

اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ ارز در ایران

سیدکمیل طیبی^۱، عبدالرسول صادقی^{۲*}

۱. استناد، دانشگاه اصفهان، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، Sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، sadeghi.r1988@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۰۲

چکیده

ارزیابی بازار ارز در ایران، بر این مهم دلالت دارد که نوسان‌های نرخ ارز تحت تأثیر رویدادهای سیاسی از جمله تحریم‌های بین‌المللی^۱ بوده است. یکی از ریشه‌های این تأثیرگذاری، اقتصاد تک‌محصولی و وابستگی شدید دریافتی‌های ارزی به فروش نفت بوده است. به همین منظور، مطالعه‌ی حاضر در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۹، با استفاده از الگوی تصریح شده نرخ ارز و روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، به ارزیابی اثرات تحریم‌های بین‌المللی همه‌جانبه‌ی سال ۱۳۹۱ بر نرخ ارز از طریق تأثیرگذاری بر میزان صادرات نفت و کسری بودجه‌ی دولت پرداخته و در ادامه، اثرات تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ و سایر متغیرهای تأثیرگذار را نیز مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل شده نشان می‌دهد که تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ اثر مستقیم و البته ضعیفی بر نرخ ارز داشته و تحریم‌های سال ۱۳۹۱ از طریق وارد کردن تکانه‌های منفی به دریافتی‌های ارزی نفت و بودجه‌ی دولت، تأثیر مستقیم و قوی‌تری بر نرخ ارز داشته است. همچنین، درآمدهای صادرات نفتی و نظام تک‌نرخ ارز، اثر مثبت و معناداری را بر نرخ ارز نشان داده و متغیرهای شاخص بهای کالاهای مصرفی (CPI) و تولید ناخالص داخلی نیز تأثیری مستقیم و معناداری بر نرخ ارز داشته‌اند.

طبقه بندی JEL: C22, F31, F51, F59

واژه‌های کلیدی: ایران، تحریم‌های بین‌المللی، صادرات نفتی، کسری بودجه‌ی دولت،

نرخ ارز

1. International Sanctions

*. نویسنده‌ی مسئول، تلفن تماس ۰۹۲۱۵۶۲۷۵۷۲

۱- مقدمه

با توجه به اهمیت نرخ ارز در اقتصاد ایران و تأثیرگذاری آن بر تراز تجاری، تورم، تولید و اشتغال، مدیریت نوسان‌های نرخ ارز همواره یکی از چالش‌هایی است که اقتصاد ایران با آن مواجه بوده است. سهم قابل ملاحظه‌ی دریافتی‌های ارزی حاصل از فروش نفت در ذخایر ارزی و بودجه‌ی دولت، موجب آسیب‌پذیری اقتصاد ایران در برابر تکانه‌های نفتی شده است. یکی از کانال‌های این آسیب‌پذیری، سرایت تکانه‌های نفتی منفی نفت به بازار ارز به واسطه‌ی سهم عمده‌ی دریافتی‌های ارزی نفت در ذخایر ارزی بوده، که سبب ایجاد نوسان‌های زیاد در نرخ ارز شده است. با توجه به سهم بسیار پایین دریافتی‌های ارزی صادرات غیرنفتی و نبود منابع ارزی جایگزین، تأثیرپذیری نرخ ارز از تکانه‌های نفتی نمود بیش‌تری پیدا کرده است، بنابراین با توجه به این مهم، اقتصاد ایران از رویدادهایی که میزان صادرات نفت را تحت تأثیر قرار دهد، تأثیر می‌پذیرد. یکی از این رویدادها، تحریم‌های اقتصادی بوده که در نظام کنونی بین‌الملل، به‌منظور دیکته کردن اهداف سیاسی و ناگزیر کردن کشور هدف به تغییر سیاست‌ها، تبدیل به ابزاری رایج شده است.

ایران از سال ۱۳۵۸ تحت تحریم‌های یک‌جانبه ایالات متحده‌ی آمریکا قرار داشته، اما از سال ۱۳۹۱ دامنه و وسعت این تحریم‌ها گسترش یافته است، به طوری که تحریم‌های مذکور علاوه بر تحریم‌های یک‌جانبه ایالات متحده‌ی آمریکا، تحریم‌های اتحادیه‌ی اروپا، همراهی و مشارکت کشورهای شرق آسیا، حوزه‌ی خلیج فارس و همچنین تحریم‌های مصوب در شورای امنیت سازمان ملل را نیز شامل شده است. افزون بر این، نوع تحریم‌هایی که در سال ۱۳۹۱ اعمال شده‌اند نیز با تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ بسیار متفاوت بوده و تحریم بانک مرکزی، بانک‌های تجاری، تحریم صادرات نفت و مسدود شدن دارایی‌های دولت ایران در بانک‌های خارجی را نیز در بر گرفته است. تحریم‌های مصوب در شورای امنیت سازمان ملل که تمامی کشورهای عضو ملزم به رعایت آن هستند و به علاوه، مشارکت کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا، حوزه‌ی خلیج فارس و شرق آسیا که از مهم‌ترین شرکای تجاری ایران و از خریداران عمده نفت و گاز ایران تا قبل از سال ۱۳۹۱ بوده‌اند، تحریم‌های ۱۳۹۱ را نسبت به تحریم‌های قبل از آن بسیار متفاوت کرده و قدرت تأثیرگذاری آن را به صورت فزاینده‌ی افزایش داده است. تحریم‌های اقتصادی به صورت هوشمند و آگاهانه با این هدف اعمال شده‌اند که اقتصاد ایران را از کانال وارد آوردن تکانه منفی به صادرات نفتی و تحت تأثیر قرار دادن

بودجه‌ی دولت و سپس سرایت آن به بازار ارز آسیب‌پذیر کنند. به همین منظور، سؤال مطالعه‌ی حاضر این است که تحریم‌های بین‌المللی تا چه اندازه توانسته‌اند در تحت تأثیر قرار دادن نرخ ارز در اقتصاد ایران موفق باشند؟

مقاله‌ی حاضر به این صورت سامان‌دهی شده است: در ابتدا مبانی نظری و سپس مطالعات تجربی، بررسی می‌شود. روش تحقیق در بخش سوم، تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی در بخش چهارم و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و سیاست‌های پیشنهادی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

قبل از جنگ جهانی اول، کشورهایی که از قدرت نظامی و اقتصادی بالایی برخوردار بودند، تنها ابزار در دسترس برای اعمال سیاست‌های مورد نظر خود در کشورهای هدف را توسل به اهرم جنگ می‌دانستند. اما از سال ۱۹۱۴ میلادی، در طول جنگ جهانی اول و به صورت گسترده‌تر از سال ۱۹۹۰ میلادی (بعد از پایان جنگ سرد و فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی)، قدرت‌های نظامی جهت پیشبرد اهداف خود در کشورهای هدف، ابزار تحریم‌های اقتصادی و سیاسی را جایگزین اهرم جنگ کردند (مدلیکات^۱، ۱۹۵۲). در حقیقت می‌توان گفت که بعد از دهه‌ی ۱۹۹۰، الگوی تحریم‌ها دچار تغییر شده است، به صورتی که از تحریم‌های اقتصادی به عنوان سیاست برتر یا جایگزینی برای اهرم جنگ با هزینه‌ی کمتر یاد می‌شود (کورترایت و لاپیز^۲، ۱۹۹۵).

تحریم‌های اقتصادی، کاهش، متوقف ساختن یا تهدید به توقف روابط اقتصادی، تجاری و مالی متعارف با کشور هدف از سوی دولت کشور تحریم‌کننده است. منظور از روابط متعارف در این تعریف، روابط در وضعیت بدون اعمال تحریم است. در حقیقت تحریم‌ها، سلاحی اقتصادی در میدان مبارزه‌ای غیرنظامی است که دیپلماسی را از گفتگو فراتر برده و وارد عمل می‌کند (ایلر^۳، ۲۰۰۷: ۴). هافباور، اسکات و الیوت^۴ نیز، تحریم‌های اقتصادی را به معنای متوقف کردن عمدی یا تهدید به توقف روابط معمول تجاری یا مالی می‌دانند. طبق تعریف هالستی، در تحریم‌های تجاری ورود کالاهای

1. Medlicott
2. Cortright and Lopez
3. Eyler
4. Ufbauer, Schott and Elliott

خاص به کشور هدف یا همه‌ی محصولات صادراتی کشور تحریم‌شونده ممنوع می‌شود (طارم سری و مستقیمی، ۱۳۷۳).

تحریم‌های اقتصادی، به دو نوع تجاری و مالی تقسیم می‌شود: تحریم‌های تجاری معمولاً گزینشی است و یک یا چند کالا را دربرمی‌گیرد، اما تحریم‌های مالی شامل قطع کمک‌های رسمی و دولتی است و در شدیدترین مرحله، به مسدود کردن دارایی‌های دولت هدف منجر می‌شود. در نتیجه، این تحریم‌ها روند مناسبات مالی را متوقف و از انجام گرفتن فعالیت‌های تجاری دولت هدف، به صورت مستقیم یا غیرمستقیم جلوگیری به عمل می‌آورد. به این ترتیب، تحریم‌های مالی، به‌ویژه در موارد تأمین مالی طرح‌های بنیادی توسعه، شرایط دشوارتر و هزینه‌های بیش‌تری را بر کشور هدف تحمیل می‌کند (هافباور و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۸۲-۱۸۱).

به بیانی دیگر، 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 شده و از این طریق تقاضا برای تولیدات کشور هدف محدود می‌شود. چنین اقداماتی به‌منظور محدود کردن توان کشور هدف در به‌دست آوردن دریافته‌های ارزی و در نهایت قابلیت آنها جهت تأمین کالاهای مورد نیاز اعمال می‌شود. یکی از نقاط ضعف این نوع از 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 مذکور از معمول‌ترین نوع تحریم‌ها به حساب می‌آید.

۳. تحریم مالی: در این نوع تحریم‌ها، وام‌دهی و سرمایه‌گذاری در کشور هدف محدود و ممنوع می‌شود. این نوع تحریم‌ها می‌تواند به محدود کردن پرداخت‌های بین‌المللی کشور هدف و کاهش 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 دریافته‌های صادراتی کاهش می‌دهد. تحریم واردات از کشور هدف،

به معنای محدود کردن صادرات کالاهای خاصی (مانند نفت از ایران، عراق و سوریه)، یا تمامی کالاهای وارداتی از کشور هدف (مانند کوبا) است، با این منظور که توانایی کشور هدف جهت تأمین مالی سیاست‌های مورد نظرش کاهش یابد (ایلر، ۲۰۰۷: ۱۴-۱۳). به بیانی دیگر، تحریم‌های تجاری به‌طور عمده شامل ممنوعیت و یا ایجاد محدودیت در صادرات و واردات کشور هدف می‌شود. این نوع از تحریم‌ها ممکن است به صورت سیاست‌های تبعیض‌آمیز تعرفه‌ای، تعلیق یا لغو موافقت‌نامه‌های تجاری، لغو کمک‌های فنی و تکنولوژیک به کشور هدف باشد. به طور کلی تحریم‌های تجاری از نظر شیوه‌ی 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. این نوع تحریم در صورتی کارساز خواهد بود که کشور هدف قادر نباشد به بازارهای دیگر برای فروش کالاهای خود دسترسی داشته باشد.

در روش توقیف، برخلاف روش بایکوت، از صادرات برخی از 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 مذکور نباشد و این کالاها برای آن‌ها دارای اهمیت بالایی باشند، این نوع تحریم نیز مؤثر واقع می‌شود. از سوی دیگر، کشورهای تحریم‌کننده می‌توانند محدودیت‌های مضاعفی را بر پرداخت‌های بین‌المللی کشور هدف به منظور اعمال فشار بیش‌تر، نظیر مسدود کردن دارایی‌های خارجی آن انجام دهند (یاوری، ۱۳۸۹: ۱۴).

نکته‌ی مورد تأکید طرفداران تحریم اقتصاد ایران که در آمریکا و تا حدودی غرب نیز دارای اجماع است، این واقعیت است که وابستگی بیش از حد به دریافت‌های ارزی نفت، نقطه ضعف اقتصاد ایران می‌باشد. براساس مطالعاتی که در کنگره آمریکا انجام گرفته، نیمی از درآمدهای ایران از محل صادرات نفت شکل می‌گیرد، به همین دلیل آنها تمام تلاش خود را به منظور محدودسازی صادرات نفت ایران صورت داده‌اند (زهرانی، ۱۳۸۷: ۲۰). گزارش‌های مرکز پژوهش‌های مجلس ایران نیز حکایت از آن دارد

که سهم درآمدهای نفتی در منابع درآمدی بودجه‌ی سال ۱۳۹۱، حدود پنجاه درصد بوده است (پيله‌فروش، ۱۳۹۱: ۴۹). تحریم‌های مالی و تجاری اعمال شده بر اقتصاد ایران نیز به صورت ویژه، شبکه‌ی بانکی، محدودیت در نقل و انتقالات مالی، محدودیت در تجارت طلا و سایر فلزات گران‌بها با بانک‌ها و نهادهای دولتی، مسدود کردن دارایی‌های دولت ایران در خارج از کشور و محدودیت در فروش نفت را شامل شده است.

تجارت بین‌الملل و مالیه بین‌الملل از طریق موازنه‌ی تراز پرداخت‌ها با یکدیگر مرتبط می‌شوند. تحریم‌های تجاری به طور غیرمستقیم بر بازارهای مالی کشور هدف تأثیرگذارند، تحریم‌های مالی نیز به صورت غیرمستقیم بر بازارهای کالایی کشور هدف تأثیر می‌گذارند. زمانی که کشور تحریم‌کننده، کشور هدف را از منابع مالی خویش محروم کند، در حقیقت عرضه‌ی وجوه را کاهش داده و منجر به افزایش هزینه‌های تأمین مالی برای کشور هدف شده است. نوع دیگری از تحریم مالی نیز اقدام به کاهش یا قطع درآمد حاصل از دارایی‌های کشور هدف، که در وضعیت حاضر در کشورهای تحریم‌کننده هستند، می‌نماید، که به بلوکه کردن دارایی‌ها معروف است. اگر کشور هدف از بازارهای مالی کشورهای تحریم‌کننده استفاده می‌کند، این نوع تحریم‌ها می‌توانند کاملاً مؤثر باشند (ایلر، ۲۰۰۷: ۲۰).

بازارهای مالی به دلیل ریسک‌پذیرتر بودن عوامل مالی از قبیل: بانکداران، سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران، برخلاف بازارهای تجاری منجر به تسریع و تشدید نتایج تحریم‌ها می‌شوند. در اقتصادهای بازاری مدرن، تجارت و دیگر فعالیت‌های اقتصادی وابستگی زیادی به دسترسی داشتن به منابع مالی دارد، بنابراین وضع محدودیت‌های شدید مالی، منجر به اختلال در جریان تجاری می‌شود (هوفباور و همکاران، ۲۰۰۷: ۴۷-۴۴).

بانک‌های خارج از کشور تحریم شده، ممکن است به دلیل تحریم‌های مالی، کشور هدف را به عنوان یک مشتری مخاطره‌آمیز در نظر بگیرند و در نتیجه از اعطای اعتبارات به این کشور طفره بروند و یا نرخ‌های بهره بالاتری را طلب کنند. این افزایش ریسک، زمانی اثر بیش‌تری خواهد داشت که کشور هدف، جایگزین‌های کمی برای تأمین مالی خویش داشته باشد. از سوی دیگر، جریان سرمایه‌ی از طریق تغییرات نرخ ارز و تغییرات شرایط اقتصادی در کشور هدف، بر جریان تجارت تأثیر می‌گذارد. از سوی دیگر، تهدید کشور هدف توسط کشور تحریم‌کننده، روی روابط تجاری سایر کشورها با کشور هدف نیز تأثیر منفی می‌گذارد (ایلر، ۲۰۰۷: ۲۲-۲۱).

تحریم‌های مالی می‌تواند بازار ارز را تحت تأثیر قرار دهد. ایجاد یک بحران ارزی، در جایی که ارزش ارز کشور هدف در مخاطره قرار دارد، ممکن است در اثر تحریم‌های مالی هدف‌گیری شده، با شدت انجام بپذیرد، به‌ویژه اگر اقتصاد کشور هدف در معرض فروپاشی اقتصادی قرار داشته باشد. هم‌چنین ممکن است حجم گسترده‌ای از سیاست‌بازی‌ها، به موازات سقوط مارپیچی و فزاینده‌ی نرخ ارز توسط کشور هدف انجام شود. جنبه‌های سیاستی مدیریت تولید و عرضه‌ی ارز به حدی قوی و گسترده است که باید به‌صورت خاص مواظب نتایج سیاستی آن بود، زیرا گاهی این نتایج به شکست آشکار و فاجعه بار ارزهای ملی در مقیاس جهانی نسبت داده می‌شوند (استیل و لیتان^۱، ۲۰۰۶: ۹۹-۱۱۳).

تحریم‌های وضع شده علائمی بین‌المللی ارسال می‌کنند که درجه‌ی اعتبار کشور هدف و شرایط بالقوه ارزی این کشور را نشان می‌دهد. به موازات سقوط ارزش پول کشور هدف، کشور تحریم شونده دارای انگیزه‌ی بین‌المللی برای صادرات بیش‌تر کالا می‌شود، در نتیجه تقاضا برای پول این کشور جهت خرید کالاهای آن افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، قیمت کالاهای خارجی در کشور هدف بالا می‌رود و در نتیجه تقاضا برای کالاهای خارجی در کشور هدف کاهش پیدا می‌کند، که به‌دنبال آن تقاضا برای ارز خارجی از سوی کشور هدف پایین می‌آید. به این ترتیب، نتایج مذکور از اثرات اولیه وضع تحریم‌ها بر کاهش ارزش پول کشور هدف می‌کاهد و از کاهش بیش‌تر ارزش آن جلوگیری کرده و حتی ممکن است مقداری از کاهش اولیه را جبران کند (طغیانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۰۶-۱۰۵).

۳- پیشینه‌ی موضوع

یلنا و فریال^۲ (۲۰۱۶)، با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۹ و روش خودرگرسیون برداری (VAR)، به بررسی تأثیرات قیمت نفت و تحریم‌ها بر اقتصاد روسیه پرداخته‌اند. در این مطالعه به منظور ارزیابی اثرات تحریم‌ها، از متغیر مجازی استفاده شده است. به متغیر مجازی در فصل‌هایی که تحریم‌های اتحادیه اروپا و ایالات متحده‌ی آمریکا اعمال شده‌اند، ارزش یک و در سایر فصل‌ها ارزش صفر اختصاص داده شده است. نتایج حاصل، نشان می‌دهد که اقتصاد روسیه به شدت از نوسانات در قیمت

1. Steil and Litan
2. Yelena and Faryal

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.

مندز^۱ (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل VECM، در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۰، به بررسی تأثیر قیمت نفت بر نوسانات نرخ ارز در جمهوری دومینیکن پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات قیمت نفت ارتباط معناداری با نوسانات نرخ ارز داشته است.

نیکبخت (۲۰۱۰)، با استفاده از داده‌های پانل ماهانه بازه‌ی زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۰، به بررسی ارتباط بلندمدت میان قیمت نفت و نرخ ارز در کشورهای عضو اپک پرداخته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که یک ارتباط بلندمدت شدید میان قیمت نفت و نرخ ارز وجود دارد. با توجه به نتیجه به دست آمده، مطالعه‌ی مذکور پیشنهاد می‌دهد که دولت‌ها و اقتصاددان‌های کشورهای عضو اپک، در برنامه‌ریزی‌ها و تصمیم‌گیری‌های خود این رابطه‌ی قوی میان قیمت نفت و نرخ ارز را لحاظ کنند.

لیزاردو و مولیک^۲ (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ی خود در بازه‌ی زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۸، به ارزیابی اثرات تغییر قیمت نفت بر ارزش دلار در برابر ارز کشورهای صادرکننده نفت مانند مکزیک، کانادا و روسیه و کشورهای واردکننده نفت مانند ژاپن، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت موجب کاهش ارزش دلار در برابر ارز کشورهای صادرکننده نفت شده و از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت سبب افزایش ارزش دلار در برابر ارز کشورهای واردکننده نفت می‌شود.

نجفی و برقندان (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ی خود در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶، به مطالعه‌ی عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر نرخ ارز واقعی داشته است.

دروری^۲ (۲۰۰۵)، اثرات تحریم‌های مالی و تجاری (صادرات و واردات) اعمال شده بر کشور کوبا را به صورت ماهانه بر نرخ ارز، طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که تحریم‌های مالی در کل تأثیر مثبت، تحریم صادرات در ماه اول مثبت و در کل، منفی و اثر تحریم واردات نیز در

1 Mendez

2. Lizardo and Mollick

ماه اول منفی و در کل مثبت بوده است. دروری، مطالعه‌ی مذکور را در مورد کشور نیجریه در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۳-۱۹۹۸ و همین‌طور اثرات تحریم‌های مذکور را در کشور آفریقای جنوبی طی سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که در نیجریه، اثر تحریم‌های صادرات در کل خنثی، تحریم‌های واردات در ماه اول، مثبت و در کل منفی و تأثیر تحریم‌های مالی نیز در کل مثبت بوده است، در حالی که برای کشور آفریقای جنوبی، در دوره‌ی اول تحریم‌ها، تحریم صادرات در ماه اول، منفی و در کل خنثی و اثرات تحریم‌های مالی و واردات نیز در کل خنثی بوده است. اما در دوره‌ی دوم تحریم‌ها، تحریم‌های صادرات در ماه اول، مثبت و در کل منفی و تحریم‌های مالی و واردات نیز در ماه اول، اثر منفی و در کل دارای تأثیر مثبت بوده‌اند. صباغ‌کرمانی و شقایق شهری (۲۰۰۵)، به منظور بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی ایران، طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۳۸، از الگوی خود رگرسیون برداری بهره برده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش کسری بودجه‌ی دولت سبب افزایش نرخ واقعی ارز در ایران می‌شود، در حالی که افزایش قیمت نفت تأثیری منفی بر نرخ ارز دارد.

۴- الگوی تجربی تحقیق

متغیر نرخ ارز بازار به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. علت انتخاب متغیر نرخ ارز بازار به جای نرخ ارز رسمی یا نرخ ارز حقیقی، بهتر نشان دادن تکانه‌های ناشی از تحریم‌های بین‌المللی بر نرخ ارز است. متغیرهای مستقل نیز براساس مطالب عنوان شده در ادبیات موضوع، انتخاب و مدل زیر، جهت بررسی رابطه‌ی میان متغیرهای الگو و نرخ ارز تعریف شده است.

$$R = F(GDP_t, EXO_t, CPI_t, SE, DM, DEXO_t, DBD_t) \quad (1)$$

مدل تعریف شده، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۹-۹۳ برآورد شده است. برای برآورد ضرایب این مدل از داده‌های سری زمانی موجود در سایت بانک مرکزی و بانک جهانی و نرم‌افزارهای میکروفیت (Microfit 4.2) و Eviews استفاده شده است. متغیر وابسته و متغیرهای مستقل به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

با استفاده از منابع نظری و مطالعات تجربی صباغ‌کرمانی و شقایق شهری (۲۰۰۵)، نوردن و آمانو (۱۹۹۸) و شریف‌آزاده و حقیقت (۱۳۸۴)، که تأثیر کسری بودجه‌ی دولت، ارزش صادرات نفتی و تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته نرخ ارز مورد ارزیابی قرار گرفته، این الگو انتخاب و سپس جهت ارزیابی اثرات

تحریم‌ها بر نرخ ارز، بسط داده شده است. عاملی که سبب تمایز الگوی مورد استفاده در پژوهش حاضر نسبت به مطالعات قبلی شده، دوره‌ی زمانی انجام این مطالعه، استفاده از متغیر مجازی SE به منظور ارزیابی اثرات نظام تک‌نرخ ارز، بهره‌بردن از نرخ ارز بازار به جای نرخ ارز مؤثر یا واقعی، ارزیابی اثرات تحریم‌های اعمال شده در سال ۱۳۹۱، با استفاده از متغیرهای ضربی مجازی DEXO و DBD و ارزیابی اثرات تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ با استفاده از متغیر مجازی DM است.

به متغیر مجازی SE نیز در سال‌های ۱۳۷۲ و ۹۰-۱۳۸۱، که نظام نرخ ارز به صورت تک‌نرخ بوده، ارزش یک و در سال‌های ۷۱-۱۳۵۹، ۱۳۸۰-۱۳۷۳ و ۹۲-۱۳۹۱ ارزش صفر اختصاص داده 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 داده‌اند، یعنی سال‌های ۹۳-۱۳۹۱، عدد یک و در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۹ عدد صفر اختصاص داده شده است. در حقیقت، از آنجایی که ارزیابی اثرات تحریم‌های همه‌جانبه ۹۳-۱۳۹۱ بر نرخ ارز، از طریق ارزیابی اثرات تحریم‌ها بر صادرات نفت و کسری بودجه‌ی دولت صورت پذیرفته و با توجه به آن که تحریم بازار نفت ایران و بانک مرکزی و در نتیجه متأثر شدن کسری بودجه‌ی دولت از تحریم‌ها به دلیل کاهش صادرات نفتی، از سال ۱۳۹۱ فراگیر شده است^۱، به همین دلیل به متغیر مجازی تحریم در سال‌های ۹۳-۱۳۹۱، ارزش یک اختصاص داده شده است. تأثیر این متغیر مجازی بر روی نرخ ارز بازار از طریق تأثیرگذاری بر صادرات نفت و کسری بودجه‌ی دولت مورد ارزیابی قرار گرفته است. این اثرگذاری به صورت ضرب متغیر مجازی تحریم‌های ۹۳-۱۳۹۱ در متغیرهای صادرات نفت و کسری بودجه‌ی دولت، وارد مدل شده است. در مجموع، اثرات تحریم‌های بین‌المللی همه‌جانبه ۹۳-۱۳۹۱ بر روی نرخ ارز به صورت تفاوت در ضرایب زاویه نشان داده شده است.

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

به‌منظور ارزیابی اثرات تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ (۱۳۵۹-۱۳۹۰)، از متغیر مجازی تحریم به صورت آستانه‌ای استفاده شده است.^۱ به این منظور، در ابتدا متوسط نرخ ارز بازار در سال‌های ۹۰-۱۳۵۹، به عنوان ارزش آستانه‌ای در نظر گرفته شده است^۲ (۳/۴۳۳ مقدار لگاریتمی). سپس به متغیر مجازی تحریم در سال‌هایی که نرخ ارز بیش‌تر از مقدار متوسط بوده، ارزش یک (۱۳۷۴-۱۳۹۰) و در سال‌هایی که نرخ ارز کمتر از مقدار متوسط بوده، ارزش صفر اختصاص داده شده است (۱۳۷۳-۱۳۵۹). اثر متغیر مجازی تحریم مربوط به سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۹ به‌صورت تفاوت در عرض از مبدا نشان داده می‌شود.

متغیرهای مورد استفاده در الگوی تجربی: R نرخ ارز بازار، GDP تولید ناخالص داخلی، EXO دریافتی‌های حاصل از صادرات نفت، CPI شاخص بهای کالاهای مصرفی، SE متغیر مجازی سیاست تک‌نرخ ارز، DM متغیر مجازی تحریم‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۹، DEXO متغیر ضربی مجازی (ضرب متغیر مجازی تحریم‌های ۹۳-۱۳۹۱ در متغیر دریافتی‌های صادرات نفت) و DBD متغیر ضربی مجازی (ضرب متغیر مجازی تحریم‌های ۹۳-۱۳۹۱ در متغیر کسری بودجه‌ی دولت) است.

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی و استفاده از روش‌های معمول و متداول جهت برآورد آن، مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای سری زمانی مدل است. از آنجایی که سری‌های زمانی در اقتصاد غالباً نامانا هستند، به‌کارگیری روش‌های

۱. غلامی و هزبر کیانی (۱۳۹۲)، به‌منظور تعیین ارزش آستانه‌ای متغیرهای مجازی، متوسط مقادیر متغیر مورد نظر را به‌عنوان ارزش آستانه‌ای در نظر گرفته‌اند. در سال‌هایی که مقادیر متغیر مورد نظر بیش‌تر از مقدار متوسط بوده، ارزش یک و در سال‌هایی که کمتر از مقدار متوسط بوده، مقدار صفر را اختصاص داده‌اند.
۲. در سال ۱۳۷۴ تحریم‌های یک‌جانبه‌ای توسط ایالات متحده‌ی آمریکا با عنوان "داماتو" یا "ایلسا" اعمال شده است. مهم‌ترین بند این تحریم‌ها به سرمایه‌گذاری در بخش نفت و گاز ایران مربوط می‌شود. طبق تحریم‌های مذکور، شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری بیش از ۴۰ میلیون دلار در بخش نفت و گاز ایران دارند، با تحریم ایالات متحده‌ی آمریکا مواجه خواهند شد (این تحریم به سرمایه‌گذاری بیش از ۲۰ میلیون دلار نیز قابل‌تعمیم است). بنابراین طبق انتظار، مقادیر نرخ ارز در سال‌های بعد از اعمال تحریم‌های داماتو (۱۳۷۴) از مقدار متوسط نرخ ارز بیش‌تر شده است و به همین جهت، به متغیر مجازی تحریم در سال‌های ۹۰-۱۳۷۴ ارزش یک اختصاص داده شده است.

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

انگل و گرنجر (۱۹۹۷)، عنوان کرده‌اند زمانی که متغیرها نامانا هستند، فرآیند تکنیک اقتصادسنجی مرسوم ممکن است مناسب نباشد، زیرا تخمین رگرسیونی منجر به برآوردهای تورش‌دار و گمراه‌کننده می‌شود. به همین دلیل، قبل از تجزیه و تحلیل رگرسیونی باید مانایی آنها مورد بررسی قرار گیرد.

۵-۱- مانایی و آزمون ریشه‌ی واحد

از آنجایی که داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، از نوع سری‌زمانی است، از این رو، قبل از استفاده از متغیرهای موجود، لازم است نسبت به مانایی و نامایی آنها اطمینان حاصل شود. به همین منظور، جهت اطمینان از مانایی و نامایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل، از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته و نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

فرض صفر در آزمون دیکی- فولر، وجود ریشه‌ی واحد یا نامانا بودن و فرض مقابل، عدم وجود ریشه‌ی واحد یا مانا بودن است. نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر در جدول (۱) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۱)، قدر مطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته‌ی تمام متغیرها، از مقادیر بحرانی (سطوح یک، پنج و ده درصد) آنها کمتر است، لذا این چنین نتیجه‌گیری می‌شود که تمام متغیرهای الگو، در سطح نامانا بوده و فرض صفر، مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد برای تمامی متغیرهای الگو رد نمی‌شود.

جدول ۱. آزمون ریشه‌ی واحد دیکی _ فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرهای مورد مطالعه

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	وضعیت
R	- ۱/۰۲۶۰۷۴	- ۲/۶۱۵۸۱۷	- ۲/۹۵۴۰۲۱	- ۳/۶۴۶۳۴۲	نامانا
EXO	- ۱/۲۳۸۶۵۷	- ۲/۶۱۴۳۰۰	- ۲/۹۵۱۱۲۵	- ۳/۶۳۹۴۰۷	نامانا
GDP	۰/۰۴۳۵۷۰	- ۲/۶۱۷۴۳۴	- ۲/۹۵۷۱۱۰	- ۳/۶۵۳۷۳۰	نامانا
CPI	۰/۴۵۰۳۹۸	- ۲/۶۱۷۴۳۴	- ۲/۹۵۷۱۱۰	- ۳/۶۵۳۷۳۰	نامانا

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه و با توجه به جدول (۲)، آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهایی که در سطح نامانا بوده‌اند، حاکی از آن بوده است که تمام متغیرهای مذکور، با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۲. آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای مورد مطالعه

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	درجه هم‌انباشتگی
R	-۴/۱۱۳۴۹۸	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	I(-1)
EXO	-۶/۱۴۵۹۲۸	-۲/۶۱۵۸۱۷	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۳/۶۴۶۳۴۲	I(-1)
GDP	-۴/۲۱۲۵۱۵	-۲/۶۱۷۴۳۴	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	I(-1)
CPI	-۳/۴۹۱۴۵۵	-۲/۶۱۵۸۱۷	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۳/۶۴۶۳۴۲	I(-1)

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۵- آزمون هم‌انباشتگی

هم‌انباشتگی سبب می‌شود وقتی دو یا چند سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی باشند (نامانا)، اما یکدیگر را در طول زمان به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات است (مانا). به منظور آزمون هم‌انباشتگی، می‌توان از آزمون‌های انگل-گرنجر و یوهانسن-جوسلیوس بهره برد، اما در مطالعه‌ی حاضر با توجه به مزیت‌هایی که روش ARDL دارد، از این روش استفاده شده است. در روش ARDL، الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل به صورت هم‌زمان تخمین زده می‌شود (پسران و شین، ۱۹۹۹). یکی دیگر از امتیازهای مهم روش ARDL، در نظرگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت میان متغیرها است، که منجر به برآورد دقیق‌تر ضرایب می‌شود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). با توجه به توضیحات عنوان شده، ابتدا الگوی پویای مدل با استفاده از روش ARDL برآورد می‌شود. بر این اساس، در ابتدا باید وقفه‌های متغیرهای مدل براساس پشتوانه‌های نظری تعیین شوند. حداکثر وقفه‌ی مدل با توجه به این که داده‌های مورد

استفاده سالانه هستند، یک تعیین شده و سپس با استفاده از معیار شوارتز - بیزین (SBC) میزان وقفه‌های بهینه‌ی متغیرهای مدل مشخص شده است.^۱

جدول (۳)، نتایج حاصل از برآورد الگوی پویا را نشان می‌دهد. 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 و نبود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس^۲ نشان از مناسب بودن الگوی مورد استفاده دارد. همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود وقفه‌ی متغیر نرخ ارز رابطه‌ی مستقیم و معناداری را در سطح بالایی با نرخ ارز نشان می‌دهد. افزایش نرخ ارز در دوره‌ی قبل،

۱. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC)، خان - کوئین (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود، تا درجه‌ی آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه‌آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود.

۲. به منظور بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی از آزمون بریوش گادفری و آزمون h دوربین استفاده شده است. فرض صفر در هر دو آزمون، عدم وجود خود همبستگی و فرض مقابل وجود خودهمبستگی است. با توجه به نتایج به دست آمده، فرض صفر در هر دو آزمون رد نمی‌شود و بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که خودهمبستگی وجود ندارد.

جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس از آزمون بروش - پاگان استفاده شده است. فرض صفر در این آزمون عدم وجود ناهمسانی واریانس و فرض مقابل وجود ناهمسانی واریانس است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که فرض صفر رد نمی‌شود، بنابراین عدم وجود ناهمسانی تأیید می‌شود.

آزمون‌های خودهمبستگی

آزمون خودهمبستگی	دوربین h	بریوش گادفری (آماره F)
مقدار آماره	۰/۹۱۴۳۳	۰/۳۹۵۱۲
Prob (احتمال)	[/۳۶۱]	[/۵۳۶]

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون ناهمسانی واریانس

آزمون ناهمسانی واریانس	بروش - پاگان (آماره F)	Prob (احتمال)
مقدار آماره	۳/۵۵۹۰	[/۰۶۸]
آزمون ناهمسانی واریانس	بروش - پاگان (آماره F)	Prob (احتمال)

منبع: یافته‌های تحقیق

سبب ایجاد انتظارات جدید در کارگزاران اقتصادی مبنی بر رشد بیش‌تر نرخ مذکور شده، که افزایش تقاضای ارز را به همراه داشته و افزایش تقاضای ارز نیز رشد بیش‌تر نرخ ارز را به دنبال داشته است.

جدول ۳. برآورد ضرایب الگوی پویا (ARDL(۱.۱.۰.۰.۰)) بر اساس معیار (SBC)

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال (prob)
R(-1)	/۴۴۹۱۱	/۰.۹۲۴۱۵	۴/۸۵۹۷	[/۰.۰۰]
EXO	- /۱۵۹۸۵	/۰.۷۰۷۵۰	-۲/۲۵۹۴	[/۰.۳۳]
EXO(-1)	- /۲۱۷۳۱	/۰.۶۷۸۰۲	-۳/۲۰۵۱	[/۰.۰۴]
CPI	/۳۷۵۶۰	/۰.۹۴۴۵۳	۳/۹۷۶۶	[/۰.۰۱]
GDP	/۷۸۷۳۳	/۳۸۵۳۱	۲/۰.۴۳۴	[/۰.۵۲]
SE	- /۰.۶۰۰۷۱	/۰.۲۶۸۹۱	-۲/۲۳۳۹	[/۰.۳۵]
DM	/۰.۱۵۵۴۹	/۰.۳۳۴۹۶	/۴۶۴۲۱	[/۶۴۷]
DEXO	/۰.۶۶۳۳۴	/۰.۱۷۴۷۰	۳/۷۹۷۱	[/۰.۰۱]
DBD	/۰.۰۲۶۸۳	/۰.۰۰۶۵۲۶	۴/۱۱۰۸	[/۰.۰۰]
C	- /۱.۵۶۵۳	/۱.۹۵۸۸	- /۷۹۹۱۱	[/۴۳۲]
Prob F = [/۰.۰۰] F(۹, ۲۴) = ۹۱۳/۱۳ H.DURBIN = /۹۱۴۳۳ $R^2_{Adj} = /۹۹۶۰۰$ $R^2 = /۹۹۷۰۹$				

منبع: یافته‌های تحقیق

شاخص بهای کالاهای مصرفی نیز تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ ارز داشته است. تأثیرپذیری نرخ ارز از ارزش صادرات نفت نیز در سطح بالایی از معناداری، در برآورد مذکور نشان داده شده است، به صورتی که متغیر ارزش صادرات نفت و وقفه‌ی آن، تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ ارز داشته‌اند. این موضوع وابستگی بالای نرخ ارز را به دریافتی‌های ارزی حاصل از فروش نفت نشان می‌دهد.

متغیر تولید ناخالص داخلی نیز به صورت مستقیم و معنادار، نرخ ارز را تحت تأثیر قرار داده است. از آنجایی که افزایش تولید ناخالص داخلی سبب افزایش درآمد داخلی و به‌دنبال آن موجب افزایش واردات شده است، افزایش واردات سبب افزایش تقاضای ارز خارجی توسط واردکنندگان داخلی شده، که افزایش ارزش ارز خارجی در برابر ارزش

پول داخلی را موجب شده است. متغیر مجازی SE نشان می‌دهد که اتخاذ سیاست تک‌نرخی کردن ارز، تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ ارز داشته است. اثرات تحریم‌های بعد از سال ۱۳۹۱ و تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ و مقایسه‌ی میان آنها:

تحریم‌های سال‌های ۹۳-۱۳۹۱ به صورت مستقیم و در سطح معناداری بسیار بالایی نرخ ارز را تحت تأثیر قرار داده است. با توجه به وابستگی بسیار زیاد ذخایر ارزی به دریافتی‌های ارزی نفتی (DEXO) و کاهش شدید این دریافتی‌ها، بانک مرکزی در عرضه‌ی ارز به بازار با محدودیت مواجه شده و از سوی دیگر، اثرات منفی روانی حاصل از تحریم‌ها، موجب ایجاد انتظارات جدید در کارگزاران اقتصادی مبنی بر رشد بیش‌تر نرخ ارز شده و همچنین پدید آمدن رانت گسترده، به دلیل شکاف زیاد میان نرخ ارز مرجع و نرخ ارز بازار، سبب افزایش تقاضای ارز شده است، بنابراین کاهش منابع ارزی و عرضه‌ی ارز از یک سو و رشد تقاضای ارز از سوی دیگر، موجبات جهش نرخ ارز را فراهم آورده است.

از سوی دیگر، این تحریم‌ها از طریق اثرگذاری بر کسری بودجه‌ی دولت (DBD) نیز، نرخ ارز را به صورت مستقیم و معنادار تحت تأثیر قرار داده است. زیر از آنجایی که بودجه‌ی دولت وابستگی بسیار زیادی به درآمدهای نفتی دارد و از سوی دیگر، با توجه به پایین بودن درآمدهای مالیاتی و صادرات غیرنفتی، منابع مالی جایگزین برای درآمدهای نفتی وجود نداشته است، در نتیجه دولت جهت جبران کسری بودجه‌ی پیش‌آمده، به استقراض از منابع بانک مرکزی روی آورده که افزایش تورم داخلی را به دنبال داشته است. افزایش تورم نیز سبب افزایش قیمت کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی شده و مخارج مصرفی خریداران داخلی را از کالاهای داخلی به سمت کالاهای خارجی سوق داده است، که موجب افزایش واردات شده است. افزایش واردات نیز افزایش تقاضای ارز خارجی توسط واردکنندگان را به دنبال داشته و سبب جهش نرخ ارز شده است.

اما تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ (DM)، با وجود آنکه طبق انتظار اثر مستقیمی را نشان داده، اما با این وجود اثر ضعیفی بر نرخ ارز داشته است. از آنجایی که این تحریم‌ها به صورت یک جانبه توسط ایالات متحده اعمال شده‌اند و با توجه به این مهم که متقاضیان نفت ایران را به صورت عمده، کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا و شرق آسیا تشکیل داده‌اند، تأثیر قابل توجه‌ای بر میزان دریافتی‌های ارزی ایران نداشته و از این

جهت ذخایر ارزی ایران بر اثر آن با شوک قابل ملاحظه‌ای مواجه نشده است. در حقیقت، تفاوت مهم تحریم‌های بعد از سال ۱۳۹۱ با تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱، در آن بوده که تعداد کشورهای شرکت‌کننده در تحریم‌های ۱۳۹۱ بسیار چشمگیر بوده و برخلاف تحریم‌های یک‌جانبه قبل از سال ۱۳۹۱، علاوه بر آمریکا، کشورهای عضو اتحادیه اروپا، کشورهای آسیایی و به‌ویژه کشورهای شرق آسیا و قطعنامه‌های شورای امنیت، که تمامی کشورهای عضو ملزم به رعایت آن بوده‌اند را نیز شامل شده است و هم‌چنین مقیاس تحریم‌های اعمال شده در سال ۱۳۹۱ نیز برخلاف تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱، بسیار گسترده بوده و تحریم واردات نفت از ایران، مسدود شدن دارایی‌های دولت و تحریم بانک مرکزی ایران نه تنها توسط ایالات متحده آمریکا، بلکه در کشورهای عضو اتحادیه اروپا را نیز شامل شده است، بنابراین علت اثر قوی تحریم‌های سال‌های ۹۳-۱۳۹۱ (DBD, DEXO) در مقایسه با اثر ضعیف تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ با توجه به توضیحات مذکور کاملاً ملموس است.

۳-۵- برآورد روابط بلندمدت

در مطالعه‌ی حاضر، به‌منظور آزمون هم‌انباشتگی از روش ARDL استفاده می‌شود.^۱ با توجه به این که قدرمطلق آماره‌ی به‌دست آمده، برابر با ۵/۹۶- است، که از مقدار بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح آماره‌ی پنج درصد (۴/۴۳-) بیش‌تر بوده است، بنابراین فرض صفر، مبتنی بر عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل، رد و در نتیجه وجود رابطه‌ی بلندمدت تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت مدل در جدول (۴) نشان داده شده است.

۱. در این روش فرضیه‌ی صفر، بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی است. برای انجام آزمون مورد نظر که توسط بنرجی و همکاران، ارائه شده است، پس از تخمین مدل پویا، عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شده و آماره‌ی آزمون t حاصل می‌شود. اگر قدرمطلق آماره‌ی t به‌دست آمده، از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده در سطح اطمینان ۹۵٪ بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود.

جدول ۴. برآورد ضرایب بلندمدت الگوی نرخ ارز در ایران با استفاده از روش ARDL

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال (prob)
EXO	-۰/۱۶۸۴۶۴	۰/۱۶۲۹۱	- ۴/۲۰۲۶	[/۰۰۰]
GDP	۱/۴۲۹۲	۰/۷۱۳۱۲	۲/۰۰۴۲	[/۰۵۶]
CPI	۰/۶۸۱۸۱	۰/۱۰۰۰۸	۶/۸۱۲۵	[/۰۰۰]
SE	-۰/۱۰۹۰۴	۰/۰۴۸۱۰۵	- ۲/۲۶۶۸	[/۰۳۳]
DM	۰/۰۲۸۲۲۶	۰/۰۶۰۸۸۲	۱/۴۶۳۶۱	[/۰۳۳]
DEXO	۰/۱۲۰۴۱	۰/۰۴۰۸۹۷	۲/۹۴۴۳	[/۰۰۷]
DBD	۰/۰۰۴۸۷۰	۰/۰۰۱۵۴۴	۳/۱۵۳۹	[/۰۰۴]
C	- ۲/۸۴۱۴	۳/۶۲۵۴	-۰/۷۸۳۷۶	[/۴۴۱]

منبع: یافته‌های تحقیق

برآورد روابط بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرها تأثیر معنادار خود بر نرخ ارز را در بلندمدت نیز حفظ کرده‌اند. به صورتی که متغیرهای تولید ناخالص داخلی و شاخص بهای کالاهای مصرفی تأثیر مستقیم و معنادار و از سوی دیگر، متغیرهای دریافتی‌های صادرات نفت و نظام تک نرخی ارز، تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ ارز در بلندمدت داشته‌اند. تحریم‌های ۹۳-۱۳۹۱ نیز با تداوم تأثیرگذاری منفی بر صادرات نفت و بودجه‌ی دولت، در سطح معناداری بسیار بالایی، موجب جهش بیش‌تر نرخ ارز در بلندمدت شده و از سوی دیگر، تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۱ در بلندمدت نیز اثر ضعیف اما مستقیمی بر نرخ داشته است.

۵-۴- برآورد اثرات کوتاه‌مدت

مدل‌های تصحیح خطا (ECM)، نوعی از مدل‌های تعادل جزئی هستند که در آنها با وارد کردن پسماند مانا از یک رابطه‌ی بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. در این مدل‌ها، در صورتی که ضریب تصحیح خطا با علامت منفی ظاهر شود، نشان‌دهنده‌ی سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود.

جدول ۵. برآورد اثرات کوتاه‌مدت الگوی نرخ ارز در ایران

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال (prob)
dEXO	- /۱۵۹۸۵	/۰۷۰۷۵۰	-۲/۲۵۹۴	[/۰۳۳]
dGDP	/۷۸۷۳۳	/۳۸۵۳۱	۲/۰۴۳۴	[/۰۵۲]
dCPI	/۳۷۵۶۰	/۰۹۴۴۵۳	۳/۹۷۶۶	[/۰۰۱]
dSE	- /۰۶۰۰۷۱	/۰۲۶۸۹۱	-۲/۲۳۳۹	[/۰۳۵]
dDM	/۰۱۵۵۴۹	/۰۳۳۴۹۶	/۴۶۴۲۱	[/۶۴۷]
dDEXO	/۰۶۶۳۳۴	/۰۱۷۴۷۰	۳/۷۹۷۱	[/۰۰۱]
dDBD	/۰۰۲۶۸۳	/۰۰۰۶۵۲۶	۴/۱۱۰۸	[/۰۰۰]
dC	- /۱۵۶۵۳	۱/۹۵۸۸	- /۷۹۹۱۱	[/۳۲۷]
ecm(-1)	- /۵۵۰۸۹	/۰۹۲۴۱۵	-۵/۹۶۱۱	[/۰۰۰]

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد شده، نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا (ECM) در سطح بالایی معنادار و علامت آن طبق انتظار منفی بوده است. این ضریب بیانگر آن است که در هر سال ۵۵ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت نرخ ارز برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه‌ی حاضر به ارزیابی اثرات تحریم‌های بین‌المللی، دریافتی‌های صادرات نفت، شاخص بهای کالاهای مصرفی، تولید ناخالص داخلی و نظام تک‌نرخ ارز بر نرخ ارز در ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۹-۱۳۹۳، با استفاده از روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و مکانیسم تصحیح خطا (ECM) پرداخته است.

نتایج حاصل از مطالعه‌ی حاضر نشان می‌دهد، از آنجایی که قسمت عمده‌ای از ذخایر ارزی ایران را دریافتی‌های حاصل از فروش نفت تشکیل می‌دهد، ایجاد تکانه به دریافتی‌های ارزی نفتی، سبب تسری این تکانه‌ها از بازار نفت به بازار ارز شده و در نتیجه موجب رقم خوردن نوسان‌های شدید در بازار ارز می‌شود. از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که سیاست تک‌نرخ کردن ارز، اثر مثبتی بر نرخ ارز داشته است، که ریشه‌ی آن را می‌توان ثبات دادن به بازار ارز از طریق کاهش رانت و فساد دانست. اما

اتخاذ این سیاست نیز با توجه به ناکافی بودن ذخایر ارزی و همین‌طور با توجه به سهم عمده‌ی دریافتی‌های ارزی نفت در کل ذخایر ارزی که موجب نقش انحصاری دولت در این زمینه شده، با موانعی محکم مواجه است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، که نشان می‌دهد ضعف اقتصاد ایران در تک‌محصول بودن و تکیه شدید به دریافتی‌های ارزی نفت بوده و از آنجایی که ایجاد تکانه به این دریافتی‌های ارزی می‌تواند به شدت اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار دهد، به همین منظور سیاست‌گذاران کلان باید با برنامه‌ریزی بلندمدت و اتخاذ سیاست‌های مناسب، به تنوع‌سازی محصولات صادراتی پرداخته و با توسعه‌ی آن، از وابستگی ذخایر ارزی به دریافتی‌های ارزی حاصل از فروش نفت بکاهند، تا از این طریق در صورت وارد آمدن تکانه به بازار نفت، اقتصاد کشور به میزان کمتری تحت تأثیر قرارگیرد و بتواند با استفاده از منابع ارزی دیگری که از سایر محصولات صادراتی تأمین می‌شود، سیاست‌های خود را پیش برده و با مشکل مواجه نشود.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه و گزارش‌های اقتصادی سال‌های مختلف.
۲. پیله‌فروش، میثم (۱۳۹۱). *ردپای نفت در بودجه، فصلنامه‌ی تازه‌های اقتصاد*، ۱۳۶، ۴۸-۵۰.
۳. زهرانی، مصطفی (۱۳۸۷). *مبانی نظری تحریم‌های اقتصادی علیه جمهوری اسلامی ایران: موانع و چالش‌های نفت ایران*، مجله‌ی بررسی مسائل اقتصاد انرژی، سال اول، ۲، ۴-۲۳.
۴. شریف‌آزاده، محمدرضا و حقیقت، علی (۱۳۸۴). *عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران، فصلنامه‌ی اقتصاد و مدیریت*، ۶۶، ۴۳-۳۱.
۵. صباغ کرمانی، مجید و شقاقی‌شهری، وحید (۱۳۸۴). *عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)*، پژوهشنامه‌ی اقتصادی بهار، ۵ (۱۶)، ۳۷-۷۶.
۶. طغیان‌ی، مهدی، حیدری، محمدرضا و باستانی‌فر، ایمان (۱۳۹۲). *مبانی نظری و تاریخچه‌ی تحریم در ایران و جهان*، اصفهان: پژوهشکده‌ی اقتصاد دانشگاه اصفهان، ۳۵۳ صفحه.

۷. نجفی، بهاء‌الدین و برقندان، ابوالقاسم (۱۳۸۸). *عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در اقتصاد ایران*، مجله‌ی سیاسی اقتصادی، ۲۷۰، ۲۷۰-۲۵۸.
۸. هالستی، کی جی (۱۹۳۵). *مبانی تحلیل سیاست بین‌الملل*، بهرام مستقیمی و مسعود طارم‌سری، تهران، وزارت امور خارجه مؤسسه‌ی چاپ و انتشارات، ۱۳۷۳، ۳۷۹-۳۸۳.
۹. یآوری، کاظم و محسنی، رضا (۱۳۸۹). *آثار تحریم‌های تجاری و مالی بر اقتصاد ایران: تجزیه و تحلیل تاریخی*، فصلنامه‌ی مجلس و راهبرد، ۶۱، ۵۳-۱۰.
10. Caruso, R. (2003). *The Impact of International Economic Sanctions on Trade: an Empirical Analysis*, Peace Economics, Peace Science and Public, Policy: 9: 2, Article 1.
11. Drury, A., C. (2005). *Economy Sanctions and Presidential decisions: model of political rationality*, London: Palgrave Macmillan.
12. Eyler, R. (2007). *Economic Sanctions International Policy and Political Economy at Work*, Palgrave Macmillan.
13. Hufbauer, G., C., Schott, J., Kimberly Ann Elliott, & Oegg, B. (2007). *Economic Sanctions Reconsidered: History and Current Policy*, 3rd ed, Institute for International Economics, Washington DC.
14. Lizardo, R., & Mollick, A. (2010). *Oil Price Fluctuations and the U.S. Dollar Exchange Rates*. *Energy Economics*, 32, 399-408.
15. Medlicott, W. N. (1952). *The Economy Blocked*, vol. s1 and 2, London: Longman's, Green and Co.
16. Mendez, D. (2011). *Energy Dependence, Oil Prices and Exchange Rates: The Dominican Economy since 1990*. *Empirical Economics*, 40(2), 509-520.
17. Nikbakht, L. (2010). *Oil Prices and Exchange Rates: The Case of OPEC*, *Business Intelligence Journal*, 3(1), 83-92.
18. Pesaran, M. H., & Smith, R. (1998). *Structural Analysis of Co-integration VARs*. *Journal of Economic Surveys*, 12, 471-505.
19. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1996). *Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium*, *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 117-143.
20. Steil, B., & Litan, R. E. (2006). *Financial Statecraft*, New Haven, CT: Yale University Press.
21. Yelena, T., & Faryal, Q. (2016). *Global oil glut and sanctions: The impact on Putin's Russia*, *Energy Policy*, 90, 140-151.