

اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ تورم در ایران (۱۳۹۳-۱۳۶۰)

عبدالرسول صادقی^۱

سید کمیل طیبی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۱

تاریخ ارسال: ۱۳۹۵/۱۲/۱۵

چکیده

با توجه به اهمیت تاریخی نرخ تورم در اقتصاد ایران و تأثیر پذیرفتن زندگی بسیاری از دهک‌های جمعیتی از آن، مطالعه حاضر در بازه زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۳، به ارزیابی اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ تورم در ایران می‌پردازد. براساس این، در مطالعه حاضر از الگوی اقتصادسنجی نرخ تورم استفاده شده که به منظور برآورد آن، از روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) بهره گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد که تحریم‌ها از طریق تغییرات در نرخ ارز و کسری بودجه دولت، تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ تورم داشته است. متغیرهای نرخ ارز، نرخ سود سپرده‌های بانکی و نقدینگی نیز تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ تورم ایجاد کرده است، حال آن که درآمدهای مالیاتی و درآمدهای نفت تأثیر منفی و معناداری بر نرخ تورم در این دوره داشته‌اند.

واژگان کلیدی: ایران، تحریم‌های بین‌المللی، نقدینگی، نرخ ارز، کسری بودجه دولت.

طبقه‌بندی JEL: C22, E31, F51, F59.

۱- کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان، پست الکترونیکی: sadeghi.r1988@yahoo.com

۲- استاد گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: Sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

۱- مقدمه

از آنجا که تورم علاوه بر اثرات اقتصادی، بر سیاست و فرهنگ هر جامعه‌ای نیز تأثیرگذار است، اهمیت بررسی آن بیشتر جلوه می‌کند. از بارزترین اثرات اقتصادی که باعث شده است تورم در متن زندگی افراد جامعه حس شود، تأثیرگذاری آن بر قدرت خرید مردم و رشد اقتصادی است. آثار مخرب تورم مانند توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان حقوق‌بگیران، افزایش نااطمینانی و در نتیجه، کاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت، همیشه مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است.

وجود ضعف‌های ساختاری در اقتصاد ایران، باعث شده است که نرخ تورم در طول سال‌های مختلف با نوسان‌های زیادی مواجه باشد. به همین جهت، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی را بر آن داشته است تا به‌منظور مهار نرخ تورم و ایجاد ثبات در آن، ابتدا برنامه‌های مدنظرشان را بر برطرف کردن این ضعف‌ها متمرکز کنند. یکی از این موارد ضعف بارز، وابستگی بسیار بالای ذخایر ارزی به دریافتی‌های ارزی حاصل از فروش نفت بوده که موجب شده است بازار ارز نسبت به رویدادهای بازار نفت بسیار حساس باشد و در سطح بسیار بالایی از آن تأثیر بپذیرد. از سوی دیگر، وابستگی بخش‌های تولید و مصرف به نوسان‌های نرخ ارز، موجب شده است که شوک‌های بازار نفت به بازار ارز منتقل و از بازار ارز به بخش‌های تولید و مصرف و در نتیجه، به سطح عمومی قیمت‌ها تسری یابد. ضعف بارز دیگری که در اقتصاد ایران نمود دارد، وابستگی شدید بودجه سالانه دولت به درآمدهای نفتی و عدم استقلال بانک مرکزی است که باعث شده ابزارهای پولی در اختیار سیاست‌های مالی قرار گیرد و دولت‌ها برای جبران کسری بودجه پیش‌آمده، به منابع بانک مرکزی روی آورند که موجب تأثیر پذیرفتن نرخ تورم شده است.

موارد ضعف یادشده، باعث شده است اقتصاد ایران در برابر رویدادهای خارجی که بازار نفت را تحت تأثیر قرار می‌دهند، آسیب‌پذیر باشد. یکی از این رویدادها، تحریم‌های بین‌المللی است که به صورت همه‌جانبه در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ وضع شده‌اند. این تحریم‌ها به صورت یک‌جانبه توسط ایالات متحده آمریکا و چندجانبه با همراهی کشورهای عضو اتحادیه اروپا، شرق آسیا، حوزه خلیج فارس و تحریم‌های مصوب در شورای امنیت سازمان ملل (که تمام کشورهای عضو ملزم به رعایت آن هستند)، با علم به موارد ضعف یادشده، به صورتی هوشمند و آگاهانه اعمال شده‌اند، به‌طوری که علاوه بر تعداد زیاد کشورهای شرکت‌کننده در تحریم‌ها، صادرات نفت، بانک‌های

تجاری و بانک مرکزی ایران مورد تحریم قرار گرفتند و دارایی‌های دولت ایران در خارج از کشور مسدود شد.

حال، هدف مطالعه حاضر، بررسی این پرسش‌هاست که آیا تحریم‌های بین‌المللی توانسته است از طریق موارد ضعف ساختاری مطرح شده، نرخ تورم را تحت تأثیر قرار دهد؟ در صورت تأثیرگذاری، این تأثیر از چه کانال‌هایی صورت پذیرفته است؟ علاوه بر تحریم‌های بین‌المللی، سایر عوامل مانند نوسان‌های نرخ ارز، نقدینگی، درآمدهای نفت، درآمدهای مالیاتی و نرخ سود سپرده، چه تأثیری بر نرخ تورم داشته‌اند؟

این مقاله به این صورت ساماندهی شده است: در ابتدا، مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود. سپس، مطالعات صورت گرفته بررسی می‌شود. روش تحقیق در بخش سوم، روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی در بخش چهارم مطرح می‌شود و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

تحریم

از سال ۱۹۱۴ میلادی، قدرت‌های نظامی و اقتصادی برای پیشبرد اهداف خود در کشورهای هدف، ابزار تحریم‌های اقتصادی و سیاسی را جایگزین اهرم جنگ کردند (مدلیکات^۱، ۱۹۵۲). تحریم‌های اقتصادی را می‌توان در سه گروه طبقه‌بندی کرد:

۱- تحریم واردات: در این نوع تحریم، واردات یک یا چند کالا از کشور هدف تحریم توسط کشورهای تحریم‌کننده محدود و ممنوع می‌شود و از این طریق تقاضا برای تولیدات کشور هدف محدود می‌شود. چنین اقدام‌هایی به‌منظور محدود ساختن توان کشور هدف در به‌دست آوردن دریافته‌های ارزی و در نهایت، قابلیت آنها برای تأمین کالاهای مورد نیاز اعمال می‌شود. یکی از ضعف‌های این نوع تحریم‌ها، آن است که کشور هدف می‌تواند با یافتن بازارهای جایگزین برای محصولات خود یا فروش آنها به کشوری ثالث، اثرات تحریم‌ها را خنثی کند.

۲- تحریم صادرات: در این نوع تحریم، صادرات کالاهایی خاص به کشور هدف از سوی کشورهای تحریم‌کننده محدود و ممنوع می‌شود. تحریم یادشده از معمول‌ترین نوع تحریم‌ها

به شمار می‌آید.

۳- تحریم مالی: در این نوع تحریم‌ها، وام‌دهی و سرمایه‌گذاری در کشور هدف محدود و ممنوع می‌شود. این نوع تحریم‌ها می‌تواند به محدود ساختن پرداخت‌های بین‌المللی کشور هدف و محدود ساختن قدرت فرار و گریز از اثرات تحریم‌های اعمال شده منجر شود (کاروسو^۱، ۲۰۰۳).

تحریم‌های تجاری از نوع تحریم واردات از کشور هدف، ثروت کشور هدف را از طریق کاهش دریافتی‌های صادراتی کاهش می‌دهد. تحریم واردات از کشور هدف، به معنای محدود ساختن صادرات کالاهای خاصی (مانند نفت از ایران، عراق و سوریه) یا تمام کالاهای وارداتی از کشور هدف (مانند کوبا) است، با این هدف که توانایی کشور هدف برای تأمین مالی سیاست‌های مورد نظرش کاهش یابد (ایلر^۲، ۲۰۰۷، صص ۱۴-۱۳).

به بیان دیگر، تحریم‌های تجاری به‌طور عمده شامل ممنوعیت یا ایجاد محدودیت در صادرات و واردات کشور هدف می‌شود. به‌طور کلی، تحریم‌های تجاری به لحاظ شیوه اعمال به دو روش بایکوت و توقیف صورت می‌گیرد. در روش بایکوت، کشور هدف از صادرات یک یا چند کالا به کشورهای دیگر محروم می‌شود. طبیعی است که در این روش، کالاهای مهم صادراتی یک کشور مورد توجه تحریم‌کنندگان قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، در این شیوه، واردات کالاهایی از کشور هدف ممنوع می‌شود که اقتصاد آن کشور اتکای زیادی به فروش آن کالا داشته باشد. بنابراین، این نوع تحریم به کاهش درآمدهای ارزی کشور هدف منجر می‌شود.

در روش توقیف برخلاف روش بایکوت، از صادرات برخی کالاها به کشور هدف خودداری می‌شود. با استفاده از این نوع تحریم می‌توان به برخی از صنایع خاص کشور هدف که نیازمند واردات مواد اولیه اساسی برای ادامه تولید هستند، آسیب وارد کرد. در صورتی که کشور هدف قادر به دستیابی کالاهای یادشده نباشد و این کالاها برای آن دارای اهمیت زیادی باشند، این نوع تحریم نیز مؤثر واقع می‌شود (یاوری، ۱۳۸۹، ص ۱۴).

نکته مورد تأکید طرفداران تحریم اقتصاد ایران که در آمریکا و تا حدودی جهان غرب نیز دارای اجماع بوده، این واقعیت است که وابستگی بیش از حد به دریافتی‌های ارزی نفت، ضعف اقتصاد ایران به شمار می‌آید. به همین دلیل، آنها تمام تلاش خود را به‌منظور محدودسازی صادرات نفت ایران به کار گرفتند (زهرانی، ۱۳۸۷، ص ۲۰). گزارش‌های مرکز پژوهش‌های مجلس شورای

1- Caruso

2- Eyler

اسلامی حکایت از آن دارد که سهم درآمدهای نفتی در منابع درآمدی بودجه سال ۱۳۹۱، حدود پنجاه درصد بوده است (پيله‌فروش، ۱۳۹۱، ص ۴۹).

تحریم‌های مالی می‌تواند بازار ارز را تحت تأثیر قرار دهد. ایجاد یک بحران ارزی، در جایی که ارزش ارز کشور هدف در معرض مخاطره قرار دارد، ممکن است در اثر تحریم‌های مالی هدف-گیری شده، با شدت انجام شود، به‌خصوص اگر کشور هدف در معرض فروپاشی اقتصادی قرار داشته باشد. همچنین ممکن است حجم گسترده‌ای از سیاست‌بازی‌ها، به موازات سقوط مارپیچی و فزاینده نرخ ارز توسط کشور هدف انجام شود. جنبه‌های سیاستی مدیریت تولید و عرضه ارز به‌حدی قوی و گسترده است که باید به صورت خاص مواظب نتایج سیاستی آن بود، زیرا گاهی این نتایج به شکست آشکار و فاجعه‌بار ارزهای ملی در مقیاس جهانی نسبت داده می‌شوند (استیل و لیتان، ۲۰۰۶، ص ۱۱۳).

نقدینگی

توجه به تأثیرپذیری تورم از حجم پول در مکاتب مختلف سابقه طولانی داشته است. کلاسیک‌ها، پول‌گرایان و نئوکلاسیک‌های عقلایی جهت علیت در نظریه مقداری پول را از تغییرات حجم پول به سطح عمومی قیمت‌ها می‌دانند. بنابراین، برای مهار تورم، سیاست کنترل نقدینگی می‌تواند نتیجه مناسبی داشته باشد (خلیلی عراقی، ۱۳۹۲، ص ۲۵۴). نظریه مقداری پول به صورت معادله زیر تعریف می‌شود:

$$PY = MV \quad (1)$$

متغیرهای M و V , P , Y به ترتیب درآمد ملی، سطح عمومی قیمت‌ها، سرعت گردش پول و حجم پول را نشان می‌دهند. با فرض ثابت بودن سرعت گردش پول و همین‌طور ثابت بودن درآمد ملی در سطح اشتغال کامل، هرگاه حجم پول در اقتصاد افزایش یابد، سطح عمومی قیمت‌ها نیز افزایش خواهد یافت (خلیلی عراقی، ۱۳۹۲، ص ۶۲).

پول‌گرایان بر این باورند که رشد مستمر و بالای حجم پول به شکل‌گیری تورم منجر می‌شود و از سوی دیگر، تورم نمی‌تواند برای مدتی طولانی بدون رشد نقدینگی دوام داشته باشد، زیرا استمرار نرخ تورم به افزایش تورم انتظاری بستگی دارد که افزایش حجم پول این مهم را به دنبال دارد (خلیلی عراقی، ۱۳۹۲، ص ۱۹۹).

انتظارات قیمتی

آفتالیون^۱ با انتقاد از نظریه مقداری پول، تأثیر متغیرهای روانی را بر تورم مطرح کرد. برخلاف نظریه مقداری پول که تورم را پدیده پولی صرف در نظر می‌گرفت، آفتالیون ضمن رد آن، بر این اعتقاد بود که علاوه بر تغییرات حجم پول، متغیرهای انتظارات قیمتی و عوامل سیاسی و اجتماعی نیز بر تورم تأثیرگذار هستند. براساس این، هرگاه صاحبان درآمد، افزایش قیمت‌ها را در آینده پیش‌بینی کنند، پول‌های خود را به سرعت به کالا تبدیل می‌کنند، در نتیجه، با افزایش تقاضا برای کالا و خدمات در دوره جاری، قیمت‌ها افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، بنگاه‌های تولیدی نیز با پیش‌بینی افزایش قیمت‌ها در آینده، کالاهای خود را در زمان جاری بیشتر انبار و عرضه آنها را به آینده موکول می‌کنند، در نتیجه، عرضه کالاها در دوره کنونی و به تبع آن، قیمت‌ها افزایش پیدا می‌یابد (تقی‌زاده، ۱۳۹۵، ص ۲). براساس این، عواملی غیر از تغییرات حجم پول، مانند تحریم‌های بین‌المللی که به دنبال خود اثرات روانی بسیاری بر انتظارات قیمتی دارند، می‌توانند تورم را مانند تغییرات حجم پول تحت تأثیر قرار دهند.

کسری بودجه

کسری بودجه دولت، افزایش مخارج دولت نسبت به درآمدهای دولت است. تأثیر کسری بودجه دولت بر نرخ تورم یکی از موضوع‌هایی است که نتایج حاصل از آن همواره مورد بحث بوده است، زیرا آثار اقتصادی آن صرف‌نظر از علت شکل‌گیری، به نحوه تأمین مالی آن بستگی دارد. به‌طور کلی، تأمین کسری بودجه دولت از طریق استقراض از نظام بانکی، استقراض داخلی، (انتشار اوراق قرضه) و استقراض از خارج صورت می‌پذیرد. در اقتصاد ایران، حجم بزرگ دولت و غلبه هزینه‌های جاری بر هزینه‌های عمرانی با تکیه بر درآمدهای نفتی، ساختار بودجه عمومی دولت را به گونه‌ای رقم زده است که از اواسط سال، بحث عدم تأمین منابع پیش‌بینی شده در قانون بودجه سالانه مطرح می‌شود (بیدگلی، ۱۳۹۱، ص ۱۱۲).

نرخ سود سپرده

در اقتصاد ایران بانک مرکزی به صورت دستوری سقف نرخ سود بانکی را تعیین و به بانک‌ها ابلاغ می‌کند. بانک‌ها سپرده‌های خانوارها را با نرخ سود مشخص می‌پذیرند و با نرخ سود بالاتر به بنگاه‌ها

تسهیلات می‌دهند و از این طریق سود کسب می‌کنند (غفاری، ۱۳۹۵، ص ۱۲۰). به عبارتی، نرخ سود تسهیلات بانکی باید برابر با نرخ سود سپرده به اضافه یک درصد سود مدیریت، یک درصد ریسک و یک درصد هزینه حق‌الوکاله باشد (بیدآباد، ۱۳۸۴، ص ۴۸).

بنابراین، افزایش سود سپرده‌ها می‌تواند از یک سو، سبب جذب نقدینگی در نظام بانکی و جلوگیری از سوق یافتن آن به سمت بازارهای دارایی شود که کاهش سطح قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت، اما از سوی دیگر، افزایش نرخ سود سپرده، افزایش نرخ سود تسهیلات را نیز به دنبال دارد که باعث افزایش هزینه تمام‌شده سرمایه‌گذاری و تولید کالاها و خدمات می‌شود و در نتیجه، افزایش قیمت تمام‌شده کالاها را در پی دارد (کفایی، ۱۳۸۹).

نرخ ارز

نرخ ارز از متغیرهای کلیدی در هر نظام اقتصادی به شمار می‌آید و در کشورهایی مانند ایران که قسمت عمده درآمدهای دولت از محل دریافتی‌های ارزی ناشی از صادرات نفت تشکیل می‌شود، اهمیت نوسان‌های نرخ ارز به مراتب بیشتر است (غفاری، ۱۳۹۱).

نظریه تورمی ناشی از فشار هزینه، افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضه کل را دلیل اصلی افزایش قیمت‌ها قلمداد می‌کند. این افزایش هزینه می‌تواند بر اثر افزایش دستمزد یا قیمت مواد اولیه باشد. نوسان‌های نرخ ارز در کشورهای واردکننده مواد اولیه تولید، از آنجا که قیمت مواد اولیه و به تبع آن، هزینه‌های تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌تواند بر قیمت تمام‌شده کالاها تأثیرگذار باشد (تقی‌زاده، ۱۳۹۵). از سوی دیگر، کشورهایی که کالاهای مصرفی آنها نیز وارداتی است، نوسان‌های نرخ ارز قیمت آنها را نیز تحت تأثیر قرار خواهد داد (جلائی، ۱۳۹۵).

درآمدهای نفت

نفت یکی از عمده‌ترین منابع تأمین ارز کشور است. براساس آمارهای بانک مرکزی، نود درصد از ارزش صادرات و شصت درصد از درآمدهای سالیانه دولت را درآمدهای ناشی از تولید و صادرات نفت تشکیل می‌دهد (مهدوی عادل، ۱۳۹۱). نوسان‌های درآمدهای نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم تأثیرگذار است. درآمد نفت ممکن است از دو جنبه بر تورم تأثیرگذار باشد. از یک سو، با توجه به اینکه قسمت عمده‌ای از درآمدهای دولت از طریق صادرات نفت حاصل می‌شود، زمانی که درآمد نفت افزایش یابد، کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. این مسأله سبب کاهش استقراض دولت

از بانک مرکزی می‌شود که نتیجه آن، کاهش تورم است، اما از سوی دیگر، این افزایش درآمد نفت سبب افزایش درآمد کشور می‌شود و ممکن است افزایش نقدینگی را به دنبال داشته باشد و افزایش نقدینگی موجب افزایش تورم شود (صامتی و همکاران، ۱۳۹۲).

درآمدهای مالیاتی

در کشورهای توسعه‌یافته درآمدهای مالیاتی بیشترین سهم را از درآمدهای دولت تشکیل می‌دهد و تکیه بر درآمدهای پایدار مالیاتی، نشانه‌ای از سلامت اقتصادی کشورها به شمار می‌آید. بالا بودن سهم درآمدهای مالیاتی در کل درآمدهای دولت، به‌عنوان یک منبع درآمدی باثبات، می‌تواند از بروز عوارض نامطلوبی مانند کسری بودجه مداوم جلوگیری کند. وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی سبب شده است که مالیات‌ها سهم اندکی از درآمدهای دولت را تشکیل دهند، به‌طوری که سهم درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ تنها معادل هفت درصد بوده است (سلمانی بی‌شک، ۱۳۹۳).

۳- پیشینه پژوهش

یلنا و فریال^۱ (۲۰۱۶)، با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۹ و روش خودرگرسیون برداری (VAR)، به بررسی تأثیر قیمت نفت و تحریم‌ها بر اقتصاد روسیه پرداختند. در این مطالعه، به‌منظور ارزیابی آثار تحریم‌ها، از متغیر مجازی استفاده شده است. به‌متغیر مجازی در فصل‌هایی که تحریم‌های اتحادیه اروپا و ایالات متحده آمریکا اعمال شده‌اند، ارزش یک و در سایر فصل‌ها ارزش صفر اختصاص داده شد. نتایج حاصل نشان داد که اقتصاد روسیه به‌شدت از نوسانات در قیمت نفت و تحریم‌ها (از طریق تأثیرگذاری بر درآمدهای حاصل از صادرات نفت) تأثیرپذیر است، زیرا تغییرات قیمت نفت و تحریم‌ها بر متغیرهای مورد بررسی (نرخ تورم، نرخ واقعی ارز و تولید ناخالص داخلی) تأثیرگذار بوده‌اند.

تأثیر تحریم‌ها بر سطح عمومی قیمت‌ها (طغیانی و همکاران، ۱۳۹۱): نیکاراگوئه، سه دوره تحریم‌های وضع شده توسط ایالات متحده آمریکا را طی سال‌های ۱۹۷۹-۱۹۷۷، ۱۹۸۸-۱۹۸۱ و ۱۹۹۲-۱۹۹۵ تجربه کرد. دوره دوم تحریم‌ها اثر شدیدی بر نرخ تورم برجای گذاشت، به‌صورتی که نرخ تورم در سال ۱۹۸۵ از ۲۱۹ درصد به ۶۸۱ درصد و در دو سال بعد به ۹۱۱ درصد رسید.

سودان از سال ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۵ تحریم‌های وضع شده توسط ایالات متحده آمریکا را تجربه کرد. طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۵ سطح عمومی قیمت‌ها رشد ۱۰ برابری را تجربه کرد. سوریه بین سال‌های ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۴ تحریم‌های وضع شده توسط آمریکا را تجربه کرد. قیمت‌ها از سال ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۵ با رشدی ۸۰ درصدی مواجه شد.

به‌طور کلی، تحریم‌هایی که بر اقتصاد ایران وضع شده‌اند، برخلاف تحریم‌هایی که مورد ارزیابی قرار گرفته است، تنها از نوع تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا نبوده است، بلکه علاوه بر تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا، شامل تحریم‌های چندجانبه و تحریم‌های شورای امنیت نیز بوده است، بنابراین، وسعت و شدت تحریم‌های بین‌المللی اعمال شده بر اقتصاد ایران بسیار بیشتر از تحریم‌هایی بوده است که مطالعه یادشده، آثار آنها را مورد ارزیابی قرار داده است. به همین دلیل، نتایج حاصل از این مطالعه می‌تواند متمایز از مطالعه یادشده باشد.

ساهان^۱ (۲۰۱۰)، در بازه زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۰، به ارزیابی رابطه بین کسری بودجه و نرخ تورم در ترکیه و ۱۶ کشور اروپایی پرداخت. نتایج حاصل نشان داد که ارتباط بین این دو متغیر با توجه به ساختار اقتصادی و سطح توسعه کشورهای متفاوت بوده است. به این صورت که در بلندمدت رابطه معناداری بین کسری بودجه و نرخ تورم در کشورهای توسعه‌یافته وجود ندارد، در حالی که در کشورهای در حال توسعه رابطه معنادار و مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد.

سیل^۲ (۲۰۰۵)، در مطالعه خود به بررسی رابطه بین کسری بودجه و نرخ تورم پرداخت. وی در مطالعه خود بیان می‌کند که شواهد تجربی ارتباط مختلف بین کسری بودجه و نرخ تورم را در حالت‌های مختلف نشان می‌دهند. سیاست‌های پولی و مالی در ارتباط با یکدیگر هستند، زیرا رشد حجم پول به صورت حق‌الضرب آن، منبع درآمدی برای تأمین مالی هزینه‌های دولت به شمار می‌آید. به گفته وی، پاسخ به این پرسش که آیا کسری بودجه به افزایش تورم منجر می‌شود یا خیر؟ به استقلال بانک مرکزی در تعیین سیاست‌های پولی به منظور تأمین مالی کسری بودجه بستگی دارد. مطالعه وی نشان داده است در اقتصاد آمریکا از آنجا که بانک مرکزی استقلال کافی دارد، ارتباط ضعیفی بین کسری بودجه و تورم وجود دارد، در حالی که ارتباط مطرح شده در کشورهای در حال توسعه قوی است.

صامتی و همکاران (۱۳۹۲)، در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸، به بررسی اثر رشد درآمدهای دولت

1- Sahan

2- Sill

بر تورم و رشد حقیقی اقتصاد در ایران با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ رشد واقعی درآمدهای مالیاتی دولت، دارای تأثیر معناداری بر نرخ رشد حقیقی اقتصاد نبوده، اما بر نرخ تورم تأثیر منفی و معناداری داشته است.

هادیان و پارسا (۱۳۸۷)، اثرات با وقفه تغییرات حجم پول را بر نرخ تورم در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از روش ARDL مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که تغییر حجم نقدینگی حداقل تا سه دوره متوالی تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به این صورت که یک درصد افزایش در حجم نقدینگی در دوره t ، ۰/۴۲ درصد در همان دوره، ۰/۱۹ درصد در دوره $t+1$ و ۰/۲۷ درصد در دوره $t+2$ تورم را افزایش می‌دهد.

نصراصفهانی و یاوری (۱۳۸۲)، در مطالعه عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر نرخ تورم در ایران، با بهره‌گیری از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۵۰ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری، به بررسی اثرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که تکانه‌های نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ تورم تأثیرگذار بوده است.

۴- الگوی تجربی تحقیق

متغیر شاخص بهای کالاهای مصرفی به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. متغیرهای مستقل براساس مطالب مطرح شده در مبانی نظری انتخاب شدند و مدل زیر تعریف شد.

$$CPI_t = F(CPI_{t-1}, M_t, R_t, T_t, EXO_t, E_t, DBD_t, DR_t) \quad (2)$$

مدل تعریف شده، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۳ برآورد شده است. به‌منظور برآورد ضرایب تمام متغیرهای مدل، از داده‌های سالانه موجود در سایت بانک مرکزی و نرم‌افزارهای مایکروفیت (Microfit 4.2) و Eviews بهره‌گرفته شده است.

تعریف متغیرهای الگوی حاضر

متغیر وابسته و متغیرهای مستقل به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

(CPI): شاخص بهای کالاهای مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰.

متغیر ضریبی مجازی تحریم در نرخ ارز (DR): با توجه به سهم عمده دریافتی‌های ارزی در کل ذخایر ارزی ایران و هدف قرار گرفتن صادرات نفتی در تحریم‌های ۱۳۹۱ و از سوی دیگر، مطالعاتی مانند مطالعه یانگ (۲۰۱۷) که به تأثیرهای معنادار و قابل توجه شوک‌های نفت بر نرخ ارز در

کشورهای صادرکننده نفت پرداخته است و همچنین مطالعه عظیمی (۱۳۹۲)، که تأییدکننده تأثیر معنادار نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران بوده، به‌منظور ارزیابی آثار تحریم‌ها بر نرخ تورم از کانال تأثیرگذاری بر نرخ ارز، از متغیر ضربی مجازی DR استفاده شده است.

متغیر ضربی مجازی تحریم در کسری بودجه دولت (DBD): با توجه به وابستگی بسیار بالای بودجه دولت به درآمدهای نفتی و هدف قرار گرفتن صادرات نفت در تحریم‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ و به‌علاوه، نتیجه مطالعاتی مانند مطالعه بیدگلی (۱۳۹۱) که تأییدکننده رابطه معنادار کسری بودجه بر نرخ تورم در ایران بوده، کانال دیگر تأثیرگذاری تحریم‌ها بر نرخ تورم، تأثیرگذاری بر بودجه دولت بوده است. به همین منظور از متغیر مجازی ضربی DBD استفاده شده است.

درآمدهای نفتی (EXO): با توجه به مبانی نظری مطرح شده و مطالعه عظیمی (۱۳۹۲)، درآمدهای نفت (میلیون دلار، ارزش اسمی) به‌عنوان یکی از متغیرهای مستقل در الگو، مورد استفاده قرار گرفته است.

نرخ ارز (R): با توجه به مبانی نظری مطرح شده و مطالعه بیدگلی (۱۳۹۱)، نرخ ارز به‌عنوان یکی از متغیرهای مستقل در الگو، مورد استفاده قرار گرفته است. برای استفاده از این متغیر، از نرخ ارز (دلار) غیررسمی (بازار) منتشر شده در بانک مرکزی، بهره گرفته شده است.

نقدینگی (M): نظریه مقداری پول، همبستگی قوی بین رشد نقدینگی و تورم را پیش‌بینی می‌کند. به عبارتی، رشد پیوسته و زیاد حجم پول در اقتصاد، موجب افزایش نرخ تورم می‌شود. براساس این، کنترل حجم پول به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌های پولی بانک مرکزی، به‌منظور مهار تورم شناخته می‌شود (تقی‌زاده، ۱۳۹۵). براساس این، نقدینگی (میلیارد ریال) به‌عنوان یکی از متغیرهای مستقل در مدل، در نظر گرفته شده است.

درآمدهای مالیاتی (T): با توجه به مبانی نظری مطرح شده و به‌علاوه، براساس نتایج حاصل از مطالعه صامتی و همکاران (۱۳۹۲) که نشان‌دهنده رابطه منفی و معناداری بین رشد درآمدهای مالیاتی دولت و نرخ تورم در اقتصاد ایران بوده، درآمدهای مالیاتی (میلیارد ریال) به‌عنوان یکی از متغیرهای مستقل، در نظر گرفته شده است.

نرخ سود سپرده (E): با توجه به مبانی نظری مطرح شده، افزایش نرخ سود سپرده می‌تواند موجب افزایش یا کاهش نرخ تورم شود که در مطالعه کفایی (۱۳۸۹)، نرخ سود سپرده رابطه مستقیم و معناداری با نرخ تورم در اقتصاد ایران داشته است. برای به‌کارگیری این متغیر، از سری زمانی نرخ

سود سپرده یک‌ساله، منتشر شده در بانک مرکزی استفاده شده است.

انتظارات قیمتی (CPI_{t-1}): با توجه به مطالعه عظیمی (۱۳۹۲) که تأییدکننده ارتباط معنادار انتظارات قیمتی با نرخ تورم در اقتصاد ایران بوده و به‌علاوه، مبانی نظری مطرح شده، انتظارات قیمتی در الگوی تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. برای به‌کارگیری این متغیر، از وقفه شاخص بهای کالاهای مصرفی استفاده شده است.

متغیر تحریم‌های اقتصادی به صورت متغیر مجازی وارد مدل شده است. به این متغیر در سال‌هایی که تحریم‌ها از حالت یک‌جانبه توسط ایالات متحده آمریکا به شکل چندجانبه و همه‌جانبه تغییر وضعیت دادند، یعنی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ عدد یک و در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ عدد صفر نسبت داده شده است. در واقع، از آنجا که ارزیابی آثار تحریم‌های همه‌جانبه ۱۳۹۳-۱۳۹۱ بر نرخ تورم، از کانال‌های تأثیرگذاری بر نرخ ارز و کسری بودجه دولت صورت پذیرفته و با توجه به این مسأله که تحریم صادرات نفت و بانک مرکزی ایران و در نتیجه، متأثر شدن بازار ارز و کسری بودجه دولت از تحریم‌ها به دلیل کاهش صادرات نفتی، از سال ۱۳۹۱ فراگیر شده است^۱، به همین جهت، به متغیر مجازی تحریم در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱، ارزش یک اختصاص داده شده است. به این منظور، متغیر مجازی تحریم‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ در دو متغیر نرخ ارز و کسری بودجه دولت در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ ضرب شده است. در مجموع، تأثیرگذاری تحریم‌ها از کانال کسری بودجه دولت و نرخ ارز به صورت تفاوت در ضرایب زاویه نشان داده شده است.

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی و استفاده از روش‌های معمول و متداول برای برآورد آن، مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای سری زمانی مدل است. انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، مطرح کردند، از آنجا که سری‌های زمانی در اقتصاد غالباً نامانا هستند، به‌کارگیری روش‌های متداول

۱- اتحادیه اروپا در تاریخ سوم بهمن ۱۳۹۰، به تحریم صنعت نفت و بانک مرکزی ایران اقدام کرد. براساس این تحریم‌ها، کشورهای عضو اتحادیه اروپا از یازدهم تیر ۱۳۹۱، از خرید نفت ایران منع شدند و دارایی‌های بانک مرکزی ایران در اروپا نیز مسدود شد و همچنین تجارت طلا و سایر فلزات گران‌بها با بانک‌ها و نهادهای دولتی ایران ممنوع شد. در یازدهم دی ۱۳۹۰، آمریکا به تحریم صنعت نفت ایران و بانک مرکزی ایران اقدام کرد. در دهم آذر ۱۳۹۱، ایالات متحده آمریکا تحریم‌های گسترده‌ای را بر بخش‌های انرژی، بنادر، کشتیرانی و کشتی‌سازی وضع کرد. در تاریخ دهم مرداد ۱۳۹۱، آمریکا تحریم‌ها علیه شرکت ملی نفت ایران را وسعت بخشید. هدف آمریکا از تصویب این تحریم‌ها، تشویق یا اجبار شرکت‌های خارجی به ترک بازار نفت و انرژی ایران بوده است.

اقتصادسنجی برای سری‌های نامانایی، در موارد بسیاری به تفسیر نادرست نتایج منجر می‌شود.

۵-۱- مانایی و آزمون ریشه واحد

داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر، از نوع سری زمانی است. از این رو، قبل از استفاده از متغیرهای موجود، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل شود. به همین منظور، برای اطمینان از مانایی و نامانایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل، از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و نرم افزار Eviews استفاده شده است.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته برای مقدار سطح متغیرهای مورد مطالعه

وضعیت	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪	ADF	نام متغیر
نامانا	-۳/۶۶۱۶۶۱	-۲/۹۶۰۴۱۱	-۲/۶۱۹۱۶۰	-۰/۸۵۰۷۱۱	R
نامانا	-۳/۶۶۱۶۶۱	-۲/۹۶۰۴۱۱	-۲/۶۱۹۱۶۰	-۰/۳۸۳۴۰۸	CPI
نامانا	-۳/۶۴۶۳۴۲	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۲/۶۱۵۸۱۷	۲/۴۷۰۶۳۰	M
نامانا	-۳/۶۴۶۳۴۲	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۲/۶۱۵۸۱۷	-۱/۵۷۶۵۵۸	T
نامانا	-۳/۶۴۶۳۴۲	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۲/۶۱۵۸۱۷	-۱/۳۱۳۲۰۶	EXO
نامانا	-۳/۶۴۶۳۴۲	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۲/۶۱۵۸۱۷	۰/۴۷۲۲۲۰	E

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

فرض صفر در آزمون دیکی-فولر، وجود ریشه واحد یا نامانا بودن و فرض مقابل، نبود ریشه واحد یا مانا بودن است. همان‌طور که در جدول شماره ۱، ملاحظه می‌شود، با توجه به قدر مطلق آماره دیکی-فولر تعمیم یافته تمام متغیرهای مدل از مقادیر بحرانی (سطوح یک، پنج و ده درصد) آنها کمتر بوده است، بنابراین چنین نتیجه‌گیری می‌شود که تمام متغیرهای مدل در سطح نامانا بوده است و فرض صفر، مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود.

در ادامه، آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل که در سطح نامانا بودند، حاکی از آن است که قدر مطلق آماره دیکی-فولر تمام متغیرها، بیشتر از مقادیر بحرانی متغیرهای مربوط در سطح پنج درصد است. در واقع، تمام متغیرهای مدل، با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. نتایج حاصل از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل در

جدول شماره ۲، آمده است.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد مطالعه

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	وضعیت
R	-۴/۱۳۶۳۳۲	-۲/۶۱۹۱۶۰	-۲/۹۶۰۴۱۱	-۳/۶۶۱۶۶۱	مانا
CPI	-۳/۸۱۳۲۰۸	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	مانا
M	-۳/۱۳۹۰۷۶	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	مانا
T	-۵/۶۴۳۰۱۴	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	مانا
EXO	-۶/۳۰۳۲۰۵	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	مانا
E	-۵/۵۸۵۸۶۹	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۵-۲- نتایج برآورد الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

در این بخش، به منظور تحلیل‌های هم‌انباشتگی، روابط بلندمدت و پویای کوتاه‌مدت، از روش تک‌معادله‌ای ARDL استفاده می‌شود. دلیل انتخاب این روش، مزیت‌هایی است که روش یادشده در مقایسه با سایر روش‌ها، مانند آزمون انگل-گرنجر یا جوهانسون-جوسلیوس دارد. از مهم‌ترین این مزیت‌ها، می‌توان به قابلیت استفاده، به منظور ارزیابی روابط بین متغیرها، صرف نظر از مانا یا نامانا بودن آنها اشاره کرد. همچنین علاوه بر ارزیابی روابط بلندمدت، امکان محاسبه روابط پویای کوتاه‌مدت نیز از دیگر قابلیت‌های روش ARDL است. از دیگر مزیت‌های قابل توجه این روش، امکان محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، به منظور رسیدن به تعادل بلندمدت است. علاوه بر قابلیت‌های یادشده، روش ARDL برخلاف سایر روش‌ها، حتی در حجم نمونه‌های پایین نیز نتایج قابل اعتمادی دارد (مگنوس و اریک^۱، ۲۰۰۶). استفاده از الگوهای که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند، به‌ویژه در حجم نمونه‌های پایین، به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو منجر می‌شوند (نوفرستی، ۱۳۹۲). از سوی دیگر، در این روش، الگوهای بلندمدت و روابط پویای کوتاه‌مدت، به صورت هم‌زمان تخمین زده می‌شود (پساران و شین^۲، ۱۹۹۹).

1- Magnus and Edrik

2- Pesaran and Shin

به این منظور، باید وقفه‌های متغیرهای مدل، براساس پشتوانه‌های نظری تعیین شوند. براساس این، ابتدا حداکثر وقفه تعیین می‌شود که در داده‌های سالانه یک یا دو در نظر گرفته می‌شود (پسران، ۱۹۹۶). سپس، با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کوین (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده، میزان وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل تعیین می‌شود. در حجم نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، به‌طور معمول از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴). در مطالعه حاضر، حداکثر وقفه یک در نظر گرفته شده و سپس، با توجه به حجم مشاهدات (کمتر از ۱۰۰)، با استفاده از معیار شوارتز-بیزین تعیین وقفه‌های بهینه صورت پذیرفته است که نتیجه برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت و وقفه‌های تعیین شده را در جدول شماره ۳، مشاهده می‌کنید.

پس از تخمین مدل پویای ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 \geq 0$$

$$H_a: \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر، بیان‌کننده نبود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است. برای انجام آزمون موردنظر که توسط بنرجی و همکاران ارائه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب یادشده تقسیم شود که آماره آزمون از نوع آماره t حاصل می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\phi}_i}}$$

اگر قدر مطلق آماره t به‌دست آمده، از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌انباشتگی رد و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

جدول ۳- برآورد ضرایب الگوی پویا (ARDL (۱,۰,۰,۰,۱,۰) براساس معیار (SBC)

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال (prob)
CPI(-1)	۰/۵۴۲۵۷	۰/۱۱۷۸۳	۴/۶۰۴۷	[۰/۰۰۰]
R	۰/۱۷۰۵۷	۰/۰۶۹۴۲۸	۲/۴۵۶۸	[۰/۰۲۲]
EXO	-۰/۰۸۱۷۲۷	۰/۰۳۲۶۳۰	-۲/۵۰۴۶	[۰/۰۱۹]
M	۰/۳۹۸۲۱	۰/۰۷۱۷۵۳	۵/۵۴۹۷	[۰/۰۰۰]
T	-۰/۰۷۵۴۰۳	۰/۰۲۲۵۳۱	-۳/۳۴۶۷	[۰/۰۰۳]
T(-1)	-۰/۰۶۶۲۵۱	۰/۰۲۲۲۸۲	-۲/۹۷۳۳	[۰/۰۰۷]
E	۰/۳۳۳۸۰	۰/۰۹۹۹۵۳	۳/۳۳۹۶	[۰/۰۰۳]
DR	۰/۰۵۵۳۰۱	۰/۰۱۸۳۱۲	۳/۰۱۹۹	[۰/۰۰۶]
DBD	۰/۰۰۰۶۱۷۰	۰/۰۰۰۱۶۵۳	۳/۷۳۲۸	[۰/۰۰۱]
C	-۱/۵۶۷۱	۰/۴۰۶۱۶	-۳/۸۵۸۲	[۰/۰۰۱]
Prob F = [۰/۰۰۰] F(۹, ۲۴) = ۵۶۴۵/۵		$R^2 = ۰/۹۹۹۳۵$	$R^2 = ۰/۹۹۹۵۳$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همان‌طور که در جدول شماره ۳، ملاحظه می‌شود، وقفه متغیر شاخص بهای کالاهاى مصرفی که به صورت انتظارات قیمتی تعریف شده، در سطح بسیار بالایی معنادار بوده و رابطه مثبتی را با نرخ تورم نشان داده است. نرخ تورم در بازه زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۳ همیشه بالا و به صورت دو رقمی بوده و به علاوه، عدم استقلال بانک مرکزی و آسان بودن دسترسی به منابع آن توسط دولت‌ها و از سوی دیگر، بی‌ثباتی موجود در شاخص‌های اقتصادی مانند نرخ ارز، نقدینگی، نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات، شرایط بین‌المللی و تأثیرگذاری آن بر صادرات نفت و کسری بودجه دولت، باعث ایجاد بدبینی به آینده و ایجاد این ذهنیت در جامعه شده است که افزایش قیمت‌ها، کاهش تقاضا را به دنبال نخواهد داشت. شکل‌گیری این ذهنیت موجب شده است که با افزایش قیمت‌ها، مردم افزایش بیشتر قیمت‌ها را انتظار داشته باشند و این انتظارات، تقاضاهای موجود را افزایش داده و در نتیجه، افزایش بیشتر سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال داشته باشد.

متغیر حجم نقدینگی و نوسان‌های نرخ ارز به صورت مستقیم و در سطح بالایی از معناداری، نرخ تورم را تحت تأثیر قرار داده است. تأثیر درآمدهای حاصل از صادرات نفت و درآمدهای مالیاتی بر نرخ تورم به صورت منفی و معنادار بوده است. با توجه به این موضوع که در اقتصاد ایران،

دولت‌ها در صورت کسری بودجه و عدم تحقق درآمدهای پیش‌بینی شده، همواره برای جبران آن به منابع بانک مرکزی روی آورده‌اند و این سیاست، افزایش بیشتر نرخ تورم را به دنبال داشته است، بنابراین، در صورت کافی بودن منابع درآمدی و در نتیجه، شکل نگرش کسری بودجه و به تبع آن، عدم نیاز به استقراض از بانک مرکزی، نرخ تورم روند نزولی را طی می‌کند.

نرخ سود سپرده در کوتاه‌مدت تأثیر مستقیم و معناداری را بر نرخ تورم نشان داده است. با توجه به این موضوع که نرخ سود سپرده و تسهیلات به موازات یکدیگر تغییر می‌کنند، در صورت افزایش نرخ سود سپرده، نرخ تسهیلات نیز افزایش می‌یابد. با توجه به کمبود نقدینگی بنگاه‌های تولیدی، با افزایش نرخ سود تسهیلات، هزینه سرمایه‌گذاری‌های جدید و تولید نیز افزایش می‌یابد. بنگاه‌های تولیدی این افزایش هزینه را با افزایش قیمت کالاهای تولیدی جبران می‌کنند که این سیاست به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود.

آثار تحریم‌ها

تحریم‌های سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۳ به صورت مستقیم و در سطح معناداری بسیار بالایی نرخ ارز را از دو کانال کسری بودجه دولت و نرخ ارز تحت تأثیر قرار داده است:

الف- تأثیرگذاری تحریم‌ها بر نرخ تورم از کانال نرخ ارز (DR): با توجه به حاکم بودن نظام ثابت نرخ ارز در اقتصاد ایران و مداخله بانک مرکزی در بازار ارز برای ثابت نگه داشتن نرخ ارز و از سوی دیگر، کاهش شدید ذخایر ارزی بانک مرکزی بر اثر تحریم‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۳، بانک مرکزی در عرضه ارز به بازار با محدودیت مواجه شده است. کاهش عرضه ارز و آثار منفی روانی حاصل از تحریم‌ها، موجب ایجاد انتظارات جدید در کارگزاران اقتصادی مبنی بر رشد بیشتر نرخ ارز شده و از سویی، پدید آمدن فضای سفته‌بازی و رانت گسترده، به دلیل شکاف زیاد بین نرخ ارز مرجع و نرخ ارز بازار، موجب افزایش تقاضای ارز شده است. بنابراین، کاهش ذخایر ارزی بانک مرکزی و عرضه ارز از یک سو و رشد تقاضای ارز از سوی دیگر، جهش شدید نرخ ارز را موجب شده است.

حال، با توجه به این واقعیت که بخش تولید و مصرف در اقتصاد ایران، وابستگی شدیدی به واردات مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای، تجهیزات سرمایه‌ای و کالاهای مصرفی دارند، نوسان‌های نرخ ارز بخش تولید داخلی و مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. براساس این، افزایش نرخ ارز موجب افزایش قیمت کالاهای وارداتی شده است که یا کالاهای نهایی مصرفی هستند و افزایش

قیمت آنها به صورت مستقیم تورم را افزایش می‌دهد یا مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای هستند که افزایش قیمت آنها از طریق افزایش هزینه‌های تولید، بر تورم تأثیر می‌گذارد.

ب- تأثیرگذاری تحریم‌ها بر نرخ تورم از کانال کسری بودجه دولت (DBD): با توجه به سهم عمده درآمدهای نفتی در بودجه سالانه دولت و سهم بسیار پایین درآمدهای مالیاتی و صادرات غیرنفتی، تحریم‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۳ با علم به این موضوع، از کانال کاهش درآمدهای نفتی، موجبات شکل‌گیری کسری بودجه شدید را فراهم آورده است. با توجه به نبود منابع مالی جایگزین، هرچند دولت سعی کرده با کاهش مخارج عمرانی، قسمتی از کسری پیش آمده را جبران کند، اما کاهش درآمدهای نفتی و به تبع آن، کسری بودجه شکل گرفته بر اثر تحریم‌ها، به میزانی بوده که دولت با این سیاست‌ها قادر نبوده است آن را جبران کند. بنابراین، سیاست دیگری جز استقراض از بانک مرکزی را پیش رو نداشته که اتخاذ این سیاست نیز موجب افزایش نرخ تورم شده است.

۵-۳- بررسی توضیح‌دهندگی و معناداری مدل، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده (۰/۹۹۹۳۵)، مقدار توضیح‌دهندگی الگوی مورد استفاده با توجه به وجود هم‌انباشتگی و نبود رگرسیون کاذب، در سطح بسیار مناسبی بوده و از سوی دیگر، معنادار بودن رگرسیون نیز با توجه به آماره F به دست آمده، اثبات شده است.

به منظور بررسی وجود یا نبود خودهمبستگی از آزمون بریوش گادفری و آزمون h دورین بهره گرفته شده است. فرض صفر در هر دو آزمون، نبود خودهمبستگی و فرض مقابل، وجود خودهمبستگی است. با توجه به نتایج به دست آمده، فرض صفر در هر دو آزمون رد نمی‌شود. بنابراین، نتیجه گرفته می‌شود که خودهمبستگی وجود ندارد. برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. فرض صفر در این آزمون، نبود ناهمسانی واریانس و فرض مقابل وجود ناهمسانی واریانس است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که فرض صفر رد نمی‌شود، بنابراین، نبود ناهمسانی تأیید می‌شود. بنابراین، با توجه به معناداری رگرسیون، توضیح‌دهندگی مناسب آن، نبود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، نتیجه گرفته می‌شود که مدل مورد استفاده، مناسب بوده است.

جدول ۴- آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس

آزمون خودهمبستگی	مقدار آماره	Prob (احتمال)
h دورین	۰/۱۷۵۸۴	[۰/۸۶۰]
بريوش گادفری (آماره F)	۰/۰۱۲۲۱۵	[۰/۹۱۳]
آزمون ناهمسانی واریانس بروش - پاگان (آماره F)	۰/۴۲۱۱۵	[۰/۵۲۱]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۵-۴- برآورد روابط بلندمدت

در این بخش، ارزیابی روابط بلندمدت به روش ARDL صورت می‌پذیرد. با توجه به اینکه قدر مطلق آماره به‌دست آمده، برابر با $3/882$ است که از مقدار بحرانی ارایه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)، در سطح آماری ده درصد ($3/82$) بیشتر بوده است، بنابراین، فرض صفر، مبتنی بر نبود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل رد می‌شود و در نتیجه، وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود.

جدول ۵- برآورد ضرایب بلندمدت الگوی نرخ تورم در ایران با استفاده از روش ARDL

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال (prob)
R	۰/۳۷۲۸۹	۰/۰۹۱۶۹۶	۴/۰۶۶۶	[۰/۰۰۰]
EXO	-۰/۱۷۷۸۶۶	۰/۰۸۲۷۵۴	-۲/۱۵۹۰	[۰/۰۴۱]
M	۰/۸۷۰۵۴	۰/۱۴۹۴۵	۵/۸۲۵۲	[۰/۰۰۰]
T	-۰/۳۰۹۶۷	۰/۱۳۳۳۱	-۲/۳۲۲۹	[۰/۰۲۹]
E	۰/۷۲۹۷۴	۰/۳۰۵۱۸	۲/۳۹۱۲	[۰/۰۲۵]
DR	۰/۱۲۰۹	۰/۰۶۰۶۶۴	۱/۹۹۲۹	[۰/۰۵۸]
DBD	۰/۰۰۱۳۴۹	۰/۰۰۰۵۶۶۵	۲/۳۸۱۰	[۰/۰۲۶]
C	-۳/۴۲۵۸	۰/۳۰۰۴۴	-۱۱/۴۰۲۹	[۰/۰۰۰]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

برآورد روابط بلندمدت نشان می‌دهد که تمام متغیرها، تأثیر معنادار خود را بر نرخ تورم در بلندمدت نیز حفظ کرده‌اند. به صورتی که متغیرهای نرخ ارز، حجم نقدینگی و نرخ سود سپرده،

تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ تورم داشته‌اند. از سوی دیگر، متغیرهای درآمدهای حاصل از فروش نفت و درآمدهای مالیاتی تأثیر منفی و معناداری را بر نرخ تورم نشان داده‌اند. تأثیرگذاری مستقیم تحریم‌ها بر نرخ تورم، از دو کانال کسری بودجه دولت و نرخ ارز در بلندمدت نیز تداوم یافته و به صورت معناداری، موجب افزایش نرخ تورم شده است.

۵-۵- برآورد اثرات پویایی کوتاه‌مدت

در این بخش به منظور برآورد اثرات پویایی کوتاه‌مدت، از الگوی تصحیح خطا (ECM) بهره گرفته می‌شود. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوی یادشده، آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. در این مدل‌ها، ضریب تصحیح خطا (ecm) نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل، تعدیل شده است و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. در صورتی که ضریب تصحیح خطا با علامت منفی ظاهر شود، نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۹۲).

جدول ۶- برآورد اثرات کوتاه‌مدت الگوی نرخ تورم در ایران

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال (prob)
dR	۰/۱۷۰۵۷	۰/۰۶۹۴۲۸	۲/۴۵۶۸	[۰/۰۲۱]
dEXO	-۰/۰۸۱۷۲۷	۰/۰۳۲۶۳۰	-۲/۵۰۴۶	[۰/۰۱۹]
dM	۰/۳۹۸۲۱	۰/۰۷۱۷۵۳	۵/۵۴۹۷	[۰/۰۰۰]
dT	-۰/۰۷۵۴۰۳	۰/۰۲۲۵۳۱	-۳/۳۴۶۷	[۰/۰۰۳]
dE	۰/۳۳۳۸۰	۰/۰۹۹۹۵۳	۳/۳۳۹۶	[۰/۰۰۳]
dDR	۰/۰۵۵۳۰۱	۰/۰۱۸۳۱۲	۳/۰۱۹۹	[۰/۰۰۶]
dDBD	۰/۰۰۰۶۱۷۰	۰/۰۰۰۱۶۵۳	۳/۷۳۲۸	[۰/۰۰۱]
dC	-۱/۵۶۷۱	۰/۴۰۶۱۶	-۳/۸۵۸۲	[۰/۰۰۱]
ecm	-۰/۴۵۷۴۳	۰/۱۱۷۸۳	-۳/۸۸۲۲	[۰/۰۰۱]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج برآورد الگوی پویایی نرخ تورم در ایران با توجه به جدول شماره ۶، نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا (ecm) در سطح بالایی معنادار بوده و علامت آن نیز براساس انتظار منفی است که نشان‌دهنده تعدیل به سمت بلندمدت است. ضریب یادشده نشان می‌دهد که در هر دوره، ۴۵

درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در نرخ تورم در دوره بعد، به‌منظور رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به‌منظور ارزیابی آثار تحریم‌های همه‌جانبه بین‌المللی ۱۳۹۱-۱۳۹۳ و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ تورم در اقتصاد ایران، از الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده و در ادامه، از الگوی تصحیح خطا (ECM) به‌منظور برآورد اثرات کوتاه‌مدت بهره گرفته شده است. نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که تحریم‌های بین‌المللی، نوسان‌های نرخ ارز، نقدینگی، نرخ سود سپرده‌های بانکی، درآمدهای حاصل از فروش نفت و درآمدهای مالیاتی از عوامل تأثیرگذار بر نرخ تورم در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۳ بوده‌اند. با توجه به نتایج به‌دست آمده و مشخص شدن عوامل تأثیرگذار، ریشه‌های نرخ تورم دو رقمی در اقتصاد ایران را باید در ضعف‌های ساختاری جست‌وجو کرد که اقتصاد ایران از سال‌های دور به آن مبتلا بوده است و هنوز اصلاح نشده‌اند.

- ۱- وابستگی زیاد بخش‌های تولید و مصرف به واردات مواد اولیه، کالاهای نیمه‌ساخته، واسطه‌ای، سرمایه‌ای و کالاهای مصرفی که موجب تأثیرپذیری بالای نرخ تورم از نوسان‌های نرخ ارز شده است.
- ۲- عدم استقلال بانک مرکزی و تبدیل سیاست‌های پولی به ابزاری در اختیار دولت‌ها و سیاست‌های مالی مدنظرشان و به‌تبع آن، نقدینگی لجام‌گسیخته.
- ۳- وابستگی بسیار بالای بودجه سالانه دولت به درآمدهای نفتی و در نتیجه، تأثیرپذیری اقتصاد ایران از رویدادهای سیاسی و شوک‌های بازار نفتی
- ۴- پایین بودن سهم درآمدهای مالیاتی و صادرات غیرنفتی و در نتیجه، نبود منابع مالی جایگزین به‌منظور جبران کسری بودجه ایجاد شده بر اثر کاهش درآمدهای نفت.
- ۵- سهم بالای دریافتی‌های ارزی در کل ذخایر ارزی و در نتیجه، تسری شوک‌های نفتی به بازار ارز.

بنابراین، به‌منظور مهار تورم قبل از اتخاذ هر سیاستی، باید اصلاحات ساختاری مطرح شده، در اقتصاد ایران انجام شود. استقلال بانک مرکزی، پی‌ریزی یک نظام مالیاتی قوی و مورد اعتماد،

خارج شدن از صادرات تک‌محصولی و تنوع بخشیدن به صادرات غیرنفتی به منظور کاهش وابستگی ذخایر ارزی و بودجه دولت به دریافتی‌های ارزی حاصل از فروش نفت و عدم تسری شوک‌های نفتی به بازار ارز، اصلاحات بسیار مهمی هستند که باید در رأس برنامه‌ریزی‌های سیاست‌گذاران کلان اقتصادی قرار گیرند. اگر این اصلاحات در سال‌های قبل از وضع تحریم‌ها بر اقتصاد ایران انجام می‌گرفت، از یک سو، شوک‌های نفتی به بازار ارز کمتر تسری می‌یافت، در نتیجه، بازار ارز کمتر دچار نوسان می‌شد و سطح عمومی قیمت‌ها از این نوسانات تأثیر زیادی نمی‌پذیرفت و از سوی دیگر، تأمین مالی کسری بودجه پیش‌آمده به دلیل تحریم صادرات نفت، می‌توانست به‌جای استقراض از بانک مرکزی، از طریق درآمدهای مالیاتی مناسب و همین‌طور دریافتی‌های ارزی حاصل از صادرات غیرنفتی جبران شود و از این طریق آثار تحریم بر اقتصاد ایران و سطح عمومی قیمت‌ها کمتر بروز می‌یافت و دولت در پیشبرد سیاست‌های داخلی و خارجی مدنظر خویش با مشکلات به‌مراتب کمتری روبه‌رو می‌شد.

منابع

- اسلامی بیدگلی، غلامرضا، وحید محمودی و سیدمحسن سبحانی (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت، نقدینگی و تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۷»، *فصلنامه دانش حسابرسی*، سال دوازدهم، شماره ۴۸، صص ۱۳۳-۱۱۱.
- اسنودان، بریایان و هوارد آر. وین (۱۳۹۲)، «اقتصاد کلان جدید (منشأ، سیر تحول و وضعیت فعلی)»، ترجمه خلیلی عراقی و سوری، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، چاپ اول.
- بیدآباد، بیژن (۱۳۸۴)، «اثر کاهش نرخ بهره تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران»، *مجله بانک و اقتصاد*، شماره ۵۸، صص ۴۵-۵۲.
- پيله فروش، میثم (۱۳۹۱)، «ردپای نفت در بودجه، در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۱ درآمدهای نفتی چه سهمی از منابع داشتند؟»، *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*، ۱۳۶، صص ۴۸-۵۰.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، «اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit»، مؤسسه فرهنگی-هنری دیباگران تهران، تهران، چاپ اول.
- تقی‌زاده، خدیجه و کلثوم روشنی (۱۳۹۵)، «رابطه تورم و رشد نقدینگی در ایران»، دفتر تحقیقات و سیاست‌های پولی و بازرگانی، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- جلانی، سیدعبدالمجید، مهدی نجاتی و فرخنده باقری (۱۳۹۵)، «بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری و اشتغال در ایران با رهیافت مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه»، *فصلنامه رشد و توسعه پایدار*، شماره ۲، صص ۲۰۱-۲۲۰.
- زهرانی، مصطفی (۱۳۸۷)، «مبانی نظری تحریم‌های اقتصادی علیه جمهوری اسلامی ایران: موانع و چالش‌های نفت ایران»، *مجله بررسی مسایل اقتصاد انرژی*، سال اول، شماره ۲، صص ۴-۲۳.
- سلمان‌بی‌شک، محمدرضا، امیر شاهویردی دولت‌آباد و فرانک باستان (۱۳۹۳)، «بررسی اثرات درآمد مالیاتی و امنیت اقتصادی در ایران (رهیافت متقابل علیت در داده‌های سری زمانی)»، *فصلنامه سیاست‌های مالی اقتصادی*، شماره ۷، صص ۷۳-۹۰.
- صامتی، مجید، سیدکامیل طیبی و سمیه حیدری (۱۳۹۲)، «اثر رشد درآمدهای دولت بر تورم و رشد حقیقی اقتصاد ایران در بازه زمانی (۱۳۸۶-۱۳۳۸)»، *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲،

صص ۱۹۳-۱۷۶.

طغیانی، مهدی (۱۳۹۳)، «مقدمه‌ای بر اقتصاد تحریم (مبانی نظری و تاریخچه تحریم در جهان و ایران»، تهران، قرارگاه پدافند اقتصادی کشور با همکاری دانشگاه اصفهان، چاپ اول، ۳۵۲ صفحه.

عظیمی، سیدرضا، اشرف السادات میری‌طامه، خدیجه تقی‌زاده و رضا صمدی (۱۳۹۱)، «بررسی روند و علت تورم در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۱ و اقدامات صورت گرفته برای مهار آن»، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، شماره ۱، صص ۵۸-۲۵.

غفاری، هادی، مسعود سعادت‌مهر، علی سوری و محمدرضا رنجبر فلاح (۱۳۹۵)، «بررسی تأثیر افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، شماره ۱۸، صص ۱۳۲-۱۰۹.

غفاری، هادی، مهدی جلالی و علی چنگی‌آشتیانی (۱۳۹۱)، «بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۵)»، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۷، صص ۵۸-۴۱.

کفایی، سیدمحمدعلی و الهام خیراندیش (۱۳۸۹)، «بررسی اثر تغییر نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی به روش پویای سیستمی»، فصلنامه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، شماره ۴، صص ۵۲-۲۴.

مهدوی عادل، محمدحسین، اعظم قزلباش و محمد دانش‌نیا (۱۳۹۱)، «اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران»، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی، شماره ۳، صص ۱۷۰-۱۳۱.

نصراصفهانی، ناصر و کاظم یاوری (۱۳۸۲)، «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر نرخ تورم در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵ (۱۶)، صص ۱۰۰-۶۹.

نوفروستی، محمد (۱۳۹۲)، «ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد ایران»، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ص ۱۸۵.

هادیان، ابراهیم و حجت پارسا (۱۳۸۷)، «برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۲ (۳۶)، صص ۱۶-۱.

یاوری، کاظم و رضا محسنی (۱۳۸۹)، «آثار تحریم‌های تجاری و مالی بر اقتصاد ایران: تجزیه و تحلیل

تاریخی»، فصلنامه مجلس و راهبرد، سال ۱۶، شماره ۶۱، صص ۵۳-۱۰.

- Banerjee, A. and et al. (1993), "Co-Integration, Error-Correction and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Advanced Texts in Econometrics", *Oxford, UK: Oxford University Press*.
- Caruso, R. (2003), "The Impact of International Economic Sanctions on Trade: an Empirical Analysis", *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, vol. 9, no. 2, Article 1.
- Drury, A. C. (2005), "Economy Sanctions and Presidential Decisions: Model of Political Rationality", *London: Palgrave Macmillan*.
- Eyler, R. (2007), "Economic Sanctions International Policy and Political Economy at Work", *Palgrave Macmillan*.
- Fosu, E. and Magnus, F. (2006), "Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships", *American Journal of Applied Sciences*, vol. 3, no. 11, pp. 2085-2079.
- Medlicott, W. N. (1952), "The Economy Blocked", vol. s1 and 2, *London: Longman's Green and Co*.
- Pesaran, H. and Pesaran, B. (1996), "Working with Microfit4.0: Interactive Econometric Analysis", *Oxford: Oxford University Press*.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1996), "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium, *Journal of Econometrics*", vol. 71, no.1-2, pp. 117-143.
- Sahan, F. (2010), "A Panel Cointegration Analysis of Budget Deficit and Inflation for Eu Countries and Turkey", *6th International Student Conference, Izmir University of Economics*.
- Sill, K. (2005), "Do Budget Deficits Cause Inflation?", *Business Review*, pp. 26-33.
- Steil, B. and Litan, R. E. (2006), "Financial Statecraft", *New Haven CT: Yale University Press*.
- Yang, L., Xiao, J. and Shigeyuki, H. (2017), "Does the Crude Oil Price Influence the Exchange Rates of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries Differently? A Wavelet Coherence Analysis", *International Review of Economics and Finance*, pp. 1-35.
- Yelena, T. and Faryal, Q. (2016), "Global Oil Glut and Sanctions: The Impact on Putin's Russia", *Energy Policy*, vol. 90, pp. 140-151.