اقتصادکلان خواهد شد و تنوع بیش‌تر تولیدات داخلی کشور پرو به کاهش نااطمینانی رشد آتی اقتصادی می‌انجامد.

شفیع‌اله و همکاران (Shafiullah & et al) (۲۰۱۸) در بررسی اثر هاربرگر-لارسن-متذلل برای پنج کشور در حال توسعه عضو انجمن همکاری‌های منطقه‌ای آسیای جنوبی (South Asian Association for Regional Cooperation (SAARC)) در طول دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ با استفاده از رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) در دو حالت تابلویی و سری زمانی نشان دادند که شوک‌های مثبت رابطه مبادله در اقتصادهای کوچک منجر به بهبود حساب جاری و شوک‌های منفی منجر به کسری حساب جاری گردیده است. به عبارتی اثر هاربرگر-لارسن-متذلل برای کشورهای بنگلادش، پاکستان، نپال و سریلانکا برقرار بوده اما برای اقتصاد هند به عنوان بزرگترین اقتصاد منطقه جنوب آسیا به علت کسری حساب جاری مزمن و سخت‌گیری در آزادسازی تجاری و اندازه آن صحت ندارد؛ و با آزادسازی تجاری کسری

حساب جاری بهبود یافته و رشد صادرات به ویژه در بخش خدمات افزایش خواهد یافت. علاوه بر آن نتایج نشان داد که آزادسازی اقتصادی و رشد پس‌انداز ملی سبب بهبود تراز حساب جاری در کشورهای بنگلادش، پاکستان، نپال و سریلانکا خواهد شد. بنابراین علاوه بر رابطه مبادله پس‌انداز نیز عامل مهمی در تعیین حساب جاری است.

ریاض و همکاران (Riaz & et al) (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با عنوان "تعیین کننده‌های کلان حساب جاری در کشورهای آسیای جنوبی" به بررسی اثر دارایی‌های خالص خارجی، باز بودن تجاری، نرخ ارز اسمی و درآمد نسبی داخلی در کشورهای هند، پاکستان، بنگلادش و سریلانکا با استفاده از داده‌های ترکیبی از سال ۱۹۸۴-۲۰۱۵ پرداختند. در این مقاله به منظور بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای ذکر شده از مدل VAR و برای بررسی روابط کوتاه‌مدت از مدل VECM استفاده شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت یک رابطه مثبت بین دارایی‌های خالص خارجی، باز بودن تجاری و درآمد نسبی داخلی با تراز تجاری وجود دارد. همچنین نرخ ارز دارای یک رابطه منفی با تراز تجاری اقتصادهای هند، بنگلادش و سریلانکا بوده است؛ اما برای اقتصاد پاکستان این رابطه مثبت است.

حسینی و مهدوی (۱۴۰۲) به بررسی تراز تجاری افغانستان با بزرگترین شرکای تجاری آن با تأکید بر آزمون (پدیده منحنی J) طی بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ پرداختند. در این مطالعه از داده‌های ترکیبی و رویکرد Panel ARDL برای تخمین عوامل قیمتی (نرخ ارز) و درآمدی (درآمد داخلی) برای ۲۱ شریک تجاری افغانستان استفاده شده است. یافته‌های تحقیق در کوتاه‌مدت پدیده منحنی J را مورد تأیید قرار نداد و در بلندمدت عوامل قیمتی نسبت به عوامل درآمدی، تراز تجاری را بیشتر تحت تأثیر قرار داد.

با توجه به مطالعات پیشین، هر دو اثر هاربرگر-لارسن-متدلر و اثر آبستفلد-سنسون-رازین در تراز تجاری ایران مورد آزمون همزمان قرار نگرفته است. از سوی دیگر نوآوری این مطالعه بررسی هر دو اثر با شرکای تجاری ایران در بلندمدت است. تا کنون مطالعه‌ای در این زمینه با استفاده از رویکرد Panel ARDL صورت نگرفته که با توجه به مزایای فراوان این تکنیک، استفاده از آن برای آزمون دو اثر مذکور بسیار حائز اهمیت است.

۳. متدولوژی

این بخش چارچوب نظری تحقیق، مدل تخمین، روش تجزیه و تحلیل و منابع داده‌های تحقیق را مورد بررسی قرار می‌دهد.

۱.۳ مبانی نظری

استری (Ostry) (۱۹۸۸) در تحلیلات خود یک مدل دو دوره‌ای در یک اقتصاد کوچک باز که سه نوع کالای قابل مبادله واردات، قابل مبادله صادراتی و کالای غیر قابل مبادله تولید می‌کند مد نظر قرار داد.

$$C_{x0} + p_{m0}C_{m0} + p_{n0}C_{n0} + (1+r_{x0}-1)\beta_{-1} = \bar{Y}_{x0} + p_{m0}\bar{Y}_{m0} + p_{n0}\bar{Y}_{n0} + \beta_0 \quad (۱)$$

$$C_{x1} + p_{m1}C_{m1} + p_{n1}C_{n1} + (1+r_{x0}-1)\beta_0 = \bar{Y}_{x1} + p_{m1}\bar{Y}_{m1} + p_{n1}\bar{Y}_{n1} \quad (۲)$$

که C_{xt} ، C_{mt} و C_{nt} به ترتیب میزان مصرف کالای قابل مبادله صادراتی، کالای قابل مبادله وارداتی و کالای غیر قابل مبادله را تعیین می‌کند. \bar{Y}_{xt} ، \bar{Y}_{mt} و \bar{Y}_{nt} نیز درآمدهای حاصل از کالای قابل مبادله صادراتی، کالای قابل مبادله وارداتی و کالای غیر قابل مبادله را نشان می‌دهد. همچنین P_{mt} و P_{nt} قیمت کالای قابل مبادله وارداتی و کالای غیر قابل مبادله را بیان می‌کند. β_{-1} میزان بدهی‌های اولیه را نشان می‌دهد که می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. β_0 قرض در طول دوره $t-1$ و t را تداعی می‌کند.

در تحلیلات وی اثرات کلی تغییرات رابطه مبادله بر تراز تجاری به صورت یک اثر مستقیم (اثرگذاری توسط نرخ ارز حقیقی ثابت) و یک اثر غیر مستقیم (از طریق تأثیر بر نرخ ارز حقیقی به واسطه شوک‌های رابطه مبادله که به نوبه خود سبب تغییر در تراز تجاری می‌شود) است و به صورت زیر تبیین می‌شود:

$$\frac{d(TA_c)_0}{d \log p_{m0}} = \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{m0}} + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{nt}} \frac{d \log p_{nt}}{d \log p_{m0}} \quad (۳)$$

$$\frac{d(TA_c)_0}{d \log p_{m1}} = \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{m1}} + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{nt}} \frac{d \log p_{nt}}{d \log p_{m1}} \quad (۴)$$

$$\frac{d(TA_c)_0}{d \log p_m} = \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_m} + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{nt}} \frac{d \log p_{nt}}{d \log p_m} \quad (۵)$$

که $(TA_c)_0$ تراز تجاری مبتنی بر مصرف در دوره صفر است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(TA_c)_0 = (GDP_c)_0 - C_0(\alpha_{c1}, W_{c0}) \quad (۶)$$

$$(GDP_c)_0 = (\bar{Y}_{x0} + p_{m0}\bar{Y}_{m0} + p_{n0}\bar{Y}_{n0}) / P_0(p_{m0} \cdot p_{n0}) \quad (۷)$$

عبارت اول در سمت راست معادلات (۲-۳۷) تا (۲-۳۹) مطابق با اثر مستقیم است، و عبارت درون مجموعه نشان‌دهنده اثرات غیر مستقیم تغییرات رابطه مبادله بر تراز تجاری است. از کسر معادلات (۲-۴۰) و (۲-۴۱) خواهیم داشت:

$$\frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{n0}} = \beta_{n0} [(1 - \mu_{c0}) + \gamma\sigma] C_0 \quad (۸)$$

$$\frac{\partial(TA_c)_0}{\partial \log p_{n1}} = -\beta_1 (\gamma\sigma) C_0 \quad (۹)$$

که μ_{c0} نسبت تولید ناخالص داخلی به هزینه‌های حقیقی در دوره صفر است. همچنین مقداری مثبت است و بزرگتر یا کوچکتر از یک در دوره صفر است و نشان می‌دهد تراز تجاری با مازاد یا کسری مواجه است.

۲.۳ تصریح مدل و داده‌های آماری

این پژوهش سعی بر آن دارد که اثر هابرگر-لارسن-متذلر و آبستفلد-سنسون-رازین را در قالب داده‌های سالانه و مدل پنل در روابط تجاری دوجانبه ایران با شرکای عمده تجاری خود، یعنی چین، امارات متحده عربی، ترکیه، هند، آلمان، سوئیس، کره جنوبی، فرانسه، سنگاپور، برزیل، ژاپن، اسپانیا، مالزی و پاکستان مورد مطالعه قرار دهد. لذا مدل تجربی این پژوهش برگرفته از دو مطالعه قدیمی و اولومولا (۲۰۱۹) و شفیع‌الله و همکاران (۲۰۱۸) است و به صورت زیر قابل بیان است:

$$TB = \beta_0 + \beta_1 \text{LOG}(TOT_{ij}) + \beta_2 \text{LOG}(TOT_{ji}) + \beta_3 \text{LOG}(OILPRICE) + \beta_4 \text{LOG}(GDP) + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

در این مدل، TOT_{ji} برابر با رابطه مبادله هر یک از شرکای تجاری و TOT_{ij} برابر با رابطه مبادله ایران است. با توجه به شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد کوچک و تقریباً باز (رابطه مبادله به صورت درون‌زا تعیین نمی‌شود) رابطه مبادله‌ای مورد استفاده خواهد بود که از یک طرف با متغیرهای دیگر، یعنی تراز تجاری و تولید ناخالص ملی وابستگی کمتری داشته باشد و از طرف دیگر، نشان‌دهنده رابطه مبادله میان کشورها باشد. از این‌رو رابطه مبادله خالص مناسب‌ترین گزینه است. این رابطه را می‌توان به صورت زیر تعریف نمود:

$$TOT = \frac{P_t^x}{P_t^m} \quad (۱۱)$$

آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذکر و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۸۳

که P_t^x به صورت شاخص قیمت کالاهای صادراتی تعریف می‌شود و بیانگر تقاضای خارج برای کالای داخلی است. P_t^m نیز شاخص قیمت کالاهای وارداتی است و برابر با تقاضای اقتصاد داخلی برای کالاهای خارجی است (شمیت گرو و اریب، ۲۰۱۸). همچنین TB تراز تجاری دوجانبه ایران با شرکای تجاری را نشان می‌دهد و به صورت اختلاف ارزش کالاهای صادراتی و 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 و خدمات در کشور در یک دوره زمانی مشخص اشاره دارد که در مطالعه حاضر از نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به هر یک از شرکای تجاری استفاده شده است. عبارت E_t جزء خطاست و از تمام فرضیات استاندارد پیروی می‌کند. همچنین تمام متغیرها به جز تراز تجاری به صورت لگاریتمی بیان می‌شوند.

در این راستا اطلاعات و آمار متغیرهای مورد بررسی برای ایران و شرکای عمده طرف تجاری آن از منابع خارجی گردآوری شده‌اند. داده‌های مربوط به تراز تجاری ایران با شرکای تجاری و رابطه مبادله از صندوق بین‌المللی پول (International Monetary Fund (IMF)) به دست آمده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی از شاخص‌های توسعه جهانی (World Development Indicators (WDI)) و قیمت نفت از سازمان اوپک (Organisation of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)) گرفته شده است. محدوده زمانی مورد بررسی برای هر کدام از متغیرها از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ است و برآورد مدل PanelARDL در نرم‌افزار Stata15 صورت گرفته است. در ادامه به تشریح رویکرد مورد استفاده پرداخته می‌شود.

۳.۳ روش تجزیه و تحلیل

۱.۳.۳ رویکرد Panel ARDL (الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پنلی، کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت)

رویکرد پنل دیتا تلفیقی از داده‌های سری زمانی و مقطعی است که موجب تنوع بیشتری در داده‌ها گردیده است. این امر سبب شده است که رویکرد پنل، خصوصاً در داده‌های خرد اقتصادی، تورش ناشی از بر هم‌فزونی داده‌های خانوار، افراد و بنگاه‌ها که در داده‌های کلان اقتصادی ممکن است ایجاد شود را حذف و یا کاهش دهد. همچنین اطلاعات مدل، درجه آزادی آزمون‌ها و کارایی را افزایش داده، در حالی که همخطی متغیرها را نیز کمتر می‌کند (بیابانی خامنه و همکاران، ۱۳۹۵). مزایای استفاده از این روش نسبت به دیگر روش‌ها، مانند

Panel GMM و یا اثرات ثابت در این است که این برآوردها، برآوردی متناقض از مقدار میانگین و همچنین پارامترها ارائه می‌دهند. اخیراً مدل‌های پنل پویا توجه زیادی از پژوهشگران را به خود جلب کرده است. چرا که در این مدل‌ها، تعداد مشاهدات مقطعی (N) و سری زمانی (T) به نسبت زیاد است. بنابراین استفاده از چنین پنل‌هایی، به ویژه در مطالعات بین کشوری از اهمیتی دو چندان برخوردار است. اکثراً در این گونه مدل‌ها، ضرایب بلندمدت و سرعت تعدیل به سمت بلندمدت، پارامترهای مدل را تشکیل می‌دهند. همان طور که قبلاً بیان شد در مطالعه حاضر ضرایب بلندمدت با استفاده از رویکرد Panel ARDL که توسط پسران، شین و اسمیت (Pesaran, Shin & Smith) (۱۹۹۹) توسعه داده شده است، برآورد می‌شود.

به طور کلی می‌توان بیان داشت که سه نوع مدل در الگوهای پنلی قابل برآورد است:

۱. برآوردکننده اثرات ثابت پویا سستی (Dynamics Fixed effects/ DFE) روش کلاسیکی اثرات ثابت) که بر تلفیق مقاطع اتکا دارد.
۲. برآوردکننده‌های میانگین گروهی (Mean group estimator/MG) که بر میانگین‌گیری از مقاطع اتکا دارد.
۳. برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی، (Pooled Mean group/PMGE) که بر ترکیب تلفیق و میانگین‌گیری از ضرایب اتکا دارد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۰).

۱.۱.۳.۳ برآوردکننده اثرات ثابت پویا (DFE)

برآوردگر DFE ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت را برای تمام مقاطع همگن فرض می‌کند. علاوه بر آن دارای راه‌کارهایی به منظور محاسبه همبستگی درون‌گروهی با خطای استاندارد است (بکبارن و فرانک (Blackburne & Frank)، ۲۰۰۷). بالتاجی، گریفین و اینانگ (Baltagi, Griffin & Xiong) (۲۰۰۰) معتقد هستند که برآوردهای DFE، یکسری معادلات همزمان هستند که بر اساس درون‌زایی بین جزء خطا و وقفه متغیرهای وابسته تعریف می‌شوند (آلام و ماراد (Alam & Murad)، ۲۰۲۰: ۸). پسران و اسمیت (Pesaran & Smith) (۱۹۹۵) نیز بیان داشتند که برآوردهای DFE در نمونه‌های کوچک (بنگاه‌ها) تحت تأثیر ناهمگنی قرار می‌گیرند. از آن جا که در تخمین‌های پنل نمی‌توان مقایسه در طول کشورها را بدون در نظر گرفتن ناهمگنی مقاطع و کشورها انجام داد، پسران و اسمیت (۱۹۹۵) و پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹) دو

آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذلر و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۸۵

برآوردکننده میانگین گروهی و میانگین گروهی تلفیقی را برای رفع ناهمگنی در داده‌های پنل ارائه دادند (مامون و همکاران (Mumun, Sohog & Akhter)، ۲۰۱۳: ۵۷۰).

۲.۱.۳.۳ برآوردکننده میانگین گروهی (MG)

فیچا و کانسک (Feicha & Kunsek) (۲۰۱۴) بیان داشتند که تخمین زنده‌های MG فرض ناهمگنی ضرایب، برای تمامی کشورها و مقاطع را در نظر گرفته و در این‌گونه برآوردگرها اجازه داده می‌شود تا ضرایب بلندمدت در مدل ARDL برای هر کشوری متفاوت باشد.

مدل ARDL برای کشور i به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_i Y_{i,t-1} + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad (12)$$

که در آن $i=1,2,\dots,N$ است.

پارامتر بلندمدت θ_i برای کشور i نیز برابر است با:

$$\theta_i = \frac{\beta_i}{1-\gamma_i} \quad (13)$$

و برآوردگر MG برای مدل پنل به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i \quad (14)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i \quad (15)$$

معادلات فوق نشان می‌دهد که چگونه مدل‌های رگرسیون، ضرایب برای هر کشور و مقطع را برآورد می‌کنند. در روش MG ضرایب در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناهمگن هستند. و شرط لازم برای این روش داشتن سری‌زمانی طولانی است (عبدالقدیر و زرینا (Abdulkadir & Zarinah)، ۲۰۱۳: ۱۲۱).

۳.۱.۳.۳ برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی (PMGE)

برآوردگرهای PMGE وضعیتی بین روش MG (که شیب و عرض از مبدأ برای کشورها متفاوت است) و روش DFE (که در آن شیب و عرض از مبدأ می‌تواند تغییر کند) دارند. در چارچوب مدل $Panel\ ARDL(p, q)$ ، برآوردگرهای PMGE از چندین مزیت نسبت به برآوردگرهای MG برخوردار هستند. اول اینکه اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت همزمان از مدل ARDL برآورد

می‌شود. دوم اینکه عدم آزمون فرضیه در مورد ضرایب بلندمدت برآوردی، به دلیل مشکلات درون‌زایی در روش انگل گرنجر با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده قابل حل است. علاوه بر این مدل PMGE اجازه می‌دهد تا ضرایب کوتاه‌مدت از جمله خطاها، سرعت تعدیل مقادیر تعادلی بلندمدت و واریانس خطا از نظر کشورها ناهمگن باشد. در حالی که ضرایب بلندمدت برای مقاطع و کشورها همگن است. جالب تر اینکه متدولوژی این روش برای زمانی که متغیرها ترکیبی از $I(0)$ و یا $I(1)$ باشند، قابل کاربرد است (فضلی و عباسی) (Fazli & Abbasi, ۲۰۱۸: ۵ و آنواها و همکاران (Onuoha & et al, ۲۰۱۸: ۱۵۲).

تصریح یک مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده $(ARDL(p, q))$ که در آن، $t=1,2,\dots,T$ دوره زمانی و $i=1,2,\dots,N$ تعداد مقاطع و کشورهاست، برای متغیر وابسته Y به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

که $X_{i,t-j}$ بردار $K \times 1$ متغیرهای مستقل برای مقاطع i و μ_i نیز اثرات ثابت است. این مدل را می‌توان به صورت یک معادله تصحیح خطای برداری VECM نوشت:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta_i' X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

که β_i ضرایب بلندمدت و پارامتر θ_i نیز ضریب تصحیح خطاست و سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. مدل PMGE، β را برای تمامی مقاطع یکسان در نظر می‌گیرد:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta' X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

رابطه ECM و پویایی‌ها، در مدل PMGE به صورت جزئی و آزادانه می‌توانند تغییر کنند. تحت برخی فرضیات، برآوردکننده PMGE برای هر دو رگرسیون مانا و نامانا، ثابت و نرمال است. در انتخاب وقفه بهینه برای هر دو مدل MG و PMGE نیاز به انتخاب طول وقفه بهینه برای معادلات هر کشور است. که این انتخاب با استفاده از آماره‌های شوارتز بیزین (SBC) و آکائیک (AIC) صورت می‌پذیرد (فیچا و کانسک (Fei Chu & Kun Sek, ۲۰۱۴: ۹۴۵). قبلاً عنوان شد مدل PMGE ضرایب بلندمدت را برای تمامی کشورها و مقاطع یکسان در نظر می‌گیرد که این امر ممکن است درست نباشد. آزمون هاسمن به مقایسه سه مدل MG، PMGE و DFE می‌پردازد. فرض صفر این آزمون نشان‌دهنده نبود تفاوت و همگن بودن ضرایب در

آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذلر و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۸۷

کوتاه‌مدت بین هر سه مدل است و مدل PMGE پذیرفته می‌شود (آلام و ماراد (Alam & Murad)، ۲۰۲۰: ۸).

۴. یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

در این بخش، نتایج حاصل از تخمین مدل Panel ARDL در روابط تجاری ایران با شرکای خود، پس از انجام آزمون‌های مانایی و هم‌انباشتگی بررسی می‌شود. اولین اقدام در انجام آزمون‌های پنل به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب، انجام مانایی متغیرهاست. آزمون‌های مختلفی در این زمینه وجود دارد که آزمون ریشه واحد لوین و همکاران (Levin & et al) (۲۰۰۲) و آزمون ایم و همکاران (Im & et al) (۲۰۰۳) در مطالعات پنل بیشتر مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به این که با انجام آزمون‌های مانایی ممکن است برخی از متغیرها مانا و برخی دیگر نامانا باشند، قبل از برآورد مدل از آزمون‌های هم‌انباشتگی به منظور برآورد رابطه بلندمدت استفاده می‌شود تا از رگرسیون کاذب جلوگیری شود. در این پژوهش از آزمون کائو (kao) (۱۹۹۹) و آزمون هم‌انباشتگی پدرونی (Pedroni) (۱۹۹۵، ۱۹۹۹، ۲۰۰۴) استفاده می‌شود. پدرونی (۱۹۹۵) هفت آماره مختلف برای آزمون هم‌انباشتگی پنل ارائه کرد که فرض اولیه همگی آن‌ها مبنی بر نبود هم‌انباشتگی است. در صورتی که آماره‌های به دست آمده کمتر از مقادیر بحرانی باشند فرض اولیه رد خواهد شد (بیلدریسی (Bildirici)، ۲۰۱۴: ۷۲۱).

۱.۴ نتایج آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین

در ابتدا به منظور برآورد مدل مورد نظر به انجام آزمون مانایی متغیرها پرداخته می‌شود. زیرا وجود ریشه واحد و نایستایی متغیرها به رگرسیون کاذب منجر می‌شود. بنابراین برای پرهیز از چنین مشکلی آزمون‌های مانایی IPS و LLC به کار گرفته می‌شود. نتایج این دو آزمون در جدول‌های (۱) و (۲) ارائه شده است. بر طبق شواهد موجود هم در آزمون IPS و هم در آزمون LLC، متغیر تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی در سطح مانا بوده و رابطه مبادله و قیمت نفت در تفاضل مرتبه اول ایستا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند		با عرض از مبدأ و روند		وضعیت
	سطح	یکبار تفاضل گیری	سطح	یکبار تفاضل گیری	
TB	-۳/۰۰۲۵***	-۱۵/۰۷۷۸***	-۵/۵۵۵۶***	-۱۵/۱۲۹۷***	I(0)
LOGTOTir	۰/۵۸۹۳	-۱۴/۶۵۸۰***	-۰/۹۲۷۶	-۱۴/۶۶۸۵***	I(1)
LOGTOTsh	۱/۰۰۰۵	-۱۴/۰۸۲۸***	-۰/۹۱۱۲	-۱۴/۱۹۶۴***	I(1)
LOGOILPRICE	-۰/۴۹۳۵	-۱۳/۴۱۰۲***	-۱/۰۷۱۲	-۱۳/۴۱۳۲***	I(1)
LOGGDP	-۳/۹۴۷۶***	-۱۰/۹۴۳۳***	-۹/۰۰۲۰***	-۱۰/۸۸۷۴***	I(0)

منبع: محاسبات تحقیق

۲.۴ نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد IIC

متغیر	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند		وضعیت
	سطح	یکبار تفاضل گیری	سطح	یکبار تفاضل گیری	
TB	-۲/۶۲۵۳***	-۱۴/۱۲۷۸***	-۳/۰۴۹۹***	-۱۱/۳۲۲۲***	I(0)
LOGTOTij	۰/۶۲۰۹	-۹/۳۳۲۰***	-۰/۹۸۴۷	-۶/۸۰۶۰***	I(1)
LOGTOTji	۰/۶۸۲۸	-۹/۵۵۱۶***	-۱/۴۹۶۹	-۷/۰۷۳۲***	I(1)
LOGOILPRICE	-۰/۹۱۹۸	-۱۲/۶۹۳۷***	-۰/۵۲۵۷	-۱۰/۱۹۰۸***	I(1)
LOGGDP	-۳/۳۷۷۷***	-۲۳/۲۵۳۸***	-۷/۲۸۱۰***	-۱۹/۸۸۷۲***	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از دو آزمون مانایی در ادامه به انجام آزمون هم‌انباشتگی و هم‌مجمعی کائو و پدرونی پرداخته می‌شود تا از رگرسیون کاذب جلوگیری کرد.

۳.۴ نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

در این آزمون فرض اولیه نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل و فرض مقابل گویای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است.

آزمون اثر هاریگر-لارسن-متذکر و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۸۹

جدول ۳. آزمون هم‌انباشتگی کائو

	آماره t	احتمال
ADF	-۳/۷۵۱۸	۰/۰۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

بر طبق نتایج فرض اولیه و صفر رد می‌شود و متغیرهای مدل رابطه بلندمدت دارند.

۴.۴ نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

در آزمون پدرونی نیز، همانند آزمون کائو فرض اولیه نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است. همان‌طور که پیش‌تر بیان شد؛ آزمون هم‌جمعی پدرونی، هفت آماره گزارش می‌کند که از بین این هفت آماره، آماره Panel ADF-Statistic بهتر است.

جدول ۴. آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

	آماره t	احتمال
Panel ADF-Statistic	-۴/۳۲۱۴	(۰/۰۰۰۰)
Phillips-Perron	-۳/۴۳۳۲	(۰/۰۰۰۲)

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود بر طبق این آماره و همچنین آماره Phillips-Perron وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد تأیید است و فرض صفر آزمون رد می‌شود. از دو آزمون پدرونی و کائو تنها می‌توان به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پی برد و گفت که رابطه بلندمدت وجود دارد. اما به منظور پی بردن به چگونگی ارتباط بین متغیرها، می‌توان از روشی چون ARDL استفاده نمود. با توجه به این که متغیرهای مدل ترکیبی از $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، استفاده از این روش مناسب است. با توجه به نوع داده‌های موجود از روش Panel ARDL استفاده می‌شود. نتایج تخمین این مدل در ادامه بیان شده است.

۵.۴ نتایج تخمین مدل Panel ARDL

نتایج مربوط به تخمین و برآورد مدل Panel ARDL با توجه به سه روش MG، PMG و DFE در جدول (۵) قابل مشاهده است. مطابق با روش PMG، در بلندمدت متغیر تولید ناخالص داخلی بر تراز تجاری اثری مثبت دارد. همچنین نتایج مربوط به آماره هاسمن ارائه شده است. آزمون هاسمن برتری یک روش نسبت به روش دیگر را نشان می‌دهد. مطابق با آماره آزمون هاسمن مدل PMG بر مدل MG برتری دارد. همچنین با مقایسه دو روش PMG و DFE، آماره کای دو و مقدار احتمال مربوط به آن می‌توان تشخیص داد، که روش PMG بر روش DFE برتری دارد. بنابراین ادامه تحلیل‌ها بر مبنای مدل PMG خواهد بود.

جدول ۵. ضرایب بلندمدت برای ایران با شرکای عمده تجاری

ضرایب بلندمدت	PMG		MG		DFE	
	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
LOGTOTij	۰/۰۰۲۸۰۷۸	۲/۲۹	-۰/۰۰۸۳۰۹۷	-۰/۳۱	-۰/۰۰۰۳۵۴۸	-۰/۰۳
LOGTOTji	۰/۰۰۱۲۰۸۹	۱/۴۶	-۰/۲۳۴۶۰۷۸	-۱/۶۵	-۰/۰۱۸۳۲۴۶	-۳/۵۹
LOGOILPRICE	-۰/۰۰۰۷۱۵	-۲/۸۴	۰/۰۰۲۶۴۵۱	۰/۷۵	۰/۰۰۰۹۹۳۵	۰/۳۸
LOGGDP	۰/۰۰۰۵۶۸۵	۴/۶۰	-۰/۰۰۵۵۳۲۱	-۱/۶۷	-۰/۰۰۳۲۲۹	-۲/۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۶. آزمون هاسمن برای ایران با شرکای عمده تجاری

Hausman test			
مقایسه MG و PMG		مقایسه DFE و PMG	
آماره	احتمال	آماره	احتمال
۵/۹۲	(۰/۲۰۵۴)	۰/۰۰	(۱/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۵) ضریب رابطه مبادله ایران در بلندمدت برابر با ۰/۰۰۲۸۰۷۸ است، که نشان می‌دهد اثر رابطه مبادله بر تراز تجاری مثبت و معنادار است. همچنین نتایج حاصل از تخمین مدل در کوتاه‌مدت نیز در ادامه بیان شده است. ضرایب برآوردی نشان می‌دهد که رابطه

مبادله ایران دارای اثری مثبت بر تراز تجاری است، و بهبود رابطه مبادله منجر به افزایش تراز تجاری خواهد شد. همچنین ضریب تصحیح خطا کاملاً معنادار بوده و نشان می‌دهد که سرعت حرکت به سمت تعادل تقریباً هر ۴ سال است. به عبارتی با دور شدن از تعادل ۴ سال طول می‌کشد تا بتوان به تعادل باز گشت. با دور شدن از مسیر تعادل بلندمدت، در هر سال ۲۵٪ از خطا رفع می‌شود و ۴ سال طول می‌کشد تا به طور کامل خطا رفع شود و به مسیر تعادل بلندمدت رسید و رابطه مبادله اثر بلندمدت خود را بر تراز تجاری نشان دهد.

جدول ۷. ضرایب کوتاه‌مدت برای ایران با شرکای عمده تجاری ایران

ضرایب کوتاه‌مدت	PMG		MG		DFE	
	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
COINTEQ01	-۰/۲۵۹۲۷۲۶***	-۵/۲۸	-۰/۵۴۵۳۲۷۴***	-۹/۸۸	-۰/۱۸۵۶۷۴***	-۶/۶۸
D(LogTOTij (-1))	-۰/۰۰۸۷۵۴۵	-۰/۴۶	۰/۰۰۳۵۲۳۹	۰/۲۰	۰/۰۰۷۰۰۵۴	۱/۰۵
D(LogTOTij (-2))	۰/۰۰۷۳۹۸۳***	۴/۵۲	-۰/۰۰۰۶۸۱۹	-۰/۱۲	۰/۰۰۶۷۸۸۱***	۲/۹۲
D(LogTOTij)	-۰/۲۱۲۰۴۸۱***	-۳/۳۹	-۰/۰۹۶۵۸۳۵	-۱/۶۰	-۰/۰۱۲۷۳۷***	-۵/۵۶
D(LogOilprice (-1))	۰/۰۰۱۱۴۸۵**	۲/۳۱	-۰/۰۰۱۵۳۹۵	-۰/۷۸	-۰/۰۰۰۱۱۶۶	-۰/۱۴
D(LogOilprice (-2))	-۰/۰۰۱۳۴۱۳***	-۳/۸۷	۰/۰۰۰۰۵۰۹	۰/۰۶	-۰/۰۰۱۱۸۹۴***	-۳/۴۶
D(LogGDP)	-۰/۰۰۱۹۳۷۸***	-۲/۵۸	-۰/۰۰۰۴۰۶۶	-۰/۵۹	-۰/۰۰۲۰۲۴۲***	-۲/۹۷
Constant	۰/۰۰۰۱۸۲۹*	۱/۸۷	۰/۶۱۰۲۴۱۷*	۱/۷۹	-۰/۰۰۱۷۰۷۴	-۰/۲۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج مربوط به تخمین مدل PMG برای تمام مقاطع در جدول (۸) قابل مشاهده است. به طور کلی نتایج حاصل از تخمین مدل PMG نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت رابطه مبادله ایران دارای اثری مثبت بر تراز تجاری است در حالی که رابطه مبادله شرکای تجاری اثری منفی بر تراز تجاری دارد. همچنین در بلندمدت رابطه مبادله ایران اثری مثبت و معنادار بر تراز تجاری دارد اما اثر رابطه مبادله شرکا بر تراز تجاری منفی و بی‌معنا است. ضریب قیمت نفت نیز در مجموع و در کوتاه‌مدت برابر با $-۰/۰۰۰۱۹۲۸$ است و حاکی از آن است که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارای اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری است. تولید ناخالص داخلی نیز در کوتاه‌مدت اثری منفی و معنادار و در بلندمدت اثری مثبت و معنادار بر تراز تجاری دارد.

جدول ۸. نتایج حاصل از تخمین مدل PMG برای ایران با شرکای عمده تجاری ایران

کشور	چین	امارات متحده عربی	ترکیه	هند	آلمان	سوئیس	کره جنوبی	ایتالیا
COINTEQ01 Z آماره	-۰/۰۷۰۸۳۷۶ -۰/۰۶۳	-۰/۰۷۲۲۱۵۸ -۱/۴۸	-۰/۰۳۳۳۹*** -۲/۶۸	-۰/۰۲۷۳۳*** -۲/۷۴	-۰/۰۱۷۱۷۹۶ -۰/۲۵	-۰/۰۳۲۱*** -۳/۶۱	-۰/۰۱۲۸۱*** -۳/۰۲	-۰/۰۸۷۱۳*** -۶/۲۵
D(LogIOIij(-1)) Z آماره	۰/۰۰۰۵۵۷۴ ۰/۱۲	-۰/۰۰۵۹۱۸۸ -۰/۱۹	-۰/۰۱۴۱۸۹۴ -۰/۰۹	-۰/۰۳۱۱۹۷۱ -۱/۳۳	-۰/۰۶۴۶۲۵۷ -۱/۵۵	-۰/۰۷۸۱۹*** -۴/۲۸	۲/۷۴	-۰/۰۰۱۳۰۲۶ -۰/۸۰
D(LogIOIij(-2)) Z آماره	۰/۰۰۰۹۰۹۴ ۰/۳۴	۰/۰۱۷۳۰۸۵ ۱/۰۶	۰/۰۰۷۸۵۵۵° ۱/۸۶	۰/۰۱۷۶۱۹۹** ۲/۰۹	۰/۰۰۷۸۹۳۱ ۰/۵۲	۰/۰۱۱۲۷۵۴ ۱/۵۲	۰/۰۱۲۵۰۷۱ ۱/۲۸	۰/۰۰۱۸۹۲۶° ۱/۹۴
LogTOIij Z آماره	۰/۰۱۸۱۷۸۲ ۱/۱۷	-۰/۰۶۳۴۹۹۹۶*** -۳/۳۹	-۰/۰۵۹۹۰۵۱ -۰/۶۱	-۰/۰۸۴۳۱۴ -۰/۵۲	-۰/۰۴۹۰۸۱۱۲*** -۲/۱۶	-۰/۰۴۴۱۴۱*** -۵/۰۰	-۰/۰۶۴۷۵۴۳۶*** -۵/۷۸	۰/۰۰۱۶۵۶۸ ۱/۳۹
D(LogOilprice(-1)) Z آماره	۰/۰۰۰۲۴۱۵ ۰/۳۴	۰/۰۰۱۵۴۰۹ ۰/۳۳	۰/۰۰۱۸۳۸۶ ۱/۵۷	۰/۰۰۳۱۳۱ ۱/۳۶	۰/۰۰۱۵۴۵۵ ۰/۳۷	۰/۰۰۵۹۲۸۷*** ۲/۸۲	۰/۰۰۰۲۵۶۶ ۰/۰۹	۰/۰۰۰۴۷۸۵° ۱/۸۰
D(LogOilprice(-2)) Z آماره	-۰/۰۰۰۱۶۹۷ -۰/۳۶	-۰/۰۰۴۷۷۰۰۴ -۱/۶۳	-۰/۰۰۱۱۱۹۱ -۱/۴۵	-۰/۰۰۲۴۹۸۲* -۱/۶۴	-۰/۰۰۱۹۹۴۴ -۰/۸۵	-۰/۰۰۱۳۴۵۵ -۰/۹۲	-۰/۰۰۱۰۲۸۹ -۰/۵۹	-۰/۰۰۰۵۰۳۶*** -۲/۸۱
LogGDP Z آماره	-۰/۰۰۰۱۲۳۴ -۰/۲۱	-۰/۰۰۷۰۶۶۹ -۱/۶۳	-۰/۰۰۴۰۵۴ -۰/۳۴	-۰/۰۰۶۰۳*** -۲/۶۱	-۰/۰۰۱۵۱۰۳ -۰/۳۷	۰/۰۰۱۰۰۹۲ ۰/۵۰	-۰/۰۰۳۳۱ -۱/۲۰	-۰/۰۰۰۱۹۹۱ -۰/۸۹
Constant Z آماره	۰/۰۰۰۰۱۲ ۰/۰۵	۰/۰۰۰۰۴۵۵ ۰/۰۹	۰/۰۰۰۴۰۵۴ ۰/۳۹	-۰/۰۰۰۶۳۸۳ -۰/۳۳	۰/۰۰۰۰۲۵ ۰/۸۱	۰/۰۰۰۶۶۶۱ ۰/۵۹	۰/۰۰۰۸۵۰۵ ۱/۴۴	-۰/۰۰۰۰۱۸۳۳ -۰/۰۷

کشور	فرانسه	سنگاپور	برزیل	ژاپن	اسپانیا	مالزی	پاکستان
COINTEQ01 Z آماره	-۰/۴۷۸*** -۲/۸۷	-۰/۲۶۱۹*** -۳/۶۲	-۰/۳۶۱۴** -۲/۲۱	-۰/۳۶۵۹*** -۳/۶۷	-۰/۱۵۵۶۲ -۱/۵۱	-۰/۲۶۵۶۹** -۲/۴۲	-۰/۸۰۴۲۴۱ -۱/۲۹
D(LogTOTIj(-1)) Z آماره	۰/۰۰۲۱۸۳۳ ۰/۶۲	-۰/۰۴۱۹۲۸۴*** -۲/۸۷	۰/۰۰۶۸۲۸۴ ۰/۳۰	-۰/۰۵۲۵۰۶۴*** -۳/۱۲	۰/۰۰۰۷۴۷۶ ۰/۰۳	-۰/۰۱۷۸۱۶۱ -۰/۶۲	۰/۳۵۲۰۸۷ ۱/۵۷
D(LogTOTIj(-2)) Z آماره	۰/۰۰۱۵۱۵۶ ۰/۹۵	-۰/۰۰۱۳۲۷۴ -۰/۲۲	۰/۰۰۱۷۲۱۵ ۰/۵۰	۰/۰۰۱۳۱۲۰** ۱/۹۶	۰/۰۱۲۲۴۴* ۱/۸۸	۰/۰۰۵۲۷۱۲ ۰/۴۴	۰/۰۰۰۹۶۹ ۰/۰۵
LogTOTij Z آماره	۰/۰۰۱۰۸۷۳۶ ۰/۷۷	-۰/۱۵۱۷۹۶۱*** -۵/۵۲	۰/۰۳۳۹۷۰۳ ۰/۶۷	-۰/۰۶۲۵۶۶*** -۳/۶۱	۰/۰۱۵۳۱۵۶ ۰/۰۶	-۰/۰۳۳۳۵۴۷۷*** -۲/۶۰	-۰/۸۵۳۸۱۹ -۱/۶۲
D(LogOilprices(-1)) Z آماره	۰/۰۰۰۰۶۳۴ ۰/۱۴	۰/۰۰۰۰۵۳۹۱ ۰/۳۰	۰/۰۰۱۱۶۸۳ ۱/۰۹	۰/۰۰۳۳۳۷۴* ۱/۸۵	۰/۰۰۰۱۷۸۶ ۰/۰۹	-۰/۰۰۱۵۹۰۲ -۰/۲۵	-۰/۰۰۱۵۳۰۵ -۰/۲۸
D(LogOilprices(-2)) Z آماره	-۰/۰۰۰۰۲۶۲۷ -۰/۹۲	۰/۰۰۰۰۷۹۵۵ ۰/۸۳	-۰/۰۰۰۰۳۳۴۷ -۰/۳۷	-۰/۰۰۰۰۴۹۳۹ -۱/۲۵	-۰/۰۰۱۹۷۶۵ -۱/۵۶	-۰/۰۰۰۸۹۳۶ -۰/۴۱	-۰/۰۰۲۷۳۳۹ -۰/۷۲
LogGDP Z آماره	-۰/۰۰۰۰۱۹۸۸ -۰/۴۴	۰/۰۰۲۴۸۰۴ ۱/۵۰	۰/۰۰۱۰۱۵۷ ۱/۰۱	-۰/۰۰۰۰۷۷۴ -۰/۴۲	-۰/۰۰۰۳۸*** -۲/۰۷	-۰/۰۰۰۵۴۲۸* -۱/۸۸	-۰/۰۰۰۴۶۳۰۱ -۱/۰۴
Constant Z آماره	-۰/۰۰۰۰۱۰۳۲ -۰/۰۷	۰/۰۰۰۰۴۸۹۵ ۰/۵۲	-۰/۰۰۰۰۰۰۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۳۱۶ ۰/۴۲	-۰/۰۰۰۰۰۵۳۳ -۰/۱۰	۰/۰۰۰۰۳۷۰۵ ۰/۴۴	-۰/۰۰۰۰۴۵۵۳ -۰/۹۴

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج مندرج در جدول (۸) تأثیر رابطه مبادله ایران و هر یک از شرکای تجاری ترکیه، هند، سوئیس، کره جنوبی، ایتالیا، فرانسه، سنگاپور، برزیل، ژاپن و مالزی بر تراز تجاری دو جانبه ایران در کوتاه‌مدت متفاوت بوده است. بر اساس نتایج حاصل شده ضریب رابطه مبادله ایران با دو وقفه در تجارت دوجانبه خود با کشور ترکیه برابر با $0/078555$ است، و نشان می‌دهد که اگر یک درصد رابطه مبادله ایران افزایش یابد، تراز تجاری دوجانبه به اندازه $0/078555$ واحد افزایش می‌یابد. بنابراین تأثیر رابطه مبادله ایران بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است، و این نتیجه حاصل می‌شود که اثر هاربرگر-لارسن-متذللر (HLM) در کوتاه‌مدت و برای روابط تجاری دو جانبه کشور ایران با ترکیه برقرار است. به عبارتی افزایش رابطه مبادله ایران در کوتاه‌مدت منجر به بهبود تراز تجاری دوجانبه ایران با ترکیه خواهد شد. از طرفی ضریب رابطه مبادله کشور ترکیه برابر با $0/0599051$ است که نشان‌دهنده این است که با افزایش یک درصد رابطه مبادله کشور ترکیه تراز تجاری دوجانبه به میزان $0/0599051$ واحد کاهش می‌یابد. از این رو تأثیر رابطه مبادله ترکیه بر تراز تجاری دوجانبه در کوتاه‌مدت منفی و بی‌معنا است.

ضریب رابطه مبادله ایران در روابط تجاری با کشور هند، در وقفه دوم برابر با $0/0174199$ است و نشان می‌دهد افزایش یک درصد رابطه مبادله منجر به افزایش تراز تجاری دوجانبه به اندازه $0/0174199$ واحد می‌شود. همچنین مقدار ضریب رابطه مبادله کشور هند برابر با $0/084314$ - بی‌معنا است. بنابراین، در پی افزایش صادرات ایران به کشور نام‌برده، تراز تجاری کشور ایران بهبود می‌یابد و شواهد دلالت بر این دارد که اثر HLM در کوتاه‌مدت و برای روابط تجاری دو جانبه کشور ایران با هند برقرار است. به عبارتی افزایش رابطه مبادله ایران در کوتاه‌مدت منجر به بهبود تراز تجاری خواهد شد. علاوه بر این قیمت نفت و نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به هند نیز با کاهش تراز تجاری دوجانبه همراه بوده است. به این مفهوم که با افزایش یک درصدی قیمت نفت و نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به هند، تراز تجاری دوجانبه به اندازه $0/024982$ - و $0/060383$ - واحد کاهش یافته است.

ضریب رابطه مبادله ایران در تجارت دوجانبه خود با کشور سوئیس در وقفه اول معنادار و در وقفه دوم برابر با $0/0112754$ است و نشان می‌دهد با افزایش یک درصد رابطه مبادله ایران تراز تجاری به میزان $0/0112754$ واحد افزایش می‌یابد. اما این اثر معنادار نیست. از طرفی افزایش یک درصد رابطه مبادله کشور سوئیس تراز تجاری را به اندازه $0/4414143$ - واحد کاهش می‌دهد. بنابراین بر طبق شواهد مندرج در جدول (۸) رابطه مبادله کشور سوئیس اثری

آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذلل و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۹۵

منفی و معنادار بر تراز تجاری دوجانبه دارد. همچنین افزایش یک درصد قیمت نفت منجر به افزایش تراز تجاری به میزان $0/0059287$ در وقفه اول می‌شود. اما در وقفه دوم اثر معناداری بر تراز تجاری ندارد.

همچنین مشاهدات دلالت بر این دارد که با افزایش یک درصد رابطه مبادله ایران، تراز تجاری دوجانبه ایران با کره جنوبی به میزان $0/0125071$ افزایش می‌یابد. بنابراین رابطه مبادله ایران در وقفه دوم اثری مثبت بر تراز تجاری دارد، اما این اثر معنادار نیست. در حالی که این اثر برای وقفه اول معنی‌دار است و بهبود یک درصد رابطه مبادله در سال قبل منجر به تخریب تراز تجاری در حد $0/0675622$ - واحد می‌شود. از طرفی با افزایش یک درصد رابطه مبادله کره جنوبی، تراز تجاری دوجانبه به میزان $0/6475436$ - کاهش می‌یابد. از این رو اثر هاربرگر-لارسن-متذلل در کوتاه‌مدت برقرار نیست.

ضریب رابطه مبادله ایران در ارتباط تجاری با کشور ایتالیا در وقفه دوم برابر با $0/0018926$ و ضریب رابطه مبادله کشور ایتالیا برابر با $0/0016568$ است. بنابراین با افزایش یک درصد رابطه مبادله ایران و ایتالیا تراز تجاری دوجانبه به اندازه $0/0018926$ و $0/0016568$ واحد افزایش می‌یابد. بر اساس شواهد موجود رابطه مبادله ایران تراز تجاری دوجانبه را بیشتر تحت تأثیر قرار داده است. رابطه مبادله ایران دارای اثری مثبت و معنادار بر تراز تجاری است. به این معنی که با افزایش رابطه مبادله در کوتاه‌مدت تراز تجاری بهبود می‌یابد و اثر هاربرگر-لارسن متذلل برقرار است. این در حالی است که رابطه مبادله ایتالیا اثری مثبت بر تراز تجاری دارد اما این اثر معنادار نیست. علاوه بر این ضریب قیمت نفت در دومین وقفه برابر با $0/0005036$ - است که بیان‌گر این است که افزایش یک درصد قیمت نفت، تراز تجاری به اندازه $0/0005036$ - کاهش می‌دهد. در روابط تجاری کشور ایران با فرانسه افزایش یک درصد رابطه مبادله ایران و فرانسه منجر به افزایش تراز تجاری دوجانبه به اندازه $0/0015156$ و $0/0018736$ واحد می‌شود. به طوری که اثر رابطه مبادله بر تراز تجاری مثبت است، اما معنادار نیست.

بر اساس شواهد موجود ضریب رابطه مبادله ایران در تجارت با کشور سنگاپور در وقفه اول برابر با $0/0419284$ - است، که معنادار است و تراز تجاری را به صورت منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عبارتی با افزایش یک درصد رابطه مبادله ایران تراز تجاری دوجانبه به میزان $0/0419284$ - کاهش می‌یابد. همچنین ضریب رابطه مبادله کشور سنگاپور در تفاضل مرتبه دوم برابر با $0/0013274$ - است که معنادار نیست. افزایش رابطه مبادله کشور سنگاپور نیز تراز تجاری را به اندازه $0/1517961$ - کاهش می‌دهد و از نظر آماری معنادار است.

در روابط تجاری ایران با کشور برزیل تمام متغیرها به جز وقفه دوم قیمت نفت اثری مثبت بر تراز تجاری دارند اما این اثر معنادار نیست. با بهبود یک درصد رابطه مبادله ایران در روابط تجاری با کشور ژاپن در تفاضل مرتبه اول، تراز تجاری $0/0535064$ - واحد تخریب می‌شود. از طرفی در تفاضل مرتبه دوم با بهبود یک درصد رابطه مبادله ایران، تراز تجاری به میزان $0/01312$ بهبود می‌یابد. بنابراین طبق شواهد موجود رابطه مبادله در تفاضل مرتبه دوم و در کوتاه‌مدت اثری مثبت بر تراز تجاری گذاشته است که کاملاً معنادار است و مطابق با اثر HLM است. در برداشتی کلی می‌توان بیان کرد که مجموع ضرایب رابطه مبادله ایران برابر با $0/0403864$ - است که نشان از اثرگذاری منفی رابطه مبادله بر تراز تجاری دوجانبه دارد. از سویی دیگر رابطه مبادله کشور ژاپن اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری دارد. به این معنی که افزایش یک درصد رابطه مبادله کشور ژاپن منجر به کاهش تراز تجاری به اندازه $0/262566$ - واحد می‌شود. همچنین با بهبود یک درصد قیمت نفت در تفاضل مرتبه اول، تراز تجاری به میزان $0/0034374$ واحد افزایش می‌یابد.

ضریب رابطه مبادله ایران در تجارت با کشور مالزی معنادار نیست. در حالی که ضریب رابطه مبادله مالزی برابر با $0/3335477$ - است و نشان می‌دهد با افزایش رابطه مبادله مالزی تراز تجاری به اندازه $0/3335477$ - کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش یک درصد تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری به میزان $0/005428$ - کاهش می‌یابد.

به طور کلی آنچه از تمام شواهد حاصل می‌شود آن است که اثر HLM در روابط دو جانبه ایران با کشورهای ایتالیا، هند و ترکیه برقرار بوده است و با بهبود رابطه مبادله تراز تجاری بهبود پیدا کرده است. این در حالی است که تأثیر رابطه مبادله بر تراز تجاری دوجانبه ایران با کشورهای ژاپن، سنگاپور، کره جنوبی و سوئیس منفی ارزیابی شده است و با بهبود رابطه مبادله، تراز تجاری در کوتاه‌مدت تخریب می‌شود و اثر HLM مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. در روابط تجاری ایران با این کشورها، وجود منحنی S و منحنی J مورد تأیید قرار می‌گیرد. زیرا با بهبود رابطه مبادله، تراز تجاری در کوتاه‌مدت تخریب و در بلندمدت بهبود می‌یابد. همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد با بهبود رابطه مبادله، در بلندمدت تراز تجاری بهبود یافته است که خود تأییدی بر اثر آبهستفلد-سنسون-رازین است.

۵. نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف تأثیر رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران با شرکای عمده طرف تجاری با استفاده از رویکرد Panel ARDL مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده برای این پژوهش در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۸ برای ۱۵ شریک تجاری ایران به صورت سالانه گردآوری شده است. در روش Panel ARDL مانایی متغیرها بر اساس آزمون‌های IPS و LLC مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از انجام آزمون مانایی نشان داد که متغیرهای مورد بررسی به جز تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی در تفاضل مرتبه اول مانا شدند. لذا به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب به انجام آزمون هم‌انباشتگی کائو و پدرونی پرداخته شد. این آزمون‌ها وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را نشان دادند. سپس به منظور برآورد رابطه بلندمدت از سه روش PMGE، MG و DFE استفاده شد. سپس آزمون هاسمن به منظور برآورد مدل کارا تر انجام شد. نتایج حاصل از آزمون هاسمن نشان داد که مدل PMGE بر مدل‌های دیگر برتری دارد. بنابراین در ادامه بحث به تحلیل نتایج بر اساس مدل PMGE پرداخته شد. نتایج حاصل از این مدل نشان داد که بهبود رابطه مبادله ایران منجر به بهبود تراز تجاری در کوتاه‌مدت می‌شود. همچنین بهبود رابطه مبادله بر تراز تجاری در بلندمدت نیز مؤثر است. ضریب رابطه مبادله ایران در کوتاه مدت برابر با $0/0073983$ گزارش شد که ارتباط مثبت رابطه مبادله ایران بر تراز تجاری را نشان داد و ضریب رابطه مبادله شرکا $0/2120481$ - گزارش شد و رابطه‌ای منفی با تراز تجاری را نمایان کرد. در بلندمدت نیز مقدار ضریب رابطه مبادله ایران برابر با $0/0028078$ و رابطه مبادله شرکا برابر با $0/0012089$ برآورد گردید. اثر رابطه مبادله ایران بر تراز تجاری در بلندمدت مثبت و معنادار و اثر رابطه مبادله شرکا بر تراز تجاری معنی‌دار حاصل نشد. لذا فرضیه این پژوهش مبنی بر ارتباط مثبت رابطه مبادله و تراز تجاری مورد تأیید قرار می‌گیرد و اثر هاربرگر-لارسن-متذلر در اقتصاد ایران برقرار است. این در حالی است که افزایش قیمت کالاهای وارداتی منجر به کاهش تراز تجاری دوجانبه ایران با شریک تجاری خود می‌شود. بنابراین با بهبود رابطه مبادله شریک تجاری، تراز تجاری دوجانبه ایران تخریب می‌شود.

ضریب قیمت نفت نیز در مجموع و در کوتاه‌مدت برابر با $0/0001928$ - و در بلندمدت $0/000715$ - گزارش شد و نشان داد هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت قیمت نفت اثری منفی و معنادار بر تراز تجاری داشته است. به نحوی که با افزایش قیمت نفت، تقاضا برای خرید نفت و درآمدهای نفتی کاهش یافته است و این امر به کسری تجاری منجر شده است. نسبت تولید ناخالص داخلی به شریک تجاری نیز در کوتاه‌مدت اثری منفی و معنادار و در

بلندمدت اثری مثبت و معنادار بر تراز تجاری بر جای گذاشت. به بیانی دیگر افزایش نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به شریک تجاری در بلندمدت باعث بهبود تراز تجاری دوجانبه به میزان ۰/۰۰۰۵۶۸۵ شد.

ایران در گروه کشورهای در حال توسعه قرار دارد و به صادرات کالاهای اولیه و مواد خام و یا واردات کالاهای نهایی می‌پردازد و افزایش قیمت این کالاها سبب کاهش تراز تجاری کشور می‌گردد. از این روی، کاهش اثر تغییرات رابطه مبادله و قیمت نفت بر اقتصاد ایران (کاهش وابستگی به صادرات نفت خام با تنوع‌سازی در صادرات کالاهای نفتی)، بهره‌وری افزایش می‌یابد و با افزایش صادرات، 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 سستی به کالاهای صنعتی ارتقا می‌دهد. همچنین سبب کاهش وابستگی به کالاهای خارجی در شرایط تحریم‌های اقتصادی می‌شود. بنابراین با تنوع‌سازی در صادرات، می‌توان پیشرفت داشت و تراز تجاری را بهبود بخشید. همچنین با افزایش مراودات با کشورها و بهبود رابطه مبادله کشور، می‌توان منابع را از بخش ناکارا به بخش کارا تخصیص داده و با افزایش تولید و صادرات، تراز تجاری را بهبود بخشید.

از طرفی دیگر اقتصاد ایران، اقتصادی کوچک و قیمت‌پذیر است. لذا با افزایش تغییرات رابطه مبادله دچار نوسان می‌شود، که خود عامل اصلی بی‌ثباتی‌های اقتصادی است. بنابراین لازم است چنین کشورهایی بی‌ثباتی رابطه مبادله و تغییرات آن را در حد مشخصی حفظ کنند. بدین سبب نیاز است تا سیاست‌گذاران سیاستی را اتخاذ کنند تا تولید در اقتصاد افزایش یابد و ثبات اقتصادی را که می‌تواند متضمن رشد اقتصادی باشد، تضمین کنند. در حقیقت بهبود عملکرد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و مقابله با بی‌ثباتی‌های اقتصادی، مستلزم شناخت عوامل ساختاری مؤثر بر رابطه مبادله است.

کتاب‌نامه

- احمدزاده، عزیز، ناصری، حمید و سرخوش سرا، علی. (۱۴۰۲). چالش‌های صادرات غیرنفتی ایران با تاکید بر بازار کشورهای همسایه. بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۱۰(۲۰)، ۳۹-۷۹.
- افشاری، زهرا و صادقی، سمیه. (۱۳۸۹). اثر تکانه‌های رابطه مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو اوپک. مطالعات اقتصاد بین‌الملل، ۲۱(۲)، ۶۳-۸۰.

آزمون اثر هاربرگر-لارسن-متذلر و ... (مسلم انصاری نسب و عصمت زینلی) ۹۹

بیابانی خامنه، سعید خزائی، کاظم، و شعبانی، وحید. (۱۳۹۵). اقتصادسنجی کاربردی، انتشارات ناقوس، چاپ اول.

تحصیلی، حسن. (۱۳۹۲). بررسی اثر هاربرگر، لارسن و متذلر در اقتصاد ایران با استفاده از روش ARDL. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۴(۱۳)، ۱۴۷-۱۶۸.

چابکرو، غلامرضا، علی، حسین صمدی و مصفا، وحید. (۱۳۸۹). تأثیر تکانه‌های رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران. مجله مطالعات اقتصادی، ۱(۲)، ۱۴۱-۱۱۵.

حسینی، عاطفه و مهدوی، ابوالقاسم. (۱۴۰۲). بررسی تراز تجاری افغانستان با بزرگترین شرکای تجاری آن با تأکید بر آزمون (پدیده منحنی J). اقتصاد باثبات، ۴(۱)، ۱۱۵-۱۲۹.

دارابی، هادی، ابراهیمی، محسن و عباسیان، عزت‌الله. (۱۳۹۰). بررسی تأثیرات رابطه مبادله و نوسانات آن بر رشد اقتصادی: مطالعه کشورهای G7 و D8. دانشگاه بو علی سینا.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و بازرگان، بهاره. (۱۳۹۵). بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۶(۱): ۹۴-۷۳.

محمدی، فرزانه، سبحانی، بهرام، اکبری، نعمت‌اله و عصار، عباس. (۱۳۹۶). اثر طول عمر و سالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در چارچوب یک الگوی ARDL Panel. نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی، ۹(۱۸)، ۱-۲۰.

مهرآرا، محسن و مرادی، مهدی. (۱۳۸۷). بررسی تأثیرات کسری بودجه، نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای صادرکننده نفت عضو (OPEC). فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۴۷، ۱۶۷-۱۴۱.

هرورانی، حسین و فراهانی فرد، سعید. (۱۴۰۰). آسیب شناسی موافقتنامه‌های ترجیحی، بازرگانی و گمرکی در تجارت خارجی کشور. بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۱۶، ۳۳۵-۳۶۵.

Abdulkadir, A., & Zarinah, Y. (2013). Priceceiding-Kuala Lumpur international Business, economics and law conference, 2, 118-135.

Adler, G., Magud, N. E., & Werner, A.. (2018). Terms-of-trade cycles and external adjustment. *International Review of Economics & Finance*, 54, 103-122.

Aguiar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of political Economy*, 115(1), 69-102.

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.

Alam, M., & Murad, W. (2020). The Impact Economic Groth, Trade Opennes and technological Progress on rewevable energy Use in Organization for Economic Co- Operation and development countries. *Renewable Energy*, 145, 382-390.

- Backus, D. K. (1993). Interpreting comovements in the trade balance and the terms of trade. *Journal of International Economics*, 34(3-4), 375-387.
- Baltagi, B. H., Griffin, J. M., & Xiong, W. (2000). To pool or not to pool: homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand, *Rev. Econ. Stat.* 82 (1), 117-126.
- Baxter, M. & Kouparitsas, M. (2000). What causes fluctuations in the terms of trade? (No. W 7462). National bureau of economic research.
- Bildirici, M. (2014). Relationship between biomass energy and economic growth in transition countries: Panel ARDL approach. *GCB Bioenergy*, 6(6), 717-726.
- Blackburne, E.F., & M.W. Frank. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels, *STATA J.* 7 (2), 197-208.
- Cambazoğlu, B., & Karaalp, H.S. (2012). Trends in Turkey's terms of trade from 1982 to 2011. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 58, 1228-1238.
- Carbaugh, R. (2013). Contemporary economics: An applications approach. International economics, 14th edition, Central Washington University.
- Cashin, P. (1998). Terms of trade shocks and the current account. IMF working paper WP/98/177.
- Chia, W. M., & Alba, J. D. (2005). Terms-of-trade Shocks and the Current Account. *Journal of Economic Integration*, 789-808.
- Corden, M.W., & Neary, P.J. (1982). Booming Sector and Deindustrialization in a Small Open Economy, *Economic Journal*, 92, 825-848.
- Day, A. C. (1954). Relative prices, expenditure and the trade balance: a note. *Economica*, 21(81), 64-69.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67(3), 297-308.
- Erten, B. (2011). North-South terms-of-trade trends from 1960 to 2006. *International Review of Applied Economics*, 25(2), 171-184.
- Ezema, B. L. (2012). Effectiveness of Policy Responses to Terms of Trade Shocks in Selected African Countries. *International Journal of Business and Management*, 7(8), 88-101.
- Fazli, p., & Abbasi, E. (2018). Analysis of the Validity of Kuznets curve of Energy intensity among D-8 Countries: Panel-ARDL Approach. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 81, 1-12.
- Feicha, G., & Kunsek, S. (2014). Investigating The Relationship between Inflation and Growth: evidence from Panel ARDL Models. *AIP Conference Proceeding*. 943-948.
- Gandolfo, G. (2016). The Balance of Payments. *International Finance and Open-Economy Macroeconomics* (pp. 67-83). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Harberger, A. C. (1950) Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade, *Journal of Political Economy*, 58, 47-60.

- Idrisov, G., Ponomarev, Y., & Sinelnikov-Murylev, S. (2016). Terms of trade and Russian economic development. *Russian Journal of Economics*, 2(3), 279-301.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115, 53-74.
- International Monetary Fund. (2019). Direction of trade statistics.
- Ikeda, A. (2017). Trade balance volatility and consumption structures in small open economies. *Economics Letters*, 156, 114-117.
- Jawaid, S. T., & Waheed. A. (2011). Effects of Terms of Trade and its Volatility on Economic Growth: A Cross Country Empirical Investigation. *Transition Studies Review*, 18(2), 217-229.
- Kent, C. (1997). The Responses of the Current Account to Terms of Trade Shocks: A Panel- Data Study. *Economics Research Department*, Reserve Bank of Australia.
- Kilian, L., & Hicks, B. (2013). Did unexpectedly strong economic growth cause the oil price shock of 2003-2008? *Journal of Forecast.* 32 (5), 385-394.
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: 'How much do world prices matter', *Journal of International Economics*, 56, 299 - 327.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Loser, C. (2013). Commodity Terms of Trade in Emerging Markets: A Fragile Blessing. *Global Journal of Emerging Market Economics*, 5(2), 99-115.
- Love, P., & Lattimore, R. G. (2009). International trade: Free, fair and open?, OECD Insights, OECD , Paris.
- Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36(1), 101-137.
- Mondragon Minero, J. (2019). Essays on terms of trade.
- Mumun, A., Sohog, k. & Akhter, A. (2013). A Dynanamic Panel Analysis of The Financial Determinants of Csr in Bangladeshi Banking Industry. *Asian Economic and Financial Review*, 3(5), 560-578.
- Murshed, M. (2018). The Harberger-Laursen-Metzler Effect and Dutch Disease Problem: Evidence from South and Southeast Asia. *Journal of Accounting, Finance and Economics*, 8(1), 134-166.
- Obstfeld, M. (1983). Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler Effect?. *Quarterly Journal of Economics*, 97, 251-270.
- Onuoha, F. C., Okonkwo, I. C., & Okoro, P. (2018). The Causal Relationship between Foreign Direct Investment (FDI) and the Macro-Economy of Selected West African Countries: Panel ARDL/Granger Causality Analysis. *International Multi-Disciplinary Journal*, 12(1), 140-163.
- Organization of the Petroleum Exporting Countries. (2019). OPEC basket price.
- Özçelik, E., & Tuğan, M. (2019). Terms-of-Trade Effects of Productivity Shocks in Developing Economies. 1-56.

- Pearce, I. F. (1961). The problem of the balance of payments. *International Economic Review*, 2(1), 1-28.
- Pedroni, P. (1995). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis. Indiana University working papers in economics no. 95-013
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 597-625.
- Pesaran, M.H., & R. Smith. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68,79-113.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R. Smith. (1999). Pooled mean group estimator of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621- 634.
- Porter, M. E. (1990). The competitive advantage of nations. New York: Macmillan Press.
- Riaz, F., Javid, A. Y., & Mubarik, F. (2019). Macroeconomic Determinants of Current Account in South-Asian Countries. Macroeconomic determinants of current account in South-Asian countries. *Paradigms*, 13(1), 103-108.
- Roch, F. (2019). The adjustment to commodity price shocks. *Journal of Applied Economics*, 22(1), 437-467.
- Rodríguez, G., Vega, P. V., & Bardalez, P. C. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: the role of the terms of trade. *Empirical Economics*, 55(3): 1089-1119.
- Sandu, C. (2015). Implications of the Change in the Balance of Payments and the Situation of Its Components on the Romanian Exchange Rate. *Procedia Economics and Finance*, 32, 763 – 768.
- Schmitt-Grohe, S., & Uribe, M. (2016). How Important Are Terms of Trade Shocks (No. 1700). Society for Economic Dynamics.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2018). How Important are Terms- Of-Trade Shocks?. *International Economic Review*, 59(1), 85-111.
- Shafiullah, M., Islam, F. & Navaratnam, R. (2018). The Harberger–Laursen–Metzler effect: evidence from five SAARC countries. *Empirical Economics*, 1-29.
- Spraos, J. (1955). Consumers' Behaviour and the Conditions for Exchange Stability. *Economica*, 22(86), 137-147.
- Tsen, W. H. (2009). Terms-of-trade and trade balance: some empirical evidence of Asian economies. *The International Trade Journal*, 23(4), 422-457.
- World Development Indicators. (2019). Data Bank.