

Examining the Effects of Financial and Monetary Shocks on Iran's Non-Oil Trade Balance: Structural Vector Autoregression (SVAR) Approach

Rafie Hasanimoghadam *, Ali Sarkhosh-sara **

Original Article	Receive Date: 2025 Sep 21	Accept Date: 2026 Aug 1	Page: 77-102
------------------	---------------------------	-------------------------	--------------

Abstract

Today, policy instruments in the economy are inextricably linked due to the high dependence of macroeconomic variables. In this regard, considering the importance of financial and monetary variables in the economy, examining their simultaneous impact on macroeconomic indicators is of particular importance. For this purpose, the structural vector autoregression econometric method has been used for data from the period 2002-2023. The results of the cointegration test confirm the existence of a long-run relationship between oil revenues, budget deficit, liquidity, inflation, exchange rate, and non-oil trade balance. However, based on the results of the instantaneous reaction functions obtained, financial and monetary shocks, despite their strong impact on the exchange rate in the past few years, have not had a significant effect on Iran's non-oil trade balance. According to the results of variance analysis, government oil revenues explain 23.85 percent in the first period and 12.92 percent in the tenth period, government budget deficit less than one percent in the first period and 12.81 percent in the tenth period, liquidity in the first period and 30 percent in the tenth period, inflation 9.57 percent and 5.12 percent in the tenth period, and finally the exchange rate explains 0.49 percent in the first period and 2.56 percent in the tenth period of the fluctuations in the non-oil trade balance. According to the results obtained, if the government's goal in Iran is to develop non-oil exports, expansionary fiscal and monetary policies alone will not support this goal, and it is necessary to regularize these policies, integrate them together, and align them with the country's foreign exchange and trade policies.

Keywords: Fiscal Shock, Monetary Shock, Non-oil Trade Balance, Structural Vector Autoregression Approach (SVAR)

JEL Classification: E47, E42, E17, E12.

* Assistant Professor of Economics, School of Mathematics and Computer Science, Damghan University. (Corresponding author)
hmoghadam@du.ac.ir

** Ph.D in Economics, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.
alisarkhosh1988@gmail.com

بررسی آثار شوک‌های مالی و پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)

رفیع حسینی مقدم*، علی سرخوش سیرا**

نوع مقاله: پژوهشی	تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۳۰	تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۱۰	شماره صفحه: ۷۷-۱۰۲
-------------------	--------------------------	-------------------------	--------------------

چکیده

امروزه ابزارهای سیاست‌گذاری در اقتصاد به دلیل وابستگی بالای متغیرهای کلان اقتصادی به‌طور جدایی‌ناپذیری باهم مرتبط هستند. در این راستا با توجه به اهمیت متغیرهای مالی و پولی در اقتصاد، بررسی اثرگذاری همزمان آن‌ها بر شاخص‌های کلان اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هدف کلی این مطالعه بررسی تأثیر شوک‌های مالی و پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران است. برای این منظور از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری ساختاری برای دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۲ استفاده شده است. آزمون هم‌انباشتگی وجود یک رابطه بلندمدت بین درآمدهای نفتی، کسری بودجه، نقدینگی، تورم، نرخ ارز و تراز تجاری غیرنفتی را تأیید می‌کند. با این وجود بر اساس نتایج توابع عکس‌العمل آنی به‌دست‌آمده، شوک‌های مالی و پولی علیرغم تأثیرگذاری شدید بر نرخ ارز در چند سال گذشته، اثر معناداری بر تراز تجاری غیرنفتی ایران نداشته‌اند. مطابق نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز درآمدهای نفتی دولت در دوره نخست ۲۳/۸۵ درصد و در دوره دهم ۱۲/۹۲، کسری بودجه دولت در دوره نخست کمتر از یک درصد و در دوره دهم ۵/۱۲ و در نهایت نرخ ارز در دوره نخست ۰/۴۹ و در دوره دهم ۲/۵۶ درصد از نوسانات تراز تجاری غیرنفتی را توضیح می‌دهند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده اگر هدف دولت در ایران توسعه صادرات غیرنفتی باشد، سیاست‌های مالی و پولی انبساطی به‌تنهایی پشتیبان این هدف نبوده و قاعده‌مند کردن این سیاست‌ها و یکپارچه‌سازی آن‌ها باهم و مطابقت با سیاست‌های ارزی و تجاری کشور لازم و ضروری است.

واژه‌های کلیدی: تراز تجاری غیرنفتی، رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، شوک پولی، شوک مالی

طبقه‌بندی JEL: E12، E17، E42، E47

hmoghadam@du.ac.ir

* استادیار رشته اقتصاد، دانشکده علوم ریاضی و کامپیوتر، دانشگاه دامغان (نویسنده مسئول)

** دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، ایران

alisarkhosh1988@gmail.com

فصلنامه مجلس و اقتصاد، سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۵

DOI: 10.22034/mec.2026.18417.1152

۱ - مقدمه

تراز تجاری انعکاسی از وضعیت منابع ارزی هر کشور است که نشان‌دهنده تراز مبادلات کالایی کشور با شرکای تجاری است. مناسب بودن وضعیت تراز تجاری با ارزآوری بیشتر و تقویت منابع داخلی کشور، امکان توسعه امکانات تولیدی و افزایش درآمد ملی را با سرعت بیشتری فراهم می‌کند. از این‌رو هرگونه بی‌ثباتی و نوسان در تراز تجاری از طریق بی‌ثبات کردن منابع ارزی بر متغیرهای اقتصاد کلان مثل تولید و اشتغال اثر منفی دارد و عملکرد اقتصادی کشور را متأثر می‌سازد که بر این اساس شناسایی عوامل مؤثر بر وضعیت تراز تجاری دارای اهمیت است. از سوی دیگر بحث در مورد مسائل سیاست پولی و مالی در ادبیات اقتصادی و در میان تحلیلگران در چند دهه گذشته بسیار برجسته بوده است و عدم تعادل در مؤلفه‌های مالی، پولی و تجاری چالش‌هایی را برای سیاست‌گذاران اقتصادی در طول تاریخ به وجود آورده است. مخارج دولت و نقدینگی به عنوان متغیرهای اصلی سیاست‌های مالی و پولی از ابزارهای اصلی سیاست‌های اقتصادی هستند که اقتصاددانان کلان و سیاست‌گذاران برای رفع مشکلات از آن‌ها استفاده می‌کنند.

در دهه‌های اخیر، تحقیقات تجربی گوناگونی در زمینه تأثیر سیاست‌های مالی و پولی بر تراز تجاری به عنوان یکی از متغیرهای اصلی اقتصاد کلان انجام شده، که نتایج متفاوتی را در برداشته‌اند. از این‌رو برخی محققان وجود رابطه علی معنی‌دار از طرف سیاست مالی و پولی به سمت حساب تجاری را مبهم ارزیابی می‌کنند (Fleegler, 2006)؛ اما این رابطه در چارچوب فرضیه کسری دوگانه^۱ نیز در مطالعات بسیاری مورد آزمون قرار گرفته است (Abu et al., 2018). طبق این فرضیه وقتی دولت از سیاست مالی انبساطی برای بهبود عملکرد اقتصادی استفاده می‌کند نرخ تورم بالا می‌رود که در نهایت به کاهش صادرات، افزایش واردات و کسری تجاری منجر خواهد شد. (سوکیزیس و همکاران، ۲۰۱۸). این در حالی است که چنین رابطه‌ای در مطالعات انجام شده توسط باسو و داتا^۲ (۲۰۰۵) و هملی^۳ (۲۰۱۸) رد شده است. همچنین صاحب‌نظران اقتصادی در چگونگی اثرگذاری شوک‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی اختلاف نظر دارند. نگرش و اتکای کینزی‌ها به شوک‌های پولی متفاوت از کلاسیک‌ها است. طرفداران چرخه‌های واقعی اقتصاد نیز اثر کاملاً متفاوتی را برای شوک‌های پولی قائل هستند و بر این عقیده‌اند که شوک‌های پولی انبساطی در نهایت منجر به کاهش سطح تولید و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه عدم تأثیرگذاری بر تراز تجاری خواهد گردید.

از سوی دیگر از نظر تئوری، کشورهای در حال توسعه ممکن است برای بهره‌مندی از تجارت بین‌المللی در بلندمدت نیاز به کاهش ارزش پول ملی داشته باشند، امری که افزایش کسری بودجه و نقدینگی می‌تواند منجر به آن گردد. در ایران در چند سال گذشته درآمدهای نفتی به دلیل تحریم‌های بین‌المللی (که بخش عظیمی از درآمدهای دولت ایران را تشکیل می‌دهند) کاهش یافته و باعث کمبود شدید منابع ارزی (و در نتیجه افزایش نرخ ارز) و در نتیجه کسری بودجه - های ممتد دولت شده است. این امر باعث استقراض دولت از سیستم بانکی و در نتیجه افزایش نقدینگی و تورم و مجدداً نرخ ارز در کشور گردیده است. مجموع این مسائل ناتوانی دولت در تنظیم نیازهای وارداتی و ارائه برنامه‌های صادراتی و در نتیجه عدم حفظ تعادل تجاری را به دنبال داشته است. به نظر می‌رسد افزایش کسری بودجه دولت، همراه با رشد نقدینگی و در نتیجه افزایش نرخ ارز به بهبود حساب تجاری در ایران به عنوان یک کشور در حل توسعه بیانجامد، این در حالی است که تاکنون تحقیقات تجربی در این زمینه به نتایج مشخصی نرسیده است.

با توجه به مباحث ارائه شده، شوک‌های مالی و نقدینگی ایران در دهه‌های اخیر عمده‌تاً ریشه در شوک‌های نفتی دارد که به دلایل مختلفی رخ داده است. این شوک‌ها به نوبه خود بر نرخ ارز، کسری بودجه و چرخه‌های تجاری تأثیر می‌گذارند.

¹ Twin Deficit Hypothesis

² Basu and Datta

³ Helmy

از این رو این سؤال اصلی این مطالعه این است تأثیر شوک‌های مالی و پولی بر خواسته از شرایط اقتصادی کشور و شرایط تحریم‌های بین‌المللی بر تراز تجاری چگونه است؟ برای پاسخگویی به سؤال مربوطه در این مطالعه رابطه میان شوک‌های مالی و پولی با تراز تجاری غیرنفتی ایران در دوره ۱۴۰۲-۱۳۸۰ بر اساس روش اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR^۱) بررسی خواهد شد. برای این منظور با توجه به اینکه تراز تجاری به وسیله مؤلفه‌های مالی و پولی تعیین می‌شود، تحلیل رابطه میان سیاست مالی و پولی با تراز تجاری از طریق مؤلفه‌های درآمدهای نفتی، کسری بودجه، نقدینگی، تورم، نرخ ارز و تراز تجاری در کانون توجه قرار خواهد گرفت.

در ادامه این مطالعه پس از ادبیات تحقیق، در بخش سوم الگوی پژوهش معرفی شده و بخش چهارم به معرفی داده‌های و آزمون‌های آماری اختصاص داده شده است. در بخش پنجم الگوی مطالعه برآورد و نتایج و یافته‌های آن تحلیل شده است. در نهایت در بخش آخر مطالعه، نتیجه‌گیری و پیشنهاد‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

مطابق ادبیات اقتصاد کلان سیاست‌های مالی و پولی با تأثیر بر تورم داخلی می‌توانند بر روی جریان‌های تجاری کشور اثرگذار باشند. تقاضای برای صادرات به عواملی نظیر نرخ ارز حقیقی و درآمد کشورهای طرف بستگی دارد. نرخ ارز حقیقی نیز متأثر از نرخ ارز اسمی، شاخص قیمت خرده‌فروشی خارجی و شاخص قیمت خرده‌فروشی داخلی است. لذا سیاست‌های اقتصادی (مالی و پولی) از نرخ ارز اسمی و سطح قیمت‌های داخلی، می‌توانند تراز تجاری غیرنفتی را متأثر سازند. تورم داخلی را می‌توان بر اساس ادبیات رایج از دو کانال فشار تقاضا و فشار هزینه دنبال کرد. سیاست‌های پولی و مالی از سمت تقاضا مستقیم می‌توانند تورم را افزایش دهند و از طرف عرضه با افزایش دستمزد، افزایش قیمت نهاده و... بر تورم فشار می‌آورند.

سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج جاری دولت) ضمن این که کسری بودجه دولت را گسترش می‌دهد، مازاد تقاضا ایجاد کرده و نرخ بهره اسمی را افزایش داده و موجب کاهش مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی خواهد شد. از سوی دیگر مازاد تقاضا، سطح عمومی قیمت‌ها را بالا می‌برد. به جهت افزایش در درآمد ملی، تقاضای واردات بالا رفته و کسری تجاری ایجاد خواهد شد، در این شرایط نرخ ارز به صورت درون‌زا شروع به افزایش می‌کند و باعث افزایش در صادرات و کاهش در واردات می‌شود. از سوی دیگر، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها نیز نرخ ارز حقیقی را کاهش داده و از این کانال نیز صادرات کاهش می‌یابد. تغییر در صادرات بستگی به برآیند این دو دارد. در مجموع، بخشی از افزایش در تقاضای کل به واسطه مخارج دولت با کاهش در خالص صادرات جبران می‌شود (ولی بیگی و همکاران، ۱۳۹۶). برخی از مطالعات تجربی حاکی از این است که با افزایش کسری بودجه کسری حساب تجاری افزایش یافته است. به عنوان مثال، احمد^۲ (۱۹۸۷) و باسیر و همکاران^۳ (۲۰۰۵) در مطالعات خود برای انگلستان و آمریکا نشان دادند که ارتباطی منفی بین مخارج دولتی و تراز تجاری وجود دارد. از سوی دیگر یی^۴ (۱۹۹۳) نیز نشان داد، که سهم بالای مخارج دولتی و در نتیجه کسری بودجه در اقتصاد نقش مهمی در بدتر کردن تراز تجاری آمریکا داشته است. برخی دیگر نیز در یافته‌های خود به این نتیجه رسیده‌اند که هیچ‌گونه ارتباط علت و معلولی بین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا

^۱ Structural Vector Autoregression Approach

^۲ Ahmed

^۳ Bussierc et al.

^۴ Yi

مورد اشاره وجود ندارد، یا این که رابطه آن‌ها منفی است. به طور مثال فلیگلر^۱ (۲۰۰۶) در مطالعه خود دریافت که در کوتاه مدت در کشورهای صنعتی بین کسری های دوگانه رابطه وجود دارد، ولی در بلندمدت این ارتباط مبهم و پیچیده است، بنابراین، به طور کلی رابطه بین کسری تجاری و حساب تجاری درهاله ای از ابهام قرار دارد. با تعمق در مطالعات انجام شده در زمینه تأثیر عوامل مؤثر بر تراز تجاری یا حساب جاری و تراز پرداخت ها، درمی یابیم که بیش تر آن ها، در مورد مبانی تئوریک یا از دیدگاه کینزینی (اصل متعارف کینزی) بهره جسته اند و یا این که از رهیافت برابری ریکاردوئی تبعیت کرده اند. براساس رهیافت کینز، کسری بودجه می تواند سرمایه گذاری و پس انداز خصوصی را تحت تأثیر قرار دهد و متغیرهایی مثل مصرف، تقاضای کل و تقاضای پول را متأثر کند، بنابراین یک رابطه مثبت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد ولی در فرضیه برابری ریکاردوئی، افزایش کسری بودجه دولت متناسب با افزایش پس انداز بخش خصوصی، جایگزین کاهش پس انداز بخش دولتی خواهد شد پس بر این اساس هیچ رابطه ای بین این دو کسری وجود ندارد (دلاوری و کریمی کیا، ۱۳۸۷).

در مجموع می توان گفت سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج جاری دولت) ضمن اینکه کسری بودجه دولت را گسترش می دهد، مازاد تقاضا ایجاد کرده و نرخ بهره اسمی را افزایش داده و موجب کاهش مخارج سرمایه گذاری خصوصی می گردد. از سوی دیگر مازاد تقاضا، سطح عمومی قیمت ها را بالا می برد. به جهت افزایش در درآمد ملی، تقاضای واردات بالا رفته و کسری تجاری ایجاد می گردد، در این شرایط نرخ ارز به صورت درونزا شروع به افزایش می کند و باعث افزایش در صادرات و کاهش در واردات می شود (شاکری، ۱۳۸۹). از سوی دیگر، افزایش سطح عمومی قیمت ها نیز نرخ ارز حقیقی را کاهش داد و از این کانال نیز صادرات کاهش می یابد. تغییر در صادرات بستگی به برآیند این دو دارد. در مجموع، بخشی از افزایش در تقاضای کل به واسطه مخارج دولت با کاهش در خالص صادرات جبران می شود (جایگزینی خالص صادرات با مخارج دولت)^۲.

سیاست های پولی نیز از سه طریق اصلی نرخ بهره، نرخ ارز و سطح تقاضای کل بر تراز تجاری تأثیر می گذارند؛ که آثار آن بسته به درجه باز بودن اقتصاد، نظام ارزی حاکم و واکنش انتظارات بازار متفاوت است. سیاست پولی انقباضی با افزایش نرخ بهره اسمی باعث کاهش سرمایه گذاری و مصرف داخلی می شود و در نتیجه تقاضا برای کالاهای وارداتی نیز کاهش می یابد، این امر می تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود. در مقابل، سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره، تقاضای کل را تحریک می کند و احتمالاً موجب افزایش واردات و کسری تراز تجاری می شود (Mishkin, 2019).

سیاست های پولی همچنین از طریق تأثیر بر نرخ ارز، بر صادرات و واردات اثر می گذارند. به طور خاص، انبساط پولی که با کاهش نرخ بهره داخلی همراه است، منجر به تضعیف ارزش پول ملی می شود؛ در نتیجه صادرات ارزان تر و واردات گران تر می شوند. طبق مدل ماندل-فلمینگ، این کاهش ارزش پول می تواند باعث بهبود تراز تجاری شود، مشروط بر آنکه شرط مارشال-لرنر برقرار باشد (Obstfeld & Krugman, 2018)؛ بنابراین سیاست پولی انبساطی نظیر افزایش نقدینگی نیز، منجر به کاهش نرخ بهره اسمی شده و سپس، افزایش مخارج سرمایه گذاری را به همراه دارد. به این ترتیب، درآمد ملی نیز افزایش می یابد. در این شرایط، کسری حساب جاری رخ داده (افزایش واردات جهت بالا رفتن درآمد ملی) و نرخ ارز به صورت درونزا افزایش یافته و صادرات افزایش و واردات کاهش می یابد. لیکن به جهت افزایش در سطح عمومی قیمت ها، نرخ ارز حقیقی کاهش یافته و روند صادرات معکوس می شود (ولی بیگی و همکاران، ۱۳۹۶). همچنین در کوتاه مدت، واکنش تراز تجاری ممکن است مطابق با «اثر J-curve» باشد، به این معنا که در مراحل اولیه کاهش

¹ Fleegler

² Crowding Out

ارزش پول ملی، به علت انعطاف‌ناپذیری قراردادی واردات و صادرات، کسری تراز تجاری افزایش می‌یابد، اما در بلندمدت با انطباق حجم مبادلات تجاری، تراز بهبود می‌یابد (Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004). در کشورهای در حال توسعه، تأثیر سیاست پولی بر تراز تجاری به ساختار تولید داخلی نیز وابسته است. اگر ظرفیت تولید صادرات محور محدود باشد، حتی تضعیف پول ملی نیز نمی‌تواند بهبود معنی‌داری در صادرات ایجاد کند. از این رو، اثربخشی سیاست پولی در بهبود تراز تجاری نیازمند هماهنگی با سیاست‌های صنعتی و تجاری است.

در مجموع می‌توان گفت اعمال سیاست پولی انبساطی نظیر افزایش نقدینگی، منجر به کاهش نرخ بهره اسمی شده و سپس، افزایش مخارج سرمایه‌گذاری را به همراه دارد. به این ترتیب، درآمد ملی نیز افزایش می‌یابد. در این شرایط، کسری حساب جاری رخ داده (افزایش واردات جهت بالا رفتن درآمد ملی) و نرخ ارز به صورت درون‌زا افزایش یافته و صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد. لیکن به جهت افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ ارز حقیقی کاهش یافته و روند صادرات معکوس می‌شود (شاگری، ۱۳۸۹).

از طرف دیگر سیاست‌های مالی و پولی در اقتصاد ایران، به‌ویژه در شرایط وابستگی شدید به درآمدهای نفتی و محدودیت‌های ناشی از تحریم‌های اقتصادی، اثرات عمیقی بر تراز تجاری - به خصوص تراز تجاری غیرنفتی - برجای می‌گذارند. در این نوع اقتصاد که بخش قابل توجهی از درآمدهای ارزی از محل صادرات نفت تأمین می‌شود، نوسانات درآمدهای نفتی و تغییرات بودجه دولت می‌توانند مسیر سیاست‌گذاری پولی را تحت تأثیر قرار دهند و سازوکارهای انتقال سیاست‌ها به بخش خارجی را تغییر دهند. یکی از مهم‌ترین سازوکارهای اثرگذاری، پدیده «سلطه مالی» است؛ به این معنا که کسری بودجه‌های مزمن، دولت را ناگزیر به استقراض از شبکه بانکی یا بانک مرکزی می‌کند و این امر منجر به افزایش پایه پولی، رشد نقدینگی و تشدید تورم می‌شود. با افزایش سطح قیمت‌های داخلی در مقایسه با قیمت‌های خارجی، نرخ ارز واقعی کاهش می‌یابد و این امر رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی غیرنفتی را کاهش داده و واردات را نسبتاً ارزان‌تر می‌سازد؛ بنابراین تراز تجاری غیرنفتی با کسری بیشتر مواجه می‌شود (Mishkin, 2019). در ایران همچنین تحریم‌های اقتصادی طی سال‌های اخیر موجب اختلال جدی در کانال‌های انتقال سیاست پولی شده‌اند. محدودیت‌های بانکی و مالی موجب شده تغییر نرخ بهره یا ابزارهای استاندارد سیاست پولی نتوانند به‌طور مؤثر بر متغیرهای حقیقی اثر بگذارند. از سوی دیگر، محدودیت بر دسترسی به منابع ارزی باعث می‌شود شوک‌های ارزی با شدت بیشتری به اقتصاد منتقل شوند. تحت چنین شرایطی، حتی کاهش ارزش پول ملی که در نظریه‌های کلاسیک می‌تواند به بهبود تراز تجاری کمک کند، الزاماً به افزایش صادرات غیرنفتی منجر نمی‌شود؛ زیرا مشکلاتی مانند افزایش هزینه مبادلات خارجی، نبود کانال‌های معتبر پرداخت و ضعف ظرفیت تولید صادرات محور مانع از تحقق کامل این اثر می‌شود. به عبارت دیگر، شرط مارشال - لرنر در شرایط تحریم به صورت کامل برقرار نیست و کشش‌های واردات و صادرات نسبت به تغییرات نرخ ارز کاهش می‌یابد (Obstfeld & Krugman, 2018).

در چارچوب اقتصاد ایران، سیاست مالی انبساطی در دوره‌های وفور درآمد نفتی می‌تواند باعث تقویت نرخ ارز واقعی و ایجاد «بیماری هلندی» شود؛ یعنی تقویت بخش غیرقابل تجارت و تضعیف بخش‌های صادرات محور. با این حال، در شرایط تحریم و کاهش درآمدهای نفتی، ممکن است «بیماری هلندی معکوس» رخ دهد؛ به این معنا که کاهش ارزش پول ملی به‌طور بالقوه امکان تقویت صادرات را فراهم می‌کند، اما به دلیل محدودیت ظرفیت تولید، مشکلات دسترسی به مواد اولیه و اختلالات تجاری، این امکان به‌طور کامل محقق نمی‌شود (Neary & Corden, 1982). تجربه ایران نشان می‌دهد که بدون توسعه بخش تولید قابل تجارت، شوک ارزی عمدتاً به افزایش قیمت‌ها و فشار بر واردات کالاهای واسطه‌ای منجر می‌شود و نه رشد صادرات.

۲-۲. پیشینه پژوهش

۲-۱. مطالعات خارجی

رانکوتای و همکاران^۱ (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر عملکرد تجاری در اندونزی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بیشترین سهم در تراز تجاری مربوط به هزینه و سرمایه‌گذاری دولت در دوره قبل است.

هلمی و همکاران^۲ (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی اثرات متغیر زمان شوک‌های نفتی بر تراز تجاری عربستان سعودی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پارامتر متغیر با زمان (TVP-VAR) و داده‌های فصلی بین سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۱ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که شناسایی منبع شوک‌ها نقش مهمی در درک تأثیر متغیر شوک‌ها بر اقتصاد عربستان دارد. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که شوک‌های جهانی قیمت نفت بیشتر از شوک‌های داخلی بر تراز تجاری تأثیر منفی و معناداری دارد. این را می‌توان به این دلیل نسبت داد که شوک‌های قیمت نفت بیشتر از سمت شوک‌های عرضه نفت می‌باشد و شوک‌های عرضه با شوک‌های قیمت نفت مرتبط هستند. باینحال، واکنش‌های ضربه‌ای نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های نفتی در طول زمان بی‌ثبات است و اثرات آن‌ها عموماً در طول و بالفاصله پس از شوک‌های جهانی آشکارتر می‌شود. یافته‌های آن‌ها پیامدهای جدی برای تراز تجاری عربستان سعودی، به‌ویژه در محیط پایین و بی‌ثبات قیمت نفت دارد.

پیرا فریتاس^۳ (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای پویایی تعاملات سیاست پولی و مالی در برزیل را با تمرکز بر اثرات شوک‌های مثبت در مصرف دولت و نرخ‌های بهره بر تولید ناخالص داخلی (GDP)، تورم، مصرف خصوصی و دولتی و نرخ‌های بهره اسمی با مقایسه واکنش‌های عوامل منطقی و رفتاری^۴ و با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی (DSGE) بررسی می‌نماید. نتایج نشان داد عوامل رفتاری حساسیت اولیه بیشتری نسبت به شوک‌های سیاستی نشان می‌دهند و باعث نوسانات بارزتری در تولید ناخالص داخلی، تورم و مصرف خصوصی در مقایسه با عوامل منطقی می‌شوند. با گذشت زمان، رویکرد رفتاری منجر به بهبودی قوی‌تر می‌شود، درحالی‌که رویکرد منطقی منجر به بازگشت سریع‌تر به تعادل اما بهبود بلندمدت کمتر می‌شود.

نواگو و همکاران^۵ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به تحلیل تأثیر ابزارهای سیاست مالی و پولی بر تراز تجاری در نیجریه پرداخته‌اند. این مطالعه از روش هم‌انباشتگی^۶ و برآورد حداقل مربعات معمولی برای بررسی تأثیر سیاست مالی و پولی بر تراز تجاری نیجریه از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۸ استفاده می‌کند. آزمون همگرایی وجود یک رابطه بلندمدت بین سیاست پولی اندازه‌گیری شده توسط عرضه گسترده پول و سیاست مالی اندازه‌گیری شده توسط مخارج دولت و مالیات با تراز تجاری را تأیید می‌کنند. یافته‌های تجربی نشان داد که متغیرهای سیاست پولی و مالی انتخاب‌شده، تراز تجاری نیجریه را در طول دوره مورد مطالعه بهبود ندادند.

فورسون و همکاران^۷ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسان قیمت نفت بر تراز تجاری در جنوب صحرای آفریقا در ۳۴ کشور برای دوره ژانویه ۲۰۰۴ تا دسامبر ۲۰۱۷ می‌پردازند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که تورم، نرخ‌های بهره و نرخ ارز کانال‌های انتقال مهمی برای نوسانات قیمت نفت هستند تا بر تراز تجاری تأثیر بگذارند. آنها پیشنهاد

¹ Rangkuty et al.

² Helmi et al.

³ Pereira Freitas

⁴ Rational and Behavioral Agent

⁵ Nwagu et al.

⁶ cointegration method

⁷ Forson et al.

میکنند که سیاستگذاران برای به حداقل رساندن نوسانات قیمت نفت در تراز تجاری، طرح‌های هموارسازی قیمت را پوشش دهند. مجدداً، کشورها باید یک رژیم هدفگذاری تورم را برای تضمین ثبات سطح عمومی قیمت‌ها اتخاذ کنند. در نهایت، بانک‌های مرکزی کشورهای مربوطه باید ترکیبی از مداخلات بازار ارز و تغییرات نرخ بهره را برای کاهش اثر نوسانات قیمت نفت بر تراز تجاری خود با در نظر گرفتن نرخ ارز اعمال کنند.

سامبو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری در نیجریه طی سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ و مدل $ARDL$ پرداختند. بر اساس یافته‌ها، توسعه مالی مزایای سودآور نرخ ارز واقعی در تجارت خارجی نیجریه را افزایش می‌دهد. همچنین اعلام می‌شود که عدم قطعیت در جریان سرمایه خارجی بر تجارت بین‌المللی نیجریه تأثیر منفی دارد. این یافته‌ها دارای مفاهیم گسترده‌ای در سیاست است، به این معنی که به‌منظور تنوع بخشیدن و بهبود رشد آینده اقتصاد و تجارت بین‌المللی مرتبط، سیاست‌گذاران نیجریه باید توسعه بخش مالی کافی را ترویج دهند، زیرا شوک‌های مالی توسط بازارهای اعتباری ضعیف تقویت می‌شود.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

کریمی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای تأثیر تکان‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری $SVAR$ برای سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۲۰ بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج برآورد مدل یک تکانه وارده از ناحیه قیمت نفت و جهش نرخ ارز به ترتیب به اندازه ۱۳ درصد و ۸ درصد باعث بدتر شدن وضعیت تراز تجاری در کشور می‌شود. همچنین یک تکانه وارده از ناحیه سال‌های تحریم در صادرات نفتی کشور، حجم نقدینگی و نرخ تورم، به ترتیب باعث بدتر شدن ۱، ۴ و ۳۲ درصدی تراز تجاری می‌شود. بر اساس نتایج توابع عکس‌العمل آنی؛ تکانه وارده از جانب افزایش قیمت نفت و جهش مثبت ارزی در دو دوره اول منجر به کاهش تراز تجاری و سپس در بلندمدت سبب افزایش و بهبود تراز تجاری شده است. همچنین بر اساس نتایج تجزیه واریانس در دوره سوم؛ ۴۷/۵۴ درصد مربوط به تکانه‌های قیمت نفتی، ۲۸/۹۵ درصد مربوط به تکانه جهش ارزی، ۷/۰۷ درصد مربوط به تکانه سال‌های تحریم در صادرات نفتی کشور، ۰/۸۷ درصد مربوط به تکانه نرخ سود حقیقی، ۶/۳۸ درصد مربوط به تکانه نقدینگی و ۸/۹۸ مربوط به تکانه تورم بوده است که بیشترین تکانه از ناحیه قیمت نفت و جهش ارزی بر تراز تجاری وارد شده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده نویسندگان پیشنهاد می‌کنند سیاست‌گذاران اقتصادی و مسئولان بانک مرکزی ضمن اتخاذ نظام نرخ ارز شناور مدیریت تک‌نرخی به‌جای سیاست دستوری نرخ ارز ثابت، اثرات شوک‌ها بر نرخ ارز را در نظر بگیرند.

مداح و رستگاریا (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای اثر شوک‌های ناشی از سیاست مالی شامل مخارج دولت و مالیات‌ها بر تراز تجاری ایران در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری ($SVAR$) با استفاده از داده‌های فصلی در مطالعه‌ای موردبررسی و تحلیل تجربی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که اولاً رابطه‌ی منفی و معنی‌داری بین شوک‌های مخارج دولت و تراز تجاری در ایران وجود دارد که به معنی آن است شوک مثبت مخارج دولت، وضعیت تراز تجاری را طی سال‌های تحت بررسی بدتر کرده است. ثانیاً رابطه مثبت و معنی‌داری بین شوک‌های بار مالیاتی و تراز تجاری وجود دارد که نشان می‌دهد بار مالیاتی بیشتر از طریق محدود کردن واردات منجر به بهتر شدن وضعیت تراز تجاری ایران شده است.

¹ Sambo et al.

موسوی نیک و همکاران (۱۴۰۱)، در مقاله‌ای به بررسی نقش شاخص تجارت درون صنعتی در تعامل نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از مدل رگرسیون گذار ملایم برای داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ پرداختند. نتایج حاصل از این مدل، نشان داد که ضریب اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری در هر مقطع زمانی تحت تأثیر میزان شاخص درون صنعتی قرار دارد؛ به نحوی که هر چه این شاخص کمتر باشد، اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری، کمتر است و هر چه این شاخص بهبود یابد، میزان این اثرگذاری، بیشتر است. این امر، بدان معنا است که زمانی می‌توان از نتایج مثبت تضعیف ارزش پولی تراز تجاری بهره‌مند شد که قدرت رقابت تولیدات داخلی با کالاهای مشابه خارجی در هر بخش، افزایش یابد. آقایی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و تجاری بر روابط تجاری ایران و کشورهای عمده شریک تجاری در چارچوب الگوی جاذبه تعمیم‌یافته، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پانل دیتا، برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد که تحریم‌های ضعیف تأثیر منفی کمتری بر ارزش صادرات و واردات ایران طی دوره موردبررسی داشته است، اما تحریم‌های شدید و گسترده، تأثیر منفی فراوانی بر میزان صادرات و واردات کالاهای تجاری ایران داشته است؛ بنابراین اقدامات انجام‌شده برای کاهش یا لغو تحریم‌های شدید علیه ایران می‌تواند به رونق روابط تجاری ایران و شرکای عمده تجاری منجر شود.

ولی بیگی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای اثرات تکانه‌های پولی و مخارج جاری دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه صادرات و واردات ایران را در قالب مدل DSGE اقتصاد باز کینزی جدید موردبررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی، تکانه نرخ مثبت رشد پایه پولی باعث افزایش واردات، کاهش صادرات و بدتر شدن تراز تجاری غیرنفتی می‌شود. تکانه مثبت مخارج جاری دولت نیز با افزایش تورم، موجب کاهش نرخ ارز حقیقی شده و موجب کاهش صادرات غیرنفتی و افزایش واردات خواهد شد و درنهایت، تراز تجاری غیرنفتی کشور را بدتر می‌کند.

با تعمق در مطالعات انجام‌شده در داخل و خارج از کشور در زمینه تأثیر عوامل مؤثر بر تراز تجاری در کشورهای نفت‌خیز به نظر می‌رسد، شوک‌های مالی و نقدینگی در دهه‌های اخیر ریشه در شوک‌های نفتی دارد که به دلایل مختلفی رخ داده است؛ بنابراین با توجه به این موضوع که در کشورهای نفت‌خیز از جمله ایران که درآمد حاصل از صادرات نفت مستقل از سیاست ارزی و با تأثیر از عوامل برون‌زا تعیین می‌شود و علاوه بر آن سیاست ارزی به‌جای آنکه در خدمت سیاست تجاری قرار گیرد در خدمت سیاست مالی و پولی قرار می‌گیرد، از این‌رو به بررسی این موضوع نیز که مدیریت نرخ ارز ناشی از شوک‌های درآمدهای نفتی تا چه اندازه توانسته است از طریق شوک‌های مالی و پولی تجارت بین‌الملل کشور را متأثر سازد، پرداخته می‌شود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. روش تحقیق و جامعه آماری

روش تحقیق این مطالعه از نوع علی-همبستگی از دسته تحقیق‌های توصیفی است و همچنین به‌منظور تطبیق تئوری‌های اقتصادی با واقعیت‌های اقتصاد ایران، روابط علی بین متغیرها با استفاده از آمار و ارقام موردبررسی قرار خواهد گرفت. در این پژوهش، برای بررسی آثار متغیرهای مؤثر بر صادرات غیرنفتی از مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود. مدل‌های VAR اولیه تجزیه چولسکی^۱ را برای به‌دست آوردن توابع واکنش آنی به کار می‌برند. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علی دلالت می‌کند؛ در صورتی که پژوهشگر بخواهد آثار بیش از یک تکانه را بررسی کند، ممکن است قابل‌پذیرش نباشد (Elbourne, 2008)؛ بنابراین بلانچارد و گوا^۲ (۱۹۹۳) با در نظر گرفتن

^۱ Cholesky Decomposition

^۲ Blanchard & Quah

محدودیت‌های نظری بر آثار همزمان تکانه‌ها، الگوی SVAR را توسعه داده‌اند، سپس کلاریدا و گالی^۱ (۱۹۹۴) با به‌کارگیری محدودیت‌های نظری بر آثار بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کرده‌اند.

مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی VAR نامقید که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای خودتوضیح برداری ساختاری به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی برای به‌کارگیری قیدها و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. در این مرحله بعد از لحاظ کردن محدودیت‌ها، تصریح تکانه‌های ساختاری انجام می‌گیرد. این تکانه‌ها برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به‌منظور ارزیابی آثار پویا بر متغیرهای مختلف به کار گرفته می‌شوند. مدل‌های VAR پژوهش‌های مربوط به صادرات غیرنفتی که تجزیه چولسکی را مورد استفاده قرار داده‌اند، به‌طور معمول، بر تصریح جزئی تأکید کرده‌اند. تکیه بر شناسایی جزئی به این مفهوم است که در هر مدل تنها با یک تکانه می‌تواند بررسی شود (Christiano et al., 2005).

بردار K بعدی سری زمانی Y_t را در نظر گرفته و فرض می‌شود که Y_t بتواند با یک بردار خودتوضیح مرتبه محدود p تقریب زده شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودتوضیح ساختاری معادله (۱) است (Kilian, 2011).

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن بردار جمله‌های اخلاص ناهمبسته سریالی با میانگین صفر هستند و از آن‌ها به‌عنوان تکانه‌های ساختاری نام‌برده می‌شود. مدل را می‌توان به‌طور خلاصه به‌صورت (۲) نوشت:

$$B(L)Y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن $B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_p L^p$ چندجمله‌ای عملگر وقفه‌ای است. ماتریس واریانس-کوواریانس جز خطای ساختاری به‌گونه‌ای نرمال‌سازی می‌شود که:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma \varepsilon = I_K \quad (3)$$

معادله (۳) به این معنی است که نخست، به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، تکانه‌های ساختاری وجود دارد. دوم، تکانه‌ها بنا به تعریف، به‌طور متقابل ناهمبسته هستند؛ که نشان دهنده این است که $\Sigma \varepsilon$ قطری است. سوم، واریانس تمام تکانه‌های ساختاری برای سادگی، به ۱ نرمال می‌شوند، در همین حال، عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند. مدل خودتوضیح برداری ساختاری به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست. برای تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل‌یافته آن استخراج شود؛ که عبارت است از تصریح y_t برحسب وقفه‌های آن. برای استخراج فرم تعدیل‌یافته هر دو طرف، فرم ساختاری در $B_0 - 1$ ضرب می‌شود.

$$B_0 - 1 B_0 Y_t = B_0 - 1 B_1 Y_{t-1} + B_0 - 1 B_2 Y_{t-2} + \dots + B_0 - 1 B_p Y_{t-p} + B_0 - 1 \varepsilon_t \quad (4)$$

بنابراین، مدل مشابهی برحسب اجزای قابل مشاهده به‌صورت معادله (۵) نوشته می‌شود.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

که در آن $A_i = B_0 - 1 B_i$, $i = 1, 2, \dots, p$ است. همچنین، معادله (۶) بیان می‌کند که:

¹ Clarida and Gali

$$U_t = B_{0-1} \varepsilon_t \quad \text{یا} \quad \varepsilon_t = B_0 u_t \quad (۶)$$

برای برآورد پارامترهای ساختاری لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای رگرسیون (u_t) و جمله‌های اخلال سیستم ساختاری (ε_t) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد (همان).

۲-۳. معرفی متغیرها و تصریح مدل

با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبلی، در این قسمت از مطالعه آثار متغیرهای اصلی مطالعه یعنی کسری بودجه دولت و نقدینگی بر تراز تجاری غیرنفتی در ایران مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. شوک مالی می‌تواند دامنه گسترده‌ای از متغیرهای مالی مانند تغییرات در کسری بودجه دولت، مخارج دولت و مالیات‌ها را در برگیرد، همچنین در خصوص شوک پولی نیز این شوک می‌تواند تغییرات در نقدینگی، نرخ بهره، حجم پول در گردش، تغییر در سیاست‌های ارزی و ... را در برگیرد (Lütkepohl, 2008). انتخاب هر کدام از متغیرهای اشاره شده بسته به اهداف مطالعه و رهیافت مورد استفاده در پژوهش دارد. در این مطالعه بر اساس اهداف پژوهش و با توجه به اینکه در چند سال اخیر اثرات کسری بودجه و حجم نقدینگی در ایران به عنوان دو متغیر اصلی مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته و از آن‌ها به عنوان عوامل اصلی بی‌ثباتی محیط اقتصاد کلان ایران نام برده شده است، این دو متغیر به عنوان متغیرهای اصلی شوک‌های مالی و پولی انتخاب گردیده‌اند. همچنین در این مطالعه در کنار از متغیرهای درآمد‌های نفتی، تورم و نرخ ارز به عنوان متغیر کنترل در الگوی مطالعه استفاده می‌شود. با این توضیحات متغیرهای استفاده شده در این پژوهش برای دوره (۱۳۸۰-۱۴۰۲) به شرح جدول (۱) است:

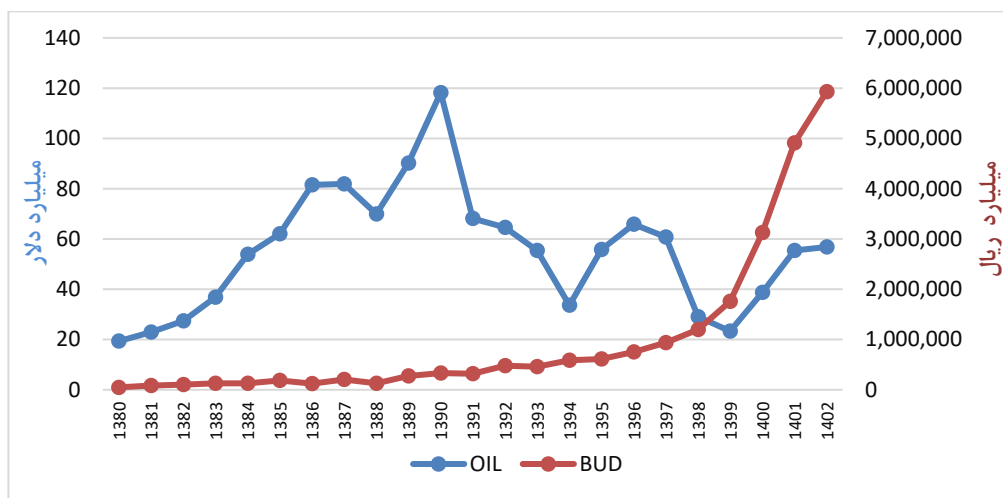
جدول ۱. متغیرهای پژوهش

نماد	متغیر	شاخص مورد استفاده	منبع
LOIL	لگاریتم میزان درآمد‌های نفتی	درآمدهای نفتی ایران (میلیارد دلار)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
LBUD	لگاریتم میزان کسری بودجه دولت	تراز عملیاتی دولت (میلیارد ریال)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
LLIQ	لگاریتم نقدینگی	خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی (هزار میلیارد ریال)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
LINF	لگاریتم تورم	شاخص قیمت مصرف‌کننده	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
LEXC	لگاریتم نرخ ارز	نرخ دلار (ریال)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
LNx	لگاریتم ^۱ تراز تجاری غیرنفتی ایران	(واردات غیرنفتی به دلار - صادرات غیرنفتی به دلار)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

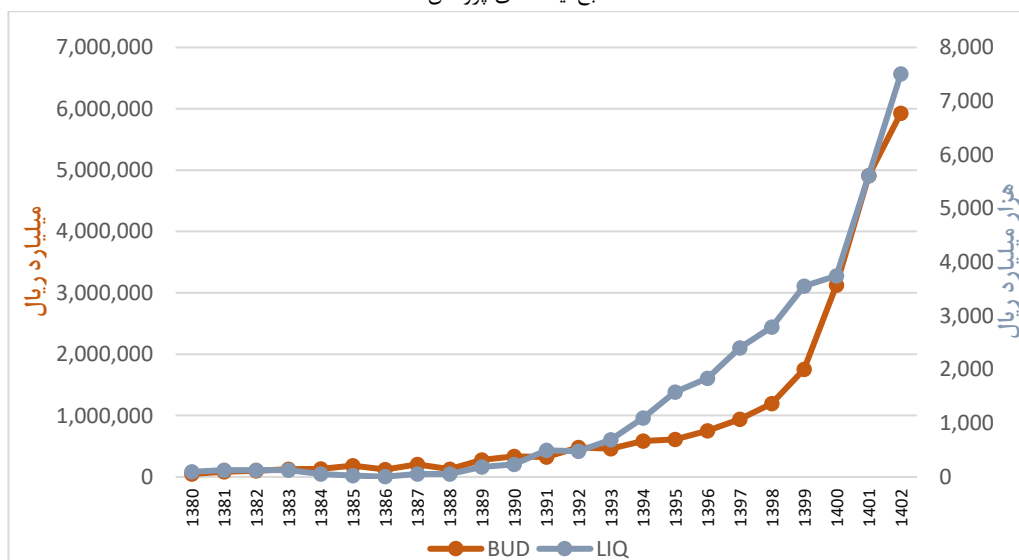
در نمودارهای (۱) تا (۴) روند متغیرها در طی دوره مورد مطالعه نشان داده شده است. همان‌طور که در نمودار (۱) نشان داده شده است، درآمد‌های نفتی ایران در چند سال گذشته به دلیل تحریم‌ها و هم به دلیل نوسانات قیمت جهانی نفت، نوسانات زیادی داشته است، لیکن از سال ۱۳۹۰ با تشدید تحریم‌های بین‌المللی در مجموع درآمد‌های نفتی ایران روند کاهشی داشته و این امر باعث افزایش مداوم کسری‌های بودجه تا سال ۱۴۰۲ گردیده است. مطابق نمودار (۲) نیز کسری بودجه‌های ایجاد شده باعث افزایش بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و در نتیجه افزایش نقدینگی در طی سال‌های گذشته در ایران گردیده است.

^۱ در نرم‌افزار ایویوز از تکنیک $\text{sign}(x) * \ln(\text{abs}(x) + 1)$ برای لگاریتم‌گیری اعداد منفی استفاده شده است.



نمودار ۱. روند متغیرهای درآمدهای نفتی و کسری بودجه دولت

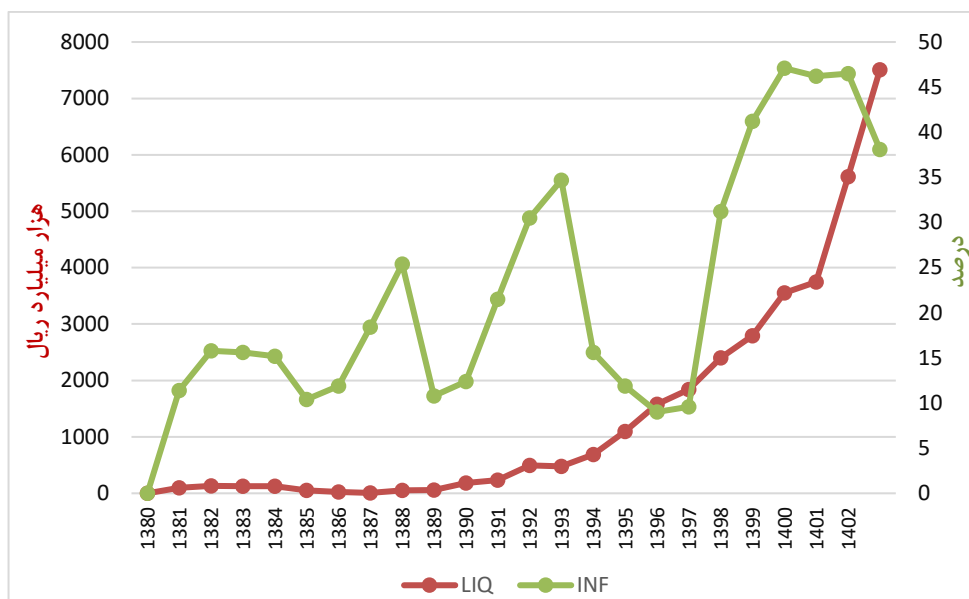
منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. روند متغیرهای کسری بودجه دولت و نقدینگی

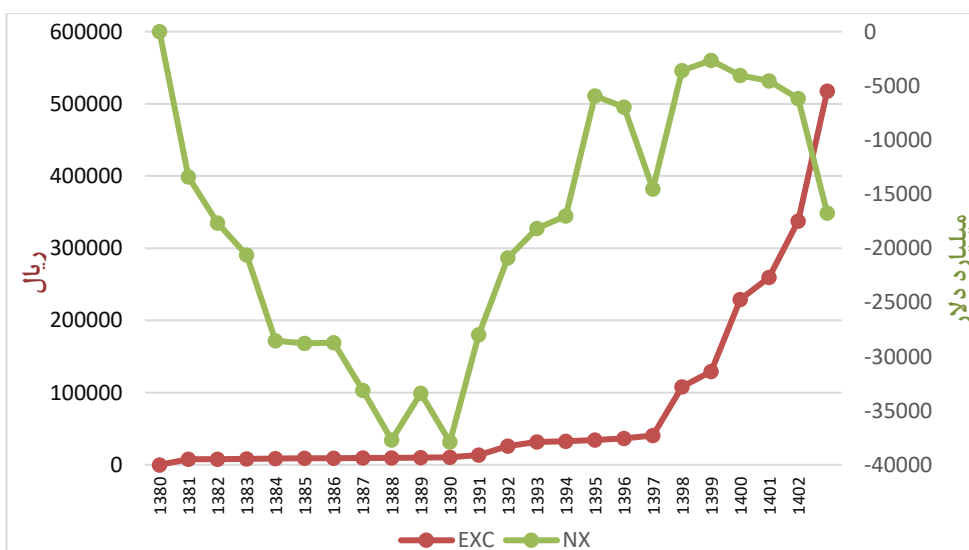
منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۳) روند متغیرهای نقدینگی ناشی از خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و تورم نشان داده شده است. علیرغم برخی نوسانات تورم در سال‌های مختلف، در مجموع با افزایش نقدینگی در ایران نرخ تورم افزایش یافته است. مطابق نمودار (۴) نیز با افزایش نرخ ارز (که همزمان با افزایش کسری بودجه، نقدینگی و نرخ تورم بوده)، تراز تجاری غیرنفتی ایران روند نسبتاً صعودی داشته، این وجود در تمام دوره مورد مطالعه مقدار تراز تجاری غیرنفتی ایران منفی بوده است.



نمودار ۳. روند متغیرهای نقدینگی و تورم

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۴. روند متغیرهای نرخ ارز و تراز تجاری غیرنفتی

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، فرم تعدیل یافته سناریوی خودتوضیح برداری برآورد خواهد شد که به صورت معادله (۷)

است:

$$X_t = C + D(L) X_{t-1} + U_t \quad (7)$$

که در آن $X_t = (LOIL, LBUD, LLIQ, LINF, LEXC, LNX)$ است. C بردار مقدارهای ثابت و $D(L)$

ماتریس ضرایب چند جمله‌ای وقفه‌دار خودتوضیح و بردار $U_t = (u_t^{LOIL} + u_t^{LBUD} + u_t^{LLIQ} + u_t^{LINF} + u_t^{LEXC} + u_t^{LNX})$

اجزای اخلاص فرم خلاصه است. با توجه به توضیح‌های بالا و متغیرهای تعریف شده، مدل خودتوضیح برداری

ساختاری SVAR بالا به شرح الگوی (۸) است:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^{LOIL} \\ \varepsilon_t^{LBUD} \\ \varepsilon_t^{LLIQ} \\ \varepsilon_t^{LINF} \\ \varepsilon_t^{LEXC} \\ \varepsilon_t^{LNX} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_t^{LOIL} \\ u_t^{LBUD} \\ u_t^{LLIQ} \\ u_t^{LINF} \\ u_t^{LEXC} \\ u_t^{LNX} \end{bmatrix} \quad (۸)$$

به‌منظور بررسی اثر تکانه‌های متغیرها بر صادرات غیرنفتی، مدل ۶ متغیره SVAR در نظر گرفته شده است. که در آن، بردار $\varepsilon'_t = (\varepsilon_t^{LOIL}, \varepsilon_t^{LBUD}, \varepsilon_t^{LLIQ}, \varepsilon_t^{LINF}, \varepsilon_t^{LEXC}, \varepsilon_t^{LNX})$ شامل جمله‌های اخلال ساختاری است و ε_t^{LOIL} : تکانه‌های درآمد‌های نفتی دولت؛ ε_t^{LBUD} : تکانه‌های کسری بودجه دولت؛ ε_t^{LLIQ} : تکانه‌های نقدینگی؛ ε_t^{LINF} : تکانه‌های تورم؛ ε_t^{LEXC} : تکانه‌های نرخ ارز و ε_t^{LNX} : تکانه‌های تراز تجاری غیرنفتی ایران هستند.

۳-۳. مسئله تصریح و به‌کارگیری قیدها

در این الگو سه نوع محدودیت به‌منظور تصریح مورد استفاده قرار گرفته است: نوع اول محدودیت‌ها از فروض الگو منتج می‌شود و تلویحاً بیانگر این موضوع است که تکانه‌های داخلی (تکانه‌های طرف عرضه، تقاضا و تکانه‌های اسمی) تأثیر بلندمدت بر متغیرهای خارجی (قیمت نفت) ندارند. دسته دوم از محدودیت‌ها که از الگوی نظری استخراج شده است متضمن قیودی در خصوص اثرات بلندمدت تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درون‌زای داخلی هستند. به‌این‌ترتیب مدل ساختاری محدودیت‌های دیگری را به‌منظور تصریح ارائه می‌دهد. دسته سوم محدودیت‌ها از فرض متعامد بودن جملات اخلال ساختاری به دست می‌آید که محدودیت‌های لازم دیگر را به‌منظور تصریح کامل و اعمال آن‌ها تأمین می‌کنند. محدودیت به‌کاررفته در سطر نخست ماتریس (۸) و معادله (۹) مشابه پژوهش‌های پروتی^۱ (۲۰۰۲) و جعفری صمیمی و همکاران^۲ (۲۰۱۹) است که در آن‌ها درآمد‌های نفتی دولت نسبت به سایر متغیرهای موجود در مدل، برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. درآمد‌های نفتی به‌عنوان یک متغیر برون‌زا به این معنا در مدل به کار گرفته شده است که این درآمد‌ها تحت تأثیر عوامل بیرونی و خارج از کنترل ایران بوده است. به‌عبارت دیگر، متغیرهای تعیین‌کننده درآمد نفتی ایران یعنی قیمت و میزان تولید نفت ایران، به عواملی مانند تحولات بازار جهانی، سیاست‌های کشورهای واردکننده نفت، مسائل سیاسی و اقتصادی بین‌المللی و تحریم‌های وضع شده بر ایران وابسته بوده و نتیجه سیاست‌های داخلی در زمینه افزایش یا کاهش تولید و قیمت نفت به‌صورت مستقیم نبوده است. شواهد هم نشان می‌دهد با توجه به وضعیت مالی دولت در ایران در دو دهه گذشته، دولت همیشه خواهان صادرات حداکثری نفت بوده (تحت هر سیاست مالی و پولی) با این‌وجود تحریم‌ها و شرایط محیط بین‌الملل اجازه چنین کاری به دولت ایران را نداده است. از این‌رو، در این پژوهش و در این سطر، فرض می‌شود که تکانه‌های درآمد‌های نفتی دولت از ترکیب خطی اخلال‌های مربوط به خود این متغیر حاصل شود. محدودیت‌های بیان‌شده در سطر دوم ماتریس (۸) (و معادله ۱۰) مطابق مطالعات بلانچارد و پروتی^۳ (۲۰۰۲) و فاتاس و میهوف^۴ (۲۰۰۳) فرض می‌کند که کسری بودجه دولت، به‌طور

¹ Perotti

² Jafari Samimi et al.

³ Blanchard and Perotti

⁴ Fatás & Mihov

همزمان به تکانه‌های کسری بودجه دولت و درآمدهای نفتی دولت واکنش نشان داده و تکانه‌های سایر متغیرها در همان دوره بر آن تأثیری ندارند. محدودیت لحاظ شده در سطر سوم ماتریس مربوطه و معادله (۱۱) بر اساس پژوهش‌های تجربی مانند مطالعات حاج امینی و همکاران (۱۳۹۴) قبادی و کمیجانی (۱۳۸۹) و زنوز (۱۳۹۲) فرض می‌شود نقدینگی در ایران به تکانه‌های نقدینگی، کسری بودجه دولت و درآمدهای نفتی دولت واکنش نشان می‌دهند. معادله (۱۲) مانند مطالعات گونگ و لین^۱ (۲۰۱۸)، چن و همکاران^۲ (۲۰۱۸) و کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) فرض می‌کنند تورم به تکانه‌های تورم، نقدینگی، کسری بودجه و درآمدهای نفتی دولت واکنش نشان می‌دهد. درنهایت سطر پنجم ماتریس (۸) بر اساس مطالعات استیل و لتیان^۳ (۲۰۰۶)، مونتیل^۴ (۱۹۹۹)، ورتابیان و کشانی (۱۳۹۲) و خیل کردی همکاران (۱۴۰۳) بیان می‌کند که متغیر نرخ ارز به تکانه‌های نرخ ارز، تورم، نقدینگی، کسری بودجه دولت و درآمدهای نفتی و واکنش نشان می‌دهد.

این روابط به صورت معادلات (۳-۳۲) تا (۳-۳۶) نوشته شده است:

$$\varepsilon_t^{LOIL} = b_{11}u_t^{LOIL} \quad (9)$$

$$\varepsilon_t^{LBUD} = b_{21}u_t^{LOIL} + b_{22}u_t^{LBUD} \quad (10)$$

$$\varepsilon_t^{LLIQ} = b_{31}u_t^{LOIL} + b_{32}u_t^{LBUD} + b_{33}u_t^{LIQ} \quad (11)$$

$$\varepsilon_t^{LINF} = b_{41}u_t^{LOIL} + b_{42}u_t^{LBUD} + b_{43}u_t^{LLIQ} + b_{44}u_t^{LINF} \quad (12)$$

$$\varepsilon_t^{LEXC} = b_{51}u_t^{LOIL} + b_{52}u_t^{LBUD} + b_{53}u_t^{LLIQ} + b_{54}u_t^{LINF} + b_{55}u_t^{LEXC} \quad (13)$$

همچنین در سطر آخر فرض می‌شود که تراز تجاری غیرنفتی، به تکانه‌های تمام متغیرهای اشاره شده به‌طور همزمان واکنش نشان می‌دهد. این رابطه در معادلات (۱۴) نشان داده شده است.

$$\varepsilon_t^{LNX} = b_{61}u_t^{LOIL} + b_{62}u_t^{LBUD} + b_{63}u_t^{LLIQ} + b_{64}u_t^{LINF} + b_{65}u_t^{LEXC} + b_{66}u_t^{LNX} \quad (14)$$

۴- نتایج و تحلیل یافته‌های تحقیق

۴-۱. آزمون مانایی متغیرها

مدل‌سازی اقتصادسنجی سری‌های زمانی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است، درحالی‌که بسیاری از متغیرهای اقتصادی، پایا نیستند و اغلب حاوی یک‌روند تصادفی (ریشه واحد) می‌باشند که با تفاضل‌گیری روند مذکور، حذف می‌شود. از آنجاکه حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیر معتبر کرده و می‌تواند منجر به رگرسیون‌های کاذب شود بنابراین لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون مانایی برای تمامی متغیرها انجام شود (سوری، ۱۳۹۱). برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش حاضر از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی

¹ Gong and Lin

² Chen et al.

³ Steil & Lita

⁴ Montiel

فولر -تعمیم‌یافته در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که غیر از متغیر (LBUD)، تمامی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرها

نتیجه معنی‌داری	با یک‌بار تفاضل‌گیری		در سطح		متغیر
	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	
I (1)	۰/۰۱۰۷	-۳/۷۵۶۹	۰/۱۵۴۷	-۲/۳۹۳۹	LOIL
I (1)	۰/۰۱۲۵	-۳/۶۸۳۰	۰/۰۵۳۹	-۲/۹۶۶۸	LBUD
I (1)	۰/۰۰۱۱	-۴/۸۰۲۲	۰/۹۰۵۲	-۰/۳۳۰۰	LLIQ
I (1)	۰/۰۱۱۵	-۳/۷۲۱۴	۰/۱۷۰۴	-۲/۳۳۷۲	LINF
I (1)	۰/۰۱۱۲	-۳/۷۳۴۵	۰/۹۹۹۶	۱/۹۰۳۳	LEXC
I (1)	۰/۰۰۵۲	-۴/۰۹۰۱	۰/۵۶۵۲	-۱/۳۹۶۵	LNx

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو

همان‌طور که ملاحظه شد، متغیرهای الگو در سطح مانا نبوده و بنابراین برای به دست آوردن رابطه بلندمدت، لازم است آزمون هم‌انباشتگی بررسی گردد؛ اما در الگوهای خودتوضیح ابتدا باید وقفه بهینه الگو مشخص شود، برای این منظور، معیارهای اطلاعاتی مختلفی مانند شوارتز (SC)، آکاییک (AIC)، حنان-کویین (HQ)، LogL و LR و FPE وجود دارد که نتایج آن‌ها برای الگوی موردبررسی در جدول شماره (۳) ارائه شده است. در این تحقیق با توجه به اینکه طول دوره کمتر از ۱۰۰ است، با ملاک قرار دادن معیارهای اطلاعاتی شوارتز (SC)، آکاییک (AIC)، حنان-کویین (HQ)، وقفه اول به‌عنوان وقفه بهینه انتخاب شده است.

جدول ۳. تعیین طول وقفه بهینه در مدل

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-۹۲/۷۲۳۶۶	NA	۰/۰۰۰۳۱۸	۸/۹۷۴۸۷۸	۹/۲۷۲۴۳۵	۹/۰۴۴۹۷۳
1	۵/۲۶۱۴۱۰	*۱۳۳/۶۱۶۰	۱/۳۰*۱۰ ^{-۶}	*۳/۳۳۹۸۷۲	*۵/۴۲۲۷۷۱	*۳/۸۳۰۵۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. آزمون هم‌جمعی

مفهوم اقتصادی هم‌جمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند (نامانا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را به‌خوبی دنبال می‌کنند به‌گونه‌ای که تفاضل بین آن‌ها باثبات است؛ بنابراین مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به

سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸). در این مطالعه از روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسون- جوسیلیوس برای بررسی هم‌انباشتگی استفاده شده است. در جدول (۴) نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه نشان‌دهنده وجود ۳ بردار و نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه نشان‌دهنده وجود ۲ بردار همگرایی در سطح ۵٪ در مدل است.

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون- جوسیلیوس

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقادیر ویژه		
تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال	تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال
None*	۱۳۹/۳۳۴۲	۰/۰۰۰۰	None*	۵۰۰/۸۱۵۸۹	۰/۰۰۲۲
۱At most	۸۸/۵۱۸۲۷	۰/۰۰۰۸	۱At most	۴۷/۲۳۴۶۹	۰/۰۰۰۷
۲At most	۴۱/۲۸۳۵۸	۰/۱۷۹۸	۲At most	۲۲/۶۲۲۸۹	۰/۱۹۰۲
۳At most	۱۸/۶۶۰۶۹	۰/۵۱۷۵	۳At most	۸/۲۹۴۳۸۳	۰/۸۸۴۸
۴At most	۱۰/۳۶۶۳۱	۰/۲۵۳۶	۴At most	۶/۳۴۹۲۱۲	۰/۵۶۸۸
۵At most	۴/۰۱۷۰۹۷	۰/۰۴۵۰	۵At most	۴/۰۱۷۰۹۷	۰/۰۴۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴. آزمون‌های خودهمبستگی LM^۱

یکی از فروض کلاسیک، عدم وجود خودهمبستگی سریالی و نیز عدم ارتباط پسماندها در دوره‌های زمانی مختلف است. یکی از آزمون‌هایی که برای تعیین خودهمبستگی سریالی الگو استفاده می‌شود، آزمون بروش گادفری یا همان آزمون LM است. در این آزمون، فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی سریالی پسماندها در الگوی VAR را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) آورده شده است. تا وقفه ۳، آماره‌های محاسبه شده برای مدل نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی است؛ بنابراین می‌تواند گفت هیچ شواهدی از خودهمبستگی سریالی در پسماندها وجود ندارد.

جدول (۵): نتایج آزمون‌های خودهمبستگی LM

وقفه‌ها	آماره LM	احتمال
۱	۰/۸۹۶۱۱۶	۰/۶۲۳۶
۲	۰/۹۳۱۳۹۱	۰/۵۸۵۸
۳	۱/۱۲۵۵۹۳	۰/۳۹۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵. توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس

در مدل‌های خودتوضیح برداری برای بررسی تأثیر بروز یک تکانه در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس‌العمل آنی استفاده نمود. توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهند. از این‌رو، توابع عکس‌العمل آنی مدل مطالعه در متن آورده شده است. در این نمودارها میانه پسین با خط پیوسته نشان داده شده است و خطوط نقطه‌چین نمایشگر صدک‌های دهم و نودم

¹ LM Autocorrelation Test

است. لازم به ذکر است محور عمودی در نمودارهای عکس‌العمل آنی، برحسب انحراف معیار متغیر مربوطه از وضعیت یکنواخت خود (و نه مقدار اسمی متغیرها) است. همچنین به‌منظور بررسی معناداری توابع عکس‌العمل، دامنه‌های اطمینان نیز ترسیم شده است. معناداری در توابع عکس‌العمل آنی یعنی عکس‌العمل متغیرهای مربوطه به لحاظ آماری صفر نباشد؛ و این مسئله زمانی اتفاق می‌افتد که دامنه‌های اطمینان مذکور در یکسوی محور افقی قرار بگیرند (اندرس، ۲۰۰۴).

در این بخش، با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی و تجزیه واریانس به بررسی اثر تکانه‌های متغیرهای مؤثر بر تراز تجاری غیرنفتی پرداخته می‌شود:

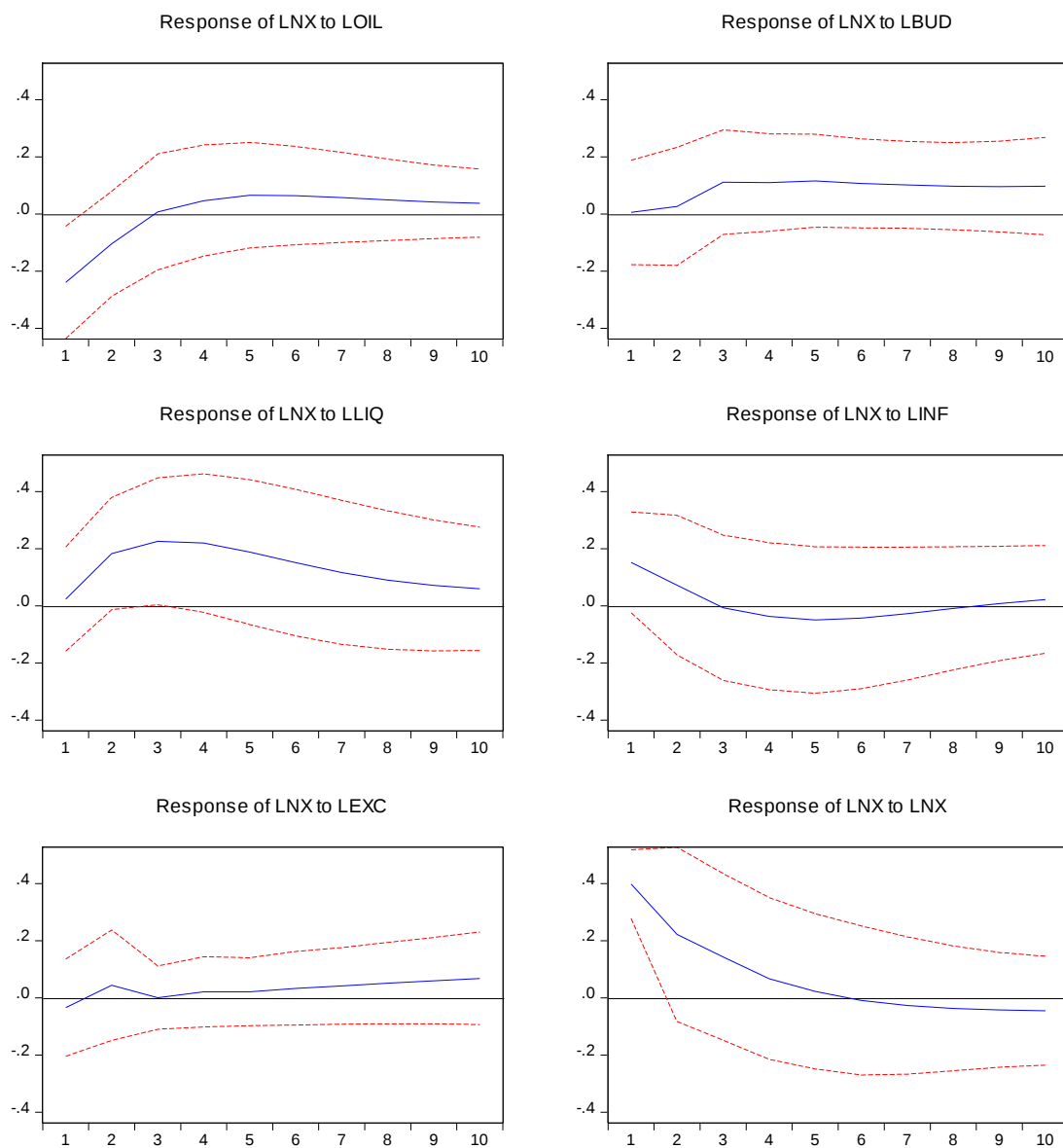
شکل شماره (۱) واکنش شاخص تراز تجاری غیرنفتی را به‌اندازه یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای موردنظر نشان می‌دهد. این نمودارها نشان می‌دهند که تکانه‌های مربوط به تراز تجاری غیرنفتی در بیشتر مواقع معنی‌دار نیست و پس از یک اثرپذیری کم در کوتاه‌مدت، اثر آن در دوره‌های بعدی از بین می‌رود. دلیل این امر این است که در طی دوره مورد اشاره هر دو متغیر صادرات و واردات کشور از متغیرهای استفاده‌شده در مدل تأثیر پذیرفته و این مورد باعث کاهش اثرگذاری شوک‌های مربوطه بر تراز تجاری ایران گردیده است. به‌عنوان مثال با افزایش متغیر نرخ ارز از یک طرف صادرات غیرنفتی ایران افزایش یافته و از سوی دیگر با توجه به اینکه حجم بالایی از تولیدات داخلی ایران وابسته به کالاهای واسطه‌ای واردشده از خارج بوده، قیمت تمام شده کالاهای مربوطه افزایش خواهد یافت که نهایتاً منجر به کاهش صادرات و کاهش تراز تجاری خواهد شد. نتیجه به دست آمده با نتایج مطالعه نوآگو و همکاران (۲۰۲۲) مبنی بر عدم تأثیرگذاری سیاست پولی و مالی انتخاب‌شده بر تراز تجاری نیجریه در یک راستا می‌باشد.

بر اساس این نتیجه می‌توان گفت با کاهش درآمدهای نفتی تراز تجاری غیرنفتی به علت شوک اولیه در ابتدا افزایش یافته اما در ادامه بعد از گذشت حدود ۳ دوره از شدت آن کاسته شده و اثرگذاری آن منفی شده و در یک روند پایدار و ثابت باقی خواهد ماند. مطابق نتایج اثرگذاری کسری بودجه (مطابق مبانی نظری اشاره شده در بخش قبلی از طریق افزایش نقدینگی، تورم و افزایش نرخ ارز) بر تراز تجاری مثبت بوده و بعد از حدود سه دوره از شدت افزایش کاسته شده و روند ثابت و پایداری پیدا خواهد کرد. پاسخ شاخص تراز تجاری به نقدینگی نیز مثبت بوده و تا حدود ۷ دوره از شدت بالایی برخوردار است و در ادامه از شدت آن کاسته خواهد شد. پاسخ شاخص تراز تجاری غیرنفتی به متغیر تورم نیز مانند متغیر نقدینگی در ابتدا مثبت بوده اما بر عکس متغیر نقدینگی بعد شدت آن کاهش بوده و پس از حدود سه دوره اثرگذاری آن منفی خواهد بود. این امر به این دلیل است که در ابتدا با افزایش نرخ تورم و در کنار آن نرخ ارز، صادرات غیرنفتی ایران افزایش پیدا خواهد کرد، اما در ادامه به علت وابستگی بالایی کالاهای تولید داخل به کالاهای واسطه‌ای وارداتی از خارج، افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت تمام شده کالاهای تولید شده داخل و از این طریق قیمت کالاهای صادراتی نسبی افزایش یافته که در نهایت کاهش حجم صادرات غیرنفتی کشور را به دنبال خواهد داشت، به عبارت دیگر در بلندمدت نرخ ارز حقیقی کاهش یافته و مزیت رقابتی کالاهای صادراتی ایران از بین خواهد رفت. این موضوع در خصوص اثرگذاری تکانه‌های نرخ ارز بر شاخص تراز تجاری غیرنفتی نیز تصدیق می‌شود، به صورتیکه در ابتدا با افزایش نرخ ارز تا حدود ۳ دوره تراز تجاری افزایش یافته و پس از آن در یک روند ثابت و حدوداً پایدار باقی خواهد ماند این امر به علت عدم افزایش نرخ ارز حقیقی در بلند مدت و در نتیجه عدم تأثیرگذاری آن بر تراز تجاری می‌باشد. در نهایت اثرگذاری تکانه‌های نرخ ارز بر شاخص تراز تجاری غیرنفتی مطابق انتظار مثبت بوده و پس از یک افزایش نسبتاً شدید اولیه در ادامه متعادل شده و در یک سطح نسبتاً پایدار باقی خواهد ماند.

نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که شوک مالی و پولی اتفاق افتاده ناشی کاهش درآمدهای نفتی منجر به بهبود تراز تجاری کشور نشده است. این نشان می‌دهد که کاهش درآمدهای نفتی عمدتاً مدیریت نشده است، هزینه‌های

کوتاه مدت باعث کسری بودجه شده است که نتیجه آن افزایش تورم و در نتیجه عدم افزایش صادرات غیرنفتی بوده است. همچنین کاهش درآمدهای نفتی و افزایش بدهی های دولت (به علت کم کشش بودن هزینه های دولت) باعث افزایش در پایه پولی کشور شده و حجم نقدینگی نیز افزایش می یابد و به طبع آن تورم نیز افزایش خواهد یافت. انتظار از تورم در دوره آتی و نااطمینانی از نرخ تورم نیز در دامن زدن به شدت تورم تأثیرگذار است و هرچه نااطمینانی افزایش یابد، میزان سرمایه گذاری در بخش تولید کاهش یافته و وضعیت تولید کشور را وخیم تر می کند و موجب فاصله گرفتن تولید و صادرات از مسیر اصلی می شود و در نتیجه باعث کاهش تراز تجاری خواهد شد؛ بنابراین نتایج این قسمت از مطالعه با نتایج مطالعه کریمی و همکاران (۱۴۰۲) تقریباً در یک راستا است. مطابق نتایج آن ها یک تکانه وارده از ناحیه قیمت نفت و جهش نرخ ارز نه تنها باعث بهبود تراز تجاری نشده بلکه حتی امکان بدتر شدن آن را هم افزایش می دهد. از طرفی نتایج بدست آمده تأیید کننده یافته های یلدرم و همکاران (۲۰۲۱) می باشد. مطابق یافته های آن ها، برای کشور آذربایجان شوک منفی قیمت نفت باعث کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول ملی، افزایش تورم و کاهش فعالیت های فعالیت اقتصادی می شود. همچنین نتایج این مطالعه تأیید کننده نتایج مطالعه موسوی نیک و همکاران (۱۴۰۱) است. مطابق نتایج مطالعه مذکور زمانی می توان از نتایج مثبت تضعیف ارزش پولی بر تراز تجاری بهره مند شد که قدرت رقابت تولیدات داخلی با کالاهای مشابه خارجی در هر بخش، افزایش یابد، در غیر این صورت افزایش نرخ ارز لزوماً منجر به بهبود تراز تجاری نخواهد گردید. با این حال نتایج بدست آمده تا حدودی با نتایج مطالعات فورسون و همکاران (۲۰۲۲) و سامبو همکاران (۲۰۲۱) که نشان دهنده اثرگذاری مثبت افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری است، در تضاد می باشد.

از طرف دیگر بر اساس نمودارهای شکل (۱) پاسخ تراز تجاری غیرنفتی به تکانه مثبت تراز تجاری غیرنفتی مثبت بوده و تا حدود ۲ دوره این اثر معنی دار است. این در حالی است در دوره های اولیه اثر تکانه مثبت تراز تجاری غیرنفتی بر افزایش صادرات غیرنفتی زیاد بوده، اما با افزایش طول دوره به مرور از اثر این تکانه کاسته شده تا اینکه بعد از شش دوره اثر آن صفر و سپس منفی شده است. دلیل این امر این است که در ابتدا با شوک افزایش نرخ و در نتیجه افزایش شدید صادرات، بازارهای جدید صادراتی به مقصد صدور کالاهای ایرانی اضافه گردیده که در دوره های بعد باعث افزایش صدور کالای ایرانی و در نتیجه بهبود تراز تجاری خواهد گردید، اما در ادامه از اثرگذاری آن هم به دلیل افزایش قیمت کالاهای صادراتی و هم نبود بازارهای جدید کاسته خواهد شد. این نتیجه، مطابق با مبانی نظری و شواهد تجربی است؛ چراکه سری های زمانی تابعی از مقادیر گذشته خود هستند و به نظر می رسد که تکانه مثبت در تراز تجاری غیرنفتی ایران بر مقدارهای صادرات غیرنفتی آینده تأثیرگذار است.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.

شکل ۱. توابع واکنش آنی

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تعیین اهمیت هر یک از متغیرهای الگو بر تراز تجاری غیرنفتی، از تجزیه واریانس^۱ ساختاری استفاده می‌شود. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری تجزیه خواهد شد که تکانه‌های هریک از متغیرها را در بر دارند. به عبارت دیگر، می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. همچنین جهت به دست آوردن میزان سهم هر شوک ساختاری در پویایی‌های تاریخی داده‌ها، از تجزیه

¹ Variance Decomposition

تاریخی^۱ استفاده می‌شود. درواقع در تجزیه تاریخی، سهم تاریخی^۲ هر شوک به متغیرهای قابل مشاهده شناسایی خواهد شد. جدول (۹) نتایج تجزیه واریانس و شکل (۳) نتایج تجزیه تاریخی صادرات غیرنفتی را نشان می‌دهد. ستون یکم نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی (S.E) در دوره‌های مختلف است؛ و منبع این خطا، تغییر در مقدارهای جاری و تکانه‌های آتی است. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهند. همان‌طور که نتایج جدول (۶) و شکل (۲) نشان می‌دهند، متغیر تراز تجاری غیرنفتی موجود، مؤثرترین عامل در توضیح نوسانات تراز تجاری غیرنفتی در دوره‌های بعدی است.

در دوره نخست، شاخص تراز تجاری غیرنفتی (۶۵.۸۴) درصد از تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان باگذشت زمان به ۳۵.۴۸ درصد کاهش می‌یابد. باین‌وجود اثر این متغیر هنوز بزرگ است. درآمدهای نفتی دولت در دوره نخست ۲۳.۸۵ درصد از نوسان‌های تراز تجاری غیرنفتی را توضیح می‌دهد که سهم این متغیر به ۱۲.۹۲ درصد در دوره ۱۰ کاهش یافته است. سهم تکانه کسری بودجه دولت در دوره نخست در توضیح نوسان‌های تراز تجاری غیرنفتی کمتر از یک درصد است که در طول زمان افزایش یافته و به ۱۲.۸۱ می‌رسد. این پدیده نشان‌دهنده این موضوع است که متغیر کسری بودجه به‌طور مستقیم اثر چندانی بر تراز تجاری غیرنفتی ندارد. نقدینگی در دوره نخست ۰.۲۲ درصد از نوسان‌های تراز تجاری غیرنفتی ایران را توضیح داده که بعد از گذشت ۱۰ دوره به ۳۰ درصد می‌رسد، این موضوع نشان‌دهنده تأثیر نوسانات شوک‌های پولی بر تراز تجاری است. متغیر تورم در دوره نخست ۹.۵۷ درصد از نوسان‌های شاخص تراز تجاری غیرنفتی را توضیح می‌دهد و در دوره پایانی، سهم این متغیر ۵.۱۲ کاهش می‌یابد. درنهایت متغیر نرخ ارز در دوره نخست ۰.۴۹ درصد از نوسان‌های صادرات غیرنفتی را توضیح می‌دهد که باگذشت زمان سهم آن اندکی افزایش یافته و در دوره پایانی، به ۲.۵۶ درصد می‌رسد.

بر اساس اطلاعات جدول (۶) و شکل (۲) در مقایسه‌ی تأثیر متغیرهای مختلف بر تراز تجاری غیرنفتی، تکانه درآمدهای نفتی و نقدینگی اثر زیادی در نوسان‌های این متغیر دارد؛ اما بیشترین سهم از تغییرهای آن مربوط به تکانه خود متغیر تراز تجاری غیرنفتی است. در جدول (۷) خلاصه برآوردهای الگو ارائه گردیده است.

جدول ۶. تجزیه واریانس ساختاری

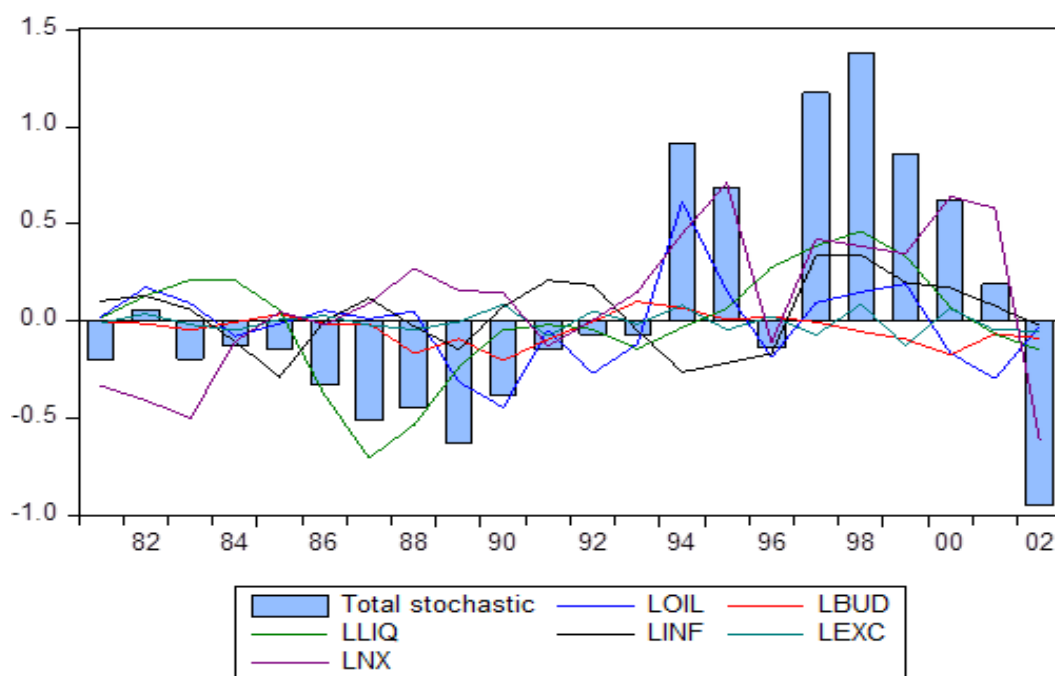
دوره	S.E	تکانه LOIL	تکانه LBUD	تکانه LLIQ	تکانه LINF	تکانه LEXC	تکانه LNX
۱	۰/۴۹۰۶۱۵	۲۳/۸۵۲۵۱	۰/۰۱۲۲۱۰	۰/۲۲۶۷۶۶	۹/۵۷۲۲۸۶	۰/۴۹۴۴۰۴	۶۵/۸۴۱۸۲
۲	۰/۵۸۴۷۲۰	۱۹/۹۵۱۱۹	۰/۲۱۳۷۵۴	۹/۹۴۳۴۳۹	۸/۲۵۵۹۵۱	۰/۹۱۱۵۷۷	۶۰/۷۲۴۰۹
۳	۰/۶۵۲۴۲۲	۱۶/۰۳۷۴۱	۳/۰۹۲۱۴۸	۱۹/۹۲۷۷۴	۶/۶۴۳۴۴۷	۰/۷۳۲۲۷۱	۵۳/۵۶۶۹۹
۴	۰/۷۰۳۰۸۳	۱۴/۲۴۶۸۲	۵/۰۸۶۸۱۵	۲۶/۹۱۲۵۸	۵/۹۹۵۹۲۲	۰/۷۱۸۹۸۷	۴۷/۰۳۸۸۷
۵	۰/۷۴۲۱۱۳	۱۳/۵۶۴۴۹	۷/۰۰۰۰۲۲	۳۰/۵۶۰۹۴	۵/۸۳۴۵۳۹	۰/۷۲۵۲۰۸	۴۲/۳۱۴۸۰
۶	۰/۷۶۹۴۱۰	۱۳/۳۱۱۶۳	۸/۴۳۷۴۱۱	۳۲/۲۷۳۹۷	۵/۷۳۵۱۷۵	۰/۸۶۱۷۴۶	۳۹/۳۸۰۰۷
۷	۰/۷۸۸۹۷۲	۱۳/۱۹۱۷۹	۹/۶۸۷۱۴۱	۳۲/۸۷۹۸۷	۵/۵۷۷۲۴۸	۱/۰۹۶۶۰۴	۳۷/۵۶۷۳۵

¹ Historical Decomposition

² Historical Contribution

دوره	S.E	تکانه LOIL	تکانه LBUD	تکانه LLIQ	تکانه LINF	تکانه LEXC	تکانه LNX
۸	۰/۸۰۴۰۲۴	۱۳/۰۷۴۰۳	۱۰/۷۸۲۵۹	۳۲/۹۱۰۵۰	۵/۳۸۳۵۵۸	۱/۴۶۳۴۴۴	۳۶/۳۸۵۸۸
۹	۰/۸۱۷۲۴۱	۱۲/۹۲۱۳۱	۱۱/۸۱۲۸۱	۳۲/۶۱۰۱۴	۵/۲۲۰۰۷۷	۱/۹۵۰۵۸۷	۳۵/۴۸۵۰۸
۱۰	۰/۸۳۰۳۳۶	۱۲/۷۲۲۱۰	۱۲/۸۱۶۳۳	۳۲/۰۹۸۶۰	۵/۰۱۲۸۶۰۰	۲/۵۶۰۰۹۱	۳۴/۶۷۴۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. تجزیه تاریخی مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. خلاصه نتایج اثرگذاری شوک‌های هریک از متغیرها بر تراز تجاری غیرنفتی

متغیر	نتیجه توابع واکنش		نتایج تجزیه واریانس		نتایج تجزیه تاریخی (بر اساس میزان تکانه)
	رابطه	معنی‌داری	ابتدای دوره	انتهای دوره	
درآمدهای نفتی	ابتدا معکوس سپس مستقیم	عدم معنی‌داری	۲۳٪	۱۲٪	متوسط
کسری بودجه	مستقیم ثابت	عدم معنی‌داری	۰/۰۱٪	۱۲٪	کم
نقدینگی	مستقیم و کاهشی	عدم معنی‌داری	۰/۲۲٪	۳۲٪	متوسط

متغیر	نتیجه توابع واکنش		نتایج تجزیه واریانس		نتایج تجزیه تاریخی (بر اساس میزان تکانه)
	رابطه	معنی داری	ابتدای دوره	انتهای دوره	
تورم	ابتدا مستقیم سپس معکوس	عدم معنی داری	۹٪	۵٪	متوسط
نرخ ارز	مثبت و ثابت	عدم معنی داری	۰/۴۹٪	۲٪	کم
تراز تجاری	ابتدا مستقیم سپس معکوس	ابتدا معنی دار سپس عدم معنی داری	۶۵٪	۳۴٪	زیاد
غیرنفتی ایران					

منبع: یافته‌های پژوهش

۵ - نتیجه گیری و ارائه پیشنهادها سیاستی

این مقاله با هدف بررسی اثرات سیاست‌های مالی و پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه تراز تجاری غیرنفتی یک مدل خود رگرسیون برداری ساختاری برای اقتصاد ایران ارائه کرد. به‌منظور درج واقعیت‌های اقتصاد ایران در مدل موردنظر، انتقال شوک‌های درآمد نفتی به کسری بودجه، افزایش نقدینگی، تورم، نرخ ارز و تراز تجاری غیرنفتی در طی دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۲ منظور شد.

نتایج برآوردها نشان می‌دهد شوک‌های مالی و پولی در ایران که از طریق کانال کاهش درآمدهای نفتی اتفاق افتاده و درنهایت بر تورم و نرخ ارز حقیقی اثر گذاشته، نتوانسته است تأثیر معنی‌داری بر تراز تجاری غیرنفتی ایران داشته باشد. با کاهش درآمدهای نفتی، کسری بودجه دولت و نقدینگی افزایش یافته که این امر منجر به افزایش تورم و درنتیجه افزایش نرخ ارز در ایران خواهد شد. افزایش تورم داخلی همزمان با افزایش نرخ ارز باعث می‌شود از اثرگذاری نرخ ارز بر افزایش صادرات کاسته شده و درنتیجه نرخ ارز نتواند اثر چندانی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران داشته باشد. به عبارت دیگر با کاهش درآمدهای نفتی و افزایش کسری بودجه دولت و افزایش نقدینگی و تورم در ابتدا نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد و بنابراین بنگاه‌های تولیدی در ابتدا با تصور افزایش قیمت محصولاتشان تشویق به سرمایه‌گذاری کرده و نیروی کار بیشتری برای این منظور استخدام می‌کنند، این امر تولید را تحریک کرده و افزایش می‌دهد، لیکن با گذشت زمان و تخلیه اثر تکانه پولی، بنگاه‌ها نیز تصمیم‌شان را تعدیل کرده و سرمایه‌گذاری و استخدام نیروی کار را متوقف می‌کنند که درنتیجه عدم تأثیرگذاری بر تولید، صادرات و تراز تجاری غیرنفتی کشور را به دنبال خواهد داشت. همچنین این امکان وجود دارد که شوک مثبت کسری بودجه (و درنتیجه افزایش نقدینگی ناشی از آن در ایران)، طرف تقاضای اقتصاد را تحریک کرده و تقاضای داخل برای واردات را با فرض ثبات سایر عوامل افزایش دهد که درنتیجه آن تراز تجاری غیرنفتی کاهش یافته و کسری تجاری به وجود آورد. با توجه به اینکه افزایش شدید نرخ ارز در ایران در چند سال گذشته (که ناشی از کاهش درآمدهای نفتی و درنتیجه شوک‌های مالی و پولی بوده) نتوانسته است تأثیر معنی‌داری بر بهبود تراز تجاری غیرنفتی ایران داشته باشد، این نتیجه تا حدودی در راستای تئوری جذب کینزی قرار دارد که طبق آن افزایش کسری بودجه و سیاست مالی انبساطی، تقاضای کل را افزایش داده و درنتیجه آن واردات بیشتر شده و حساب تجاری با کسری مواجه می‌شود. همچنین این نتیجه از جنبه‌ای دیگر نیز حائز اهمیت است و آن اینکه اقدامات دولت در زمینه کاهش کسری بودجه می‌تواند به کاهش کسری تراز تجاری نیز منجر شود.

با توضیحات بالا اگر هدف دولت در ایران توسعه صادرات غیرنفتی باشد، سیاست‌های مالی و پولی انبساطی به‌تنهایی پشتیبان این هدف نبوده و قاعده‌مند کردن این سیاست‌ها و یکپارچه‌سازی آن‌ها با هم و مطابقت با سیاست‌های ارزی و تجاری

کشور لازم و ضروری است. مطابق نتایج این مطالعه افزایش حجم نقدینگی نیز مانند افزایش کسری بودجه دولتی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران تأثیر معنی‌داری ندارد. این مهمترین نکته است که می‌تواند برای سیاست‌گذاری توسعه صادرات و در نتیجه (بهبود تراز تجاری غیرنفتی) در ایران به کار رود. برای این هدف دولت می‌بایست از افزایش بیشتر مخارج جاری خود (و در نتیجه افزایش بیشتر کسری بودجه و نقدینگی) خودداری کرده و اجازه استفاده از منابع سیستم بانکی توسط بنگاه‌های اقتصادی و گسیل جریان اعتبارات به سمت بنگاه‌های مولد اقتصادی را بدهد. در این راستا باید استقراض دولت و شرکت‌های دولتی (که مطابق آمارهای ارائه شده در دوره مورد مطالعه همواره رو به افزایش بوده است) از بانک‌ها کاهش یابد و اجازه داده شود بانک‌ها تحت هدایت دولت، منابع اعتباری را در اختیار بنگاه‌های اقتصادی قرار دهند. در این حالت با تجهیز منابع بنگاه‌های اقتصادی تولید بهبود و زمینه رشد و فعال شدن پتانسیل‌های صادراتی ایران فراهم گردیده که در نهایت به بهبود تراز تجاری ایران منجر خواهد شد.

در نهایت، اثر سیاست‌های مالی و پولی بر تراز تجاری غیرنفتی در اقتصاد ایران بیش از آنکه ناشی از ابزارهای سیاستی باشد، تابعی از هماهنگی میان این دو سیاست و میزان محدودیت‌های خارجی است. بی‌ثباتی بودجه‌ای، پولی‌سازی کسری‌ها، نوسانات نرخ ارز و انتظارات تورمی موجب شده‌اند که تراز تجاری غیرنفتی واکنش‌پذیری بالایی نسبت به تکانه‌های سیاستی داشته باشد؛ بنابراین، بهبود تراز تجاری در چنین ساختاری نیازمند هماهنگی سیاستی، کنترل پایدار تورم، مدیریت منعطف اما هدفمند نرخ ارز و کاهش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی است؛ امری که در ادبیات اقتصاد کلان نیز بر ضرورت آن تأکید شده است.

همچنین لازم است اشاره گردد کیفیت اطلاعات آمارهای، شکست‌های ساختاری ناشی از تحریم‌ها و تغییر رژیم ارزی از محدودیت‌های این مطالعه بوده و می‌تواند باعث شود نتایج بیش‌از حد قطعی به نظر برسند، از این رو لازم است در مطالعات بعدی موارد مذکور مورد نظر قرار گیرد.

منابع

منابع داخلی

- اشرف زاده، حمیدرضا و رحمانی، میترا. (۱۳۹۴). تأثیر سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری بر تولید، صادرات و اشتغال صنایع. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۴(۱۵)، ۱۳۳-۱۴۸.
- آقای، مجید، رضا قلی زاده، مهدیه و محمدرضایی، مجید. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و تجاری بر روابط تجاری ایران و کشورهای شریک عمده تجاری. *مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی*، ۱(۲۸)، ۴۹-۶۸.
- حاج امینی مهدی، احمدی شادمهری محمد طاهر، فلاحی محمدعلی، ناجی میدانی علی‌اکبر. تأثیر کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران با تأکید بر درون-زایی دارایی‌های سیستم بانکی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۳۹۴؛ ۲۳ (۷۵): ۱۳۱-۱۶۶.
- خیل کردی، ربابه، مکیان، سید نظام‌الدین و انصاری سامانی، حبیب. (۱۴۰۳). بررسی رفتار مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی بر تلاطمات نرخ ارز در اقتصاد ایران، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی* ۵۱-۷۱، (۵۶)، ۱۴.
- دلاوری، مجید و کریمی کیا، اسماء. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر سیاست مالی بر تراز تجاری ایران با تأکید بر مخارج دولتی. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۴).
- سوری، علی (۱۳۹۱). *اقتصادسنجی همراه با کاربرد EViews 7*، تهران: نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم، چاپ سوم.
- عرفانی علیرضا، صادقی مریم. تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر تجارت خارجی در ایران. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی. ۱۳۹۶؛ ۵ (۱۷): ۷-۲۵.

قبادی، سارا و کمیجانی، اکبر. (۱۳۸۹). تبیین رابطه میان سیاست پولی - ارزی و بدهی دولت و تأثیر آن‌ها بر تورم و رشد اقتصادی در ایران. مطالعات اقتصاد بین‌الملل (International Economic Studies)، ۲۱ (پیاپی ۳۷)، ۲۱-۱.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲ (۸)، ۸۷-۱۱۷.

مداح، مجید و رستگار نیا، الهام (۱۴۰۱)، تحلیل تجربی اثر شوک‌های سیاست مالی بر تراز تجاری در ایران (کاربرد مدل خود رگرسیون برداری ساختاری)، دو فصلنامه علمی - تخصصی اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، سال یازدهم، شماره اول، ۱-۲۱.

موسوی نیک، سید هادی، باقری پرمهر، شعله و خیراندیش، الهام (۱۴۰۱)، بررسی نقش شاخص تجارت درون صنعتی در تعامل نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از مدل رگرسیون گذار ملایم. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲ (۲۲)، ۳۳-۵۶.

کریمی، عادل و اربابی، فرزین و هادی نژاد دار سرا، منیژه و سیدشکری، خشایار (۱۴۰۲)، آزمون اثرات تکانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال دهم، شماره ۱، ۲۸۹-۳۲۲.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول.

هادی زنور، ب. (۱۳۹۲)، "ارزیابی عملکرد بازار پول و اعتبار در ایران و پیامدهای آن بر رشد اقتصادی"، نوین طراحان آزاد، اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی خراسان رضوی

ورتابیان کاشانی، هادی (۱۳۹۲). تحلیل منشأ نوسانات نرخ ارز طی سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۸۹)، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال اول، شماره ۴، صص ۱۵۴-۱۳۱

ولی‌بیگی، حسن، یآوری، کاظم، ابراهیمی، ایلناز و سحابی، بهرام. (۱۳۹۶). تحلیل اثر سیاست‌های پولی و مالی بر تجارت خارجی در ایران با رویکرد DSGE. پژوهشنامه بازرگانی، ۲۱ (۸۳)، ۳۴-۱.

منابع خارجی

- Ahmed, S. (1987), "Government Spending, The Balance Of Trade And The Terms Of Trade In British History" *Journal Of Monetary Economics* 20, 195-220
- Ashamu, S. O. (2020). The effect of monetary policy on foreign trade in Nigeria. *Australian Finance & Banking Review*, 4(1), 1-8. <https://doi.org/10.46281/afbr.v4i1.496>
- Bahmani-Oskooee, M, & Ratha, A. (2004). "The J-Curve: A Literature Review." *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398.
- Blanchard, O, & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 117(4), 1329-1368.
- Bussiere, Matthieu, Marcel Fratzscher, and Gernot J. Muller, (2005), "Productivity Shocks Budget Deficits And The Current Account." *ECB Working Paper* No.509, August. PP.1-34.
- Caporale, G. M, D. Ciferri, and A. Girardi. 2011. "Fiscal Shocks and Real Exchange Rate Dynamics: Some Evidence for Latin America." *Journal of International Money and Finance* 30: 709-723.
- Chen, S, Chen, D, & Härdle, W. K. (2014). The influence of oil price shocks on china's macroeconomy: a perspective of international trade. *Available at SSRN* 2634637.
- Corden, W. M, & Neary, J. P. (1982). "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy." *The Economic Journal*, 92(368), 825-848.
- Elbourne, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach". *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65-87.
- Erceg, Christopher J, Luca Guerrieri And Christopher Gust, (2005), "Expansionary Fiscal Shocks And The Trade Deficit, Board Of Governors Of The Federal Reserve System "International Finance Discussion Paper, 825, Washington, Dc.
- Fat'as, A. & Mihov, I. (2003). "The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion". *CREI.CEPR Conference on Fiscal Policy*, 1-32.
- Fleegler, Ethan, (2006), "The Twin Deficits Revisited: Across - Country, Empirical Approach Duke University, Durham, NC

- Forson, P, Dramani, J. B, Frimpong, P. B, Arthur, E, & Mahawiya, S. (2022). Effect of oil price volatility on the trade balance in sub-Saharan Africa. *OPEC Energy Review*, 46(3), 340-361
- Funke, Katja And Christiane, Nickel, (2006), "Does Fiscal Policy Matter For The Trade Account? A Panel Cointegration Study". **IMF Working Paper**. Washington D. C, P.1-25.
- Gong, X, & Lin, B. (2018). Time-varying effects of oil supply and demand shocks on China's macro-economy. *Energy*, 149, 424-437.
- Helmi, M. H, Eleyan, M. I. A, Çatık, A. N, & Ballı, E. (2023). The Time-Varying Effects of Oil Shocks on the Trade Balance of Saudi Arabia. *Resources*, 12(5), 54
https://www.researchgate.net/publication/301204465_Effect_of_monetary_policy_to_trade_balance_on_open_developing_country_a_case_of_Vietnam
- Ilzetzki, E, E. G. Mendoza, and C. A. Végh. 2013. "How Big (small?) are Fiscal Multipliers?" *Journal of Monetary Economics* 60: 239–254. <http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v60y2013i2p239-254.html>.
- Jafari Samimi, A, Asadi, S. P, & Sheidaei, Z. (2019). The international spillover of china's monetary policy: a case study of a developing country. *China Economic Journal*, 12(1), 52-67.
- Khan, M (1990) "Macroeconomic Policies And Balance Of Payment In Pakistan: 1972-1986", **IMF Working Paper**.
- Kilian, L. (2011). *Structural Vector Autoregressions*. Centre for Economic Policy Research. Discussion Paper, (8515).
- Kim, Soyoung, And Nourial Roubini, (2004), "Twin Divergence? Fiscal Policy ,Current Account, And Real Exchange ,Rate In The US", **Paper Presented At The Econometric Society, North American Winter Meeting**, Sandieg.CA.
- Krugman, P. R, & Obstfeld, M. (2018). *International Economics: Theory and Policy*. 11th ed, Pearson Education.
- Lane, P. R, & Perotti, R. (1998). The trade balance and fiscal policy in the OECD. *European Economic Review*, 42(3), 887–895. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(97\)00125-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(97)00125-6).
- Lütkepohl, Helmut (2008). "Impulse response function". *The New Palgrave Dictionary of Economics* (2nd ed.). Palgrave Macmillan.
- Mishkin, F. S. (2019). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. 12th ed, Pearson Education.
- Montiel, L.E. (1999), Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries. Oxford University Press, World Bank, pp. 497–538.
- Nwagu, G. U, Orji, A, Jude, I. O, Ogbuabor, J. E, Anthony-Orji, O. I, & Nwifo, L. C. (2022). Fiscal policy, monetary policy, and trade balance Nexus in Nigeria: New empirical evidence. *Unisia*, 40(1), 129-146.
- Perotti, R. (2002). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". *International Seminar on Macroeconomics, Working Paper*, No. 168, August.
- Rangkuty, D. M, Nasution, L. N, Hasyati, Z, Siregar, S. D, & Firmansyah, D. (2024). The monetary and fiscal policies on international trade in Indonesia. *The Es Economics and Entrepreneurship*, 3(01), 1-11.
- Sambo, N. U, Farouq, I. S, Isma'il, M. T, Sambo, N. U, Farouq, I. S, & Isma'il, M. T. (2021). Asymmetric effect of exchange rate volatility on trade balance in Nigeria. *National Accounting Review*, 3(3), 342-359.
- Sims, C. A, Stock, J. H, & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 113-144.
- Steil, B. & Litan, R.E. (2006). *Financial Statecraft*, New Haven, CT: Yale University Press.
- Udude, C. C. (2015). Monetary policy and balance of payment in Nigeria (1981-2012). *Journal of Policy and Development Studies*, 9(2), 14–26. https://www.arabianjbm.com/pdfs/JPDS_VOL_9_2/2.pdf
- Yi, K-M, (1993), "Can Government Purchases Explain The Recent U.S Net Export Deficits"? *Journal Of International Economics* 35, 201-225.
- Yildirim, Z, & Arifli, A. (2021). Oil price shocks, exchange rate and macroeconomic fluctuations in a small oil-exporting economy. *Energy*, 219, 119527