

## تحلیل تاثیر شوک‌های نفتی و نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش صنعت، کشاورزی و خدمات

علیرضا تمیزی\*

استادیار اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

<https://doi.org/10.22067/mfe.2024.90396.1462>

نوع مقاله: پژوهشی

### چکیده

در بخش‌های مختلف تولیدی علاوه بر مولفه‌های اثرگذار داخلی، برخی مولفه‌های اثرگذار خارجی وجود دارد که بروز شوک در آنها می‌تواند منجر به افزایش نااطمینانی در تولید بخش‌های مزبور شود. نرخ ارز و قیمت نفت از جمله این موارد برای همه کشورها است. و اثر قیمت نفت برای کشورهای صادرکننده و واردکننده این قلم اثرژی، یکسان نبوده و متفاوت خواهد بود. در مورد تاثیر این عوامل بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت مطالعات چندانی وجود ندارد و جهت اثر این مولفه برای کشورهای مزبور مشخص نیست. لذا، مطالعه حاضر با هدف تحلیل تاثیر شوک‌های نفتی و نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش صنعت، کشاورزی و خدمات در ایران با استفاده از مدل ARDL برای دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴ انجام گرفت. مطالعه حاضر از نظر هدف کاربردی و روش تحقیق کتابخانه‌ای و اسنادی است. جهت ابزار گردآوری اطلاعات از سایت مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد برای بخش کشاورزی اثر نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار بوده، اما تاثیر شوک نفتی معنی‌دار نیست. در بخش صنعت و معدن نیز از میان متغیرهای مورد بررسی شوک قیمتی نفت دارای اثر معنی‌دار و مثبت است. این در حالی است که اثر تغییرات نوسانات نرخ ارز بر تولید این بخش معنی‌دار نیست. برای بخش خدمات نیز اثر نوسانات نرخ ارز و شوک نفتی معنی‌دار و قابل تفسیر نیست. برای بخش صنعت و معدن نیز، در میان متغیرهای مورد بررسی، در بلندمدت تنها رشد قیمت نفت در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و مثبت است. اثر افزایش در قیمت نفت نیز بر ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن مثبت بوده و می‌تواند منجر به افزایش ۱۶/۰ درصدی در این متغیر شود.

**کلیدواژه:** شوک‌های نفتی، نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی، صنعت، کشاورزی، خدمات

---

\* نویسنده مسئول: [a\\_tamizi@pnu.ac.ir](mailto:a_tamizi@pnu.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۸/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۳۰

صفحات: ۴۶-۷۱

## مقدمه

در دهه ۱۹۷۰، همزمان با داغ شدن مباحث مربوط به رشد اقتصادی و عوامل موثر بر آن در محافل اقتصادی، شوک قیمتی نفت منجر به غافلگیری کشورهای متقاضی این منبع انرژی شد. پس از شوک قیمت نفت سال ۱۹۷۳ و بحران اقتصادی منتج از آن، موضوع تغییرات قیمت نفت و تاثیرات آن بر عملکرد اقتصاد کلان مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران کلان قرار گرفت، زیرا نفت یکی از مهمترین منابع انرژی در سطح جهان است که نقش مهمی در رشد و توسعه فعالیت‌های اقتصادی دارد (Zhang & Chen, 2018). به عنوان تاییدی بر این مدعا، شوک نفتی دهه ۱۹۷۰ منجر به کاهش قابل توجه فعالیت‌های اقتصادی و افزایش تورم شد، در حالی که همین شوک در سال ۲۰۰۰ دارای اثرات اندکی بود. محققان در مورد تمایز این اثرات علل متفاوتی را بیان می‌دارند، بلانچارد و گالی (۲۰۰۸) معتقدند که تغییر رابطه علی بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند دلیل این تمایز باشد. بلانچارد و ریگی (۲۰۱۳) نیز کاهش سهم نفت خام در تولید و مصرف، کاهش چسبندگی دستمزدهای واقعی و سیاست‌های پولی متناسب را عاملی برای تغییر رابطه علی معرفی می‌کنند. پیرسمن و ون رایز (۲۰۱۲) بهبود درجه وابستگی به انرژی را عامل این مورد معرفی می‌کنند. لدوک و سیل (۲۰۰۴) و رحمان و سرلتیس (۲۰۱۰) عامل سیاست پولی را مسئول بخشی از کاهش تولید پس از شوک مثبت قیمت نفت معرفی می‌کنند. هررا و پساوانتو (۲۰۰۹) بر این اعتقادند که سیاست پولی می‌تواند دارای اثرات متفاوت در تثبیت اقتصادی در دوره‌های زمانی مختلف باشد. همه این‌ها برای اقتصادهایی صدق می‌کند که وارد کننده و مصرف کننده نفت هستند.

در مقابل، برای کشورهای صادرکننده نفت تاثیرات متفاوت است. اقتصاد این سری از کشورها، گاهی بسیار به قیمت نفت وابسته است و هرگونه تغییر در روند قیمتی آن دارای اثرات چشمگیر بر عملکرد اقتصادی آنها خواهد بود (Moshiri & Banihashem, 2012). به عقیده برخی از محققان، درآمد نفتی به عنوان منبعی برای تامین مالی سرمایه‌گذاری، می‌تواند محرکی برای رشد اقتصادی این کشورها باشد. با این تفاسیر، وقتی قیمت نفت پایین است، اقتصاد آنها آسیب خواهد دید و در صورت جهش قیمتی نفت، رونق اقتصادی را تجربه خواهند نمود. برخی مطالعات همچون ساکس و وارنر (۲۰۰۱)، اسمیت (۲۰۰۴) و سالایی مارتین و سویرامانیان (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت از همتایان بدون نفت خود عقب مانده‌اند. برای نمونه می‌توان به نرخ رشد پایین کشورهای حوزه خاورمیانه و شمال آفریقا در مقایسه با کشورهای آسیای شرقی اشاره نمود. پس قیمت‌های نفت می‌تواند دارای اثرات نامتقارن بر اقتصاد کشورهای صادرکننده آن باشد که بیانگر عدم بهره‌برداری درست از قیمت‌های بالای

این منبع در کنار آسیب‌پذیر بودن اقتصاد آنها در صورت افت قیمت است. در غلب کشورهای صادرکننده نفت، دولت‌های بزرگ حاکم هستند، زیرا که منابع مالی حاصل از فروش نفت به دولت‌ها تعلق می‌گیرد و لذا بخش بزرگی از اقتصاد آنها دولتی است (Moshiri & Banihashem, 2012). در این شرایط اشتغال، سرمایه‌گذاری و تولید وابسته به درآمدهای نفتی است، به طوری که به دنبال افزایش قیمت نفت و افزایش عایدی دولت از این محل، دولت‌ها به سرعت طرح‌های بزرگ اجتماعی و اقتصادی را که مطالعات چندانی روی آنها نشده و نیز مدیریت درستی نیز بر آنها ندارد، شروع می‌کند. درنهایت، همه این موارد منجر به عدم جذب درآمدهای نفتی در اقتصاد و اثرات تورمی شده و کمک چندانی به توسعه کشور نمی‌کند. در صورت کاهش درآمدهای نفتی نیز بخشی از فعالیت‌های اقتصادی مورد حمایت دولت تعطیل شده و بسیاری از طرح‌های بزرگ ناتمام می‌مانند، که این امر نیز منجر به تنگنای بیشتر برای اقتصاد خواهد شد. در این کشورها اغلب صنایع مرتبط با نفت و فرآورده‌های آن توسعه می‌یابند و حمایت چندانی از حوزه‌های دیگر نمی‌شود. در نتیجه، این سری از کشورها از محل درآمدهای نفتی روی به واردات می‌آورند تا کمبود ناشی از عدم تخصیص منابع مالی به سایر فعالیت‌ها را جبران نمایند که این امر منجر به آسیب بیشتر به صنایع داخلی می‌گردد. دلیل آن نیز عدم توان رقابت با کالاهای وارداتی با افزایش درآمدهای نفتی و عدم توان افزایش تولید در صورت کاهش درآمدهای نفتی خواهد بود. در همین راستا، ادبیات تجربی با عنایت به همین امر، نفت را شمشیر دو لبه نعمت و نفرین قلمداد می‌کند. رویکرد سنتی، لبه نفرین را بیماری هلندی نام می‌نهد. علاوه بر این و در راستای اثرات بیماری هلندی، انتظار بر این است که کشورهای صادرکننده نفت با کمبود نیروی کار متخصص و سیاست‌گذاران با تجربه برای رشد پایدار مواجه هستند (Stevens, 2003; Auty & Gelb, 2001). در مقابل، رویکرد نوین بر اقتصاد سیاسی برای توضیح اثرات شوک‌های نفتی بر کشورهای صادرکننده نفت تکیه دارد. بر مبنای این رویکرد، درآمدهای نفتی دارای اثرات غیرمستقیم بر عملکرد اقتصادی است، به طوری که مانعی برای توسعه نهادهای کارآمد، شفافیت و پاسخگویی دولت‌ها، سیستم سیاسی پایدار، حاکمیت قانون و توزیع عادلانه ثروت در نظر گرفته می‌شود (به عنوان مثال، سالایی مارتین و سوبرانیان (۲۰۰۳)، واندربولگ و آرزکی (۲۰۰۸)، مهلوم و همکاران (۲۰۰۶) و بوچینی و همکاران (۲۰۰۷)). سیاست‌های غلط دولت‌ها در مقابل به کارگیری درآمدهای نفتی می‌تواند منجر به تضعیف رشد اقتصادی به واسطه افزایش نرخ ارز، رانت و سیاست‌گذاری ضعیف گردد.

سواى اثرپذیری نرخ ارز از شوک‌های نفتی، نوسانات نرخ ارز نیز مطابق مطالعات تجربی بر رشد و توسعه اقتصادی موثر است. به ویژه بخشی از تحقیقات تجربی معطوف به تعیین نظام ارزی برای دستیابی به رشد اقتصادی سریع و پایدار است و سیاست ارزی هر کشور باید از سیستمی حمایت کند که همسو با این هدف باشد. از سوی دیگر، محققانی رژیم ارزی انعطاف‌پذیر، منبع نوسانات نرخ ارز بوده و ریسک مربوط به سرمایه‌گذاری و صادرات را افزایش داده و منجر به تضعیف روند رشد می‌گردد. ادواردز و لوییاتی (۲۰۰۳) دریافت که در طی دوره ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ کشورهایی که رژیم نرخ ارز ثابت را مستقر نموده‌اند، نرخ تورم کمتری نسبت به کشورهایی با نظام ارزی شناور دارا می‌باشند. در مقابل، اشتابل (۲۰۰۷) معتقد است که از منظر تئوریک، نرخ ارز انعطاف‌پذیر امکان تنظیم سهل‌تر پاسخ به شوک‌های واقعی نامتقارن را فراهم می‌آورد. همچنین ادواردز و لوییاتی (۲۰۰۳) دریافتند که کشورهایی با نرخ ارز انعطاف‌پذیر رشد سریع‌تری را تجربه می‌کنند. رشد با سرعت اقتصادی نرخ واقعی ارز را به طور قابل توجهی کاهش می‌دهد (Hausmann et al., 2005). با این حال، با توجه به مطالعات مختلف اثر نرخ ارز و نوسانات آن در دوره‌های مختلف، متفاوت است. این موضوع اهمیت بررسی این امر را پررنگ می‌کند. در ضمن با توجه به این که کشورهای صادرکننده نفت همزمان با نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز (با توجه به نظام ارزی آنها) روبه‌رو می‌شوند، لذا بررسی اثرات هر دوی این‌ها بر رشد اقتصادی کشورها بسیار اهمیت خواهد داشت. علاوه بر همه این‌ها، با عنایت به موارد فوق، رشد اقتصادی هر یک از بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات می‌تواند با توجه به نحوه اثرپذیری آنها متفاوت از هم باشد. به نظر می‌رسد بررسی این موارد در ایران به خصوص در سال‌های اخیر دارای اهمیت فراوان باشد. پژوهش حاضر در جهت بررسی اثرات شوک‌های نفتی و نوسانات ارزی بر رشد اقتصادی سه بخش صنعت، کشاورزی و خدمات برای دوره ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۰ به اهداف زیر پرداخته است.

#### هدف اصلی

تعیین تاثیر شوک‌های نفتی و نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش صنعت، کشاورزی و خدمات

#### اهداف فرعی

- ۱- تعیین اثر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی بخش صنعت
- ۲- تعیین اثر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی
- ۳- تعیین اثر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی بخش خدمات
- ۴- تعیین اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش صنعت
- ۵- تعیین اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی

۶- تعیین اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش خدمات

### مبانی نظری پژوهش

#### اثر شوک‌های قیمتی نفت بر فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای عرضه‌کننده نفت

اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت به شدت به درآمدهای نفتی وابسته است و بنابراین، هر گونه تغییر در قیمت نفت تأثیر شگرفی بر عملکرد اقتصادی آنها دارد. در حالی که، درآمدهای نفتی از طریق تأمین منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت، پتانسیل کمک به رشد اقتصادی را دارد، اما ممکن است رشد اقتصادی را نیز تضعیف کند، زیرا می‌تواند شرایط اقتصادی مساعد برای رشد اقتصادی را از طریق افزایش نرخ ارز، رانت‌جویی و نیز سیاست‌گذاری ضعیف تشدید کند. در اکثر کشورهای صادرکننده نفت و نحوه مدیریت پروژه‌های سرمایه‌گذاری دولتی باشد. به عبارت دیگر، زمانی که قیمت نفت مطلوب باشد، دولت‌ها هزینه‌های تهاجمی را برای توسعه سرمایه فیزیکی و پروژه‌های اجتماعی فراتر از ظرفیت جذب اقتصاد آغاز می‌کنند که منجر به رشد موقت و تورم می‌شود. اما عدم شفافیت و رقابت در تخصیص پروژه‌ها، مدیریت ضعیف و رفتار رانت‌خواری مانع از تأثیرات مثبت سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، هنگامی که قیمت نفت کاهش می‌یابد، اکثر پروژه‌ها ناتمام می‌مانند، در حالی که هزینه‌های دولت ادامه می‌یابد و تعهدات هزینه‌های مکرر را انجام می‌دهد (Eifert et al., 2003; Farzanegan, 2011). بسیاری از کشورهای صادرکننده نفت به شدت به درآمدهای حاصل از صادرات نفتی وابسته هستند، بنابراین زمانی که قیمت نفت پایین است، اقتصاد آنها آسیب می‌بیند و زمانی که قیمت نفت بالا است، فعالیت‌های اقتصادی آنها رونق می‌گیرد. شواهد حاکی از آن است که بیشتر کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت از هم‌تایان خود که توسعه آنها مبتنی بر منابع نیست، عقب مانده‌اند (Sachs & Warner, 2001; Sala-i-Martin & Subramanian, 2013; Smith, 2004). قیمت‌های بالاتر نفت اثرات نامطلوبی بر عملکرد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت دارد، زیرا ساختار اقتصاد را به نفع بخش‌های پررونق نفتی و غیرتجاری و به ضرر بخش‌های تولیدی و کشاورزی تغییر می‌دهد. علاوه بر این، درآمدهای نفتی بالاتر در دوران رونق نفتی منجر به افزایش ارزش پول محلی، افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و مصرفی می‌شود. اتکای شدید اقتصادهای در حال توسعه صادرکننده نفت به واردات به نوبه خود به صنایع داخلی آسیب می‌رساند، زیرا آنها نمی‌توانند با کالاهای وارداتی در

زمانی که قیمت نفت بالا است رقابت کنند و در مقابل نیز نمی‌توانند سطح تولید خود را در صورت کاهش قیمت نفت و واردات حفظ کنند (Corden & Neary, 1982).

#### کانال‌های انتقال شوک نفتی به فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای نفت‌خیز

رونق نفت، برای کشورهای صادرکننده نفت، فعالیت‌های اقتصادی را از طرف عرضه و تقاضا تحریک می‌کند. براساس مطالعات تجربی، رشد اقتصادی در برخی از کشورهای دارای منابع فراوان نسبت به کشورهای فاقد منابع طبیعی کندتر است. این پدیده به «نفرین منابع» معروف است. استروم و همکاران (۲۰۰۹) به چهار توضیح اصلی از نفرین منابع اشاره می‌کنند. اولی بیماری هلندی است. دومین مورد کاهش انگیزه برای توسعه بخش‌های غیرمنابعی است. فراوانی منابع ممکن است انگیزه‌های استفاده از مهارت‌ها و منابع انسانی انباشته شده را کاهش دهد (Auty & Gelb, 2001). سومین مورد، نوسانات بالای درآمدهای منابع است که تحت تاثیر آن بخش عمومی و تراز خارجی با نوسانات بیشتری مواجه خواهند شد که این امر عدم اطمینان را افزایش و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و با ممانعت از اجرای یک سیاست مالی متعادل، رشد اقتصادی را به تاخیر می‌اندازد. چهارم اثرات اقتصاد سیاسی است. رانت‌های مرتبط با منابع طبیعی می‌تواند منبع درگیری، بی‌ثباتی سیاسی، فساد، نهادهای ضعیف (بوشینی و همکاران، ۲۰۰۷) و نابرابری باشد. پیامد کلی این پدیده‌ها بر رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده نفت تأثیر گذاشته و در مقایسه با اقتصادهای بازار نوظهور کمتر از سطح مورد انتظار بوده است.

#### اثر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی

نوسانات نرخ ارز، که به طور کلی به عنوان ریسک مرتبط با حرکت‌های پیش‌بینی نشده در نرخ ارز تعریف می‌شود، تأثیر مستقیمی بر سیاست اقتصادی یک کشور دارد (Meniago & Eita, 2017). در طول سال‌ها، بین یافته‌های محققان در مطالعات مختلف در مورد اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی کشورها ناسازگاری وجود داشته است. این ناسازگاری را می‌توان حداقل از دو جنبه اثربگذار. اول، نوسانات نرخ ارز ممکن است با بی‌ثباتی کلان اقتصادی بالاتر از نظر رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، تجارت بین‌المللی و تورم مرتبط باشد. از سوی دیگر، نوسان نرخ ارز ممکن است به عنوان یک ضربه‌گیر تلقی شود. دوم، رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ ارز به سایر متغیرهای کنترلی مانند توسعه مالی نیز بستگی دارد (Aghion et al., 2009; Barguelli et al., 2018). نوسان نرخ ارز اعتماد سرمایه‌گذاران را از بین می‌برد، حرکت سرمایه را بی‌ثبات و روند تجارت را کند می‌کند که این همه این‌ها منجر به کند شدن روند رشد می‌شود.

نوسانات نرخ ارز می‌تواند بر حجم واردات، صادرات، ذخیره پول، تصمیمات سیاستی تأثیر بگذارد و تخصیص منابع تولیدی و تراز پرداخت‌ها را مختل کند. نوسانات نرخ ارز فرصت‌هایی را برای سرمایه‌گذاران داخلی فراهم می‌کند تا در ارز خارجی سرمایه‌گذاری کرده و سود بیشتری به دست آورند.

#### نظریه‌های موجود در خصوص تعیین نرخ ارز

نرخ ارز به دلیل ماهیت پویای محیط کسب و کار همراه با نوسان سایر عوامل اقتصاد کلان، بالا و پایین می‌رود. نحوه تعیین نرخ ارز موضوعی است که در کانون توجه اقتصاد پولی و بین‌المللی واقع شده است، زیرا بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند پیامدهای نامطلوب جدی بر سطح عمومی قیمت‌ها، سرمایه‌گذاری و تصمیمات تجارت بین‌المللی داشته باشد. نرخ ارز واقعی نرخ است که منعکس‌کننده قدرت ورودی و خروجی ارز، موجودی ذخایر و همچنین تضمین تعادل در تراز پرداخت‌ها است که با سطوح هزینه و قیمت شرکای تجاری سازگار باشد (Ojo, 1998). به طور کلی، سه مدل برای تعیین نرخ ارز وجود دارد که شامل جریان سنتی<sup>۱</sup>، تراز پرتفوی و مدل‌های پولی نرخ ارز هستند. مدل جریان فرض می‌کند که نرخ ارز توسط جریان تقاضا و عرضه بازار ارز تعیین می‌شود. بنابراین، زمانی که عرضه برابر با تقاضای ارز باشد، تعادل وجود دارد. این مدل فرض می‌کند که دو متغیر اساسی برای تعیین نرخ ارز با یکدیگر تعامل دارند. این متغیرها عبارتند از: درآمد نسبی و تفاوت نرخ بهره. از آنجایی که تقاضای خارجی برای کالاهای داخلی تابعی از درآمد خارجی است و بالعکس. همچنین تقاضای دارایی به تفاوت بین نرخ بهره داخلی و خارجی بستگی دارد (Udoye, 2009). براساس مدل تعادل پورتفو<sup>۲</sup> برای تعیین نرخ ارز، نرخ ارز را به عنوان نتیجه جایگزینی بین پول و دارایی‌های مالی در اقتصاد داخلی و جایگزینی بین دارایی‌های مالی داخلی و خارجی عنوان می‌کند. مک‌دونالد و تیلور (۱۹۹۲) اظهار داشتند که تعیین نرخ ارز حداقل در کوتاه‌مدت توسط عرضه و تقاضا در بازارها برای طیف گسترده‌ای از دارایی‌های مالی، خودکار نخواهد بود. این یک دیدگاه قیمت‌گذاری دارایی بر مبنای نرخ ارز است (Dornbusch, 1976). علاوه بر این، براساس رویکرد پولی<sup>۳</sup> اهمیت پول به عنوان یک واحد مبادله است، بنابراین، نرخ ارز را به عنوان تابعی از تغییر نسبی موجودی پول، نرخ تورم و تولید داخلی بین یک کشور و یک اقتصاد شریک تجاری نشان

<sup>۱</sup> Traditional Flow Model

<sup>۲</sup> The Portfolio Balance Model

<sup>۳</sup> The Monetary Approach

می‌دهد. فرانکل (۱۹۷۹) معتقد است که این مدل از تعیین نرخ ارز زمانی به تعادل می‌رسد که ذخایر پول موجود در دو کشور به خودی خود حفظ شود. رویکرد پولی تحت نرخ ارز انعطاف‌پذیر را می‌توان به دو صورت رویکرد پولی یا رویکرد بازار دارایی ارائه کرد و بر نقش پول و سایر دارایی‌ها در تعیین رابطه مبادله تأکید داشت.

### مروری بر پیشینه تحقیق

آلاگیدد و ابراهیم (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ به بررسی علل نوسانات نرخ ارز واقعی و تاثیر آن بر رشد اقتصادی کشور غنا با استفاده از روش GARCH و VAR پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که در بلندمدت نوسانات نرخ ارز به طور معنی‌داری تحت تاثیر رشد هزینه‌های دولت، عرضه پول، شوک‌های تجاری، نوسانات داخلی و خارجی است. تجزیه شوک‌ها بیان می‌کند که تقریباً سه چهارم نوسانات نرخ ارز مربوط به خود آن بوده و بقیه مرتبط با عوامل بیان شده است.

توتو و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای برای کشور الجزیره، به بررسی تاثیر نرخ ارز بر رشد اقتصادی در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ با استفاده از یک مدل VAR چهار متغیره پرداختند. این چهار متغیر عبارتند از: نرخ ارز واقعی موثر، رشد اقتصادی، توسعه مالی و عرضه پول. بر اساس نتایج علیت گرنجر، نرخ واقعی ارز و توسعه مالی علت رشد اقتصادی هستند. نتایج مدل بیانگر اثر منفی کاهش نرخ ارز بر رشد اقتصادی و اثر مثبت توسعه مالی بر آن است. با این حال عرضه پول تاثیری بر رشد ندارد.

آکینسولا و اوهایبو (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی تاثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی هفت کشور جنوبی صحرای بزرگ آفریقا (اتیوپی، گامبیا، مالی، موزامبیک، سنگال، تانزانیا و اوگاندا) با استفاده از دو رویکرد P-ARDL و NARDL برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج حاصل از تحلیل دو مدل مزبور بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار کاهش قیمت نفت بر رشد دارد ولی اثر منفی افزایش قیمت نفت بر رشد بیشتر است. همچنین قیمت نفت در کوتاه‌مدت تاثیر قابل توجهی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی نداشته، اما در بلندمدت تاثیر معنی‌دار منفی بر رشد دارد.

شجاعی و همکاران (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای تاثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش‌های اقتصادی را بررسی نموده و به این نتیجه رسیده‌اند که: نوسانات نرخ ارز، بیشترین تاثیر را بر بخش‌های صنعت و معدن دارد. با افزایش نوسانات نرخ ارز ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، ۰/۰۳۴۹ درصد کاهش و ارزش افزوده

بخش کشاورزی، ۰/۰۰۸ درصد کاهش داشته است. درمورد ارزش افزوده بخش خدمات می توان گفت از آنجا که این بخش وابستگی کمی به واردات دارد؛ از نوسانات نرخ ارز تاثیرپذیری معناداری ندارد. با افزایش نوسانات نرخ ارز میزان رشد اقتصادی در کل اقتصاد و در بخش های صنعت و کشاورزی کاهش می یابد که این امر، به دلیل وابستگی اقتصاد ایران و بخش های صنعت و کشاورزی به واردات مواد اولیه و نهاده هاست. براساس نتایج، برای کاهش وابستگی اقتصاد به واردات و نیز کم کردن تاثیرپذیری آن از نوسانات نرخ ارز پیشنهاد می گردد در برنامه های توسعه ای کشور از راهبرد جایگزینی واردات استفاده شود.

عزیزنژاد و کمیجانی (۲۰۱۷) در مقاله ای به مطالعه اثرات نوسانات ارزی بر روی برخی از متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش VAR برای دوره سه ماهه اول سال ۱۳۸۰ تا سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۱ مبادرت ورزیده اند. نتایج تحقیق آنان نشان می دهد که در دوره مورد بررسی بیشترین تاثیر نوسانات نرخ ارز بر نرخ سود سپرده های کوتاه مدت است. در مرحله بعدی تورم تولیدکننده بیشتر متاثر می گردد. همچنین دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت بوده و در میان مدت این اثر منفی ارزیابی می شود. افزون بر این ها، اثر نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری نیز با وقفه ای کوتاه، منفی است.

کیقبادی ثانی و قاسمی (۲۰۱۹) در مقاله ای به بررسی آثار مستقیم و غیرمستقیم شوک های نفتی بر قیمت برخی از محصولات کشاورزی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت با رویکرد P-SVAR با استفاده از داده های ماهانه ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۸ پرداخته اند. نتایج بیانگر تاثیر مستقیم و غیرمستقیم تکانه های نفتی از طریق گسترش تقاضای کل، تقاضای ارزی و پولی بر قیمت محصولات مورد بررسی است. میزان واکنش قیمت این محصولات نیز به درجه جانشینی آنها با نفت بستگی دارد. همچنین سهم شوک ارزی و نرخ بهره در توضیح تغییرات قیمت در کشورهای واردکننده نفت بیشتر از کشورهای صادرکننده نفت است که دلیل آن می تواند توسعه یافتگی بازارهای مالی در این کشورها باشد.

سیف الهی و همکاران (۲۰۱۷) با هدف بررسی عدم تقارن تاثیر شوک های نفتی بر رشد اقتصادی دو گروه کشورهای صادرکننده (OPEC) و واردکننده نفت (OECD) برای بازه ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۵ با روش پنل پویا و GMM به بررسی پرداخته اند. نتایج تاییدکننده اثر نامتقارن تکانه های نفتی بر رشد اقتصادی هر دو گروه کشورهای مورد بررسی در دوره مزبور است. قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک دارای

اثر مثبت و بر کشورهای OECD دارای اثر منفی است. در ضمن اثر شوک‌های مثبت بیشتر از اثر شوک‌های منفی قیمتی نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک است.

با توجه به مطالب بیان شده در بیان مسئله واضح است که با توجه به این که ایران صادرکننده نفت است، پس در انتخاب مدل تحقیق دقت لازم صورت گیرد. برای این منظور در این مطالعه با بهره‌گیری از روش ARDL و ایده مقاله تحقیقاتی برنانکه و همکاران (۲۰۰۴) و وارد کردن متغیرهایی که طبق تحقیقات ایوایمی و فاوو (۲۰۱۰)، شادورن و همکاران (۲۰۱۴)، کامین و راجرز (۲۰۰۰) و برومنت و پاساگولاری (۲۰۰۳) اهمیت تجربی داشتند و نیز با عنایت به تفاسیر راتیمی و گالاولا (۲۰۱۷) مدل‌های تحقیق به صورت زیر است:

$$GDPA_t = \alpha_1 + \beta_1 INF_t + \beta_2 UNE_t + \beta_3 OP_t + \beta_4 EXR_t + \beta_5 MS_t + \varepsilon_{1t}$$

(۱)

$$GDPI_t = \alpha_2 + \gamma_1 INF_t + \gamma_2 UNE_t + \gamma_3 OP_t + \gamma_4 EXR_t + \gamma_5 MS_t + \varepsilon_{2t}$$

(۲)

$$GDPS_t = \alpha_3 + \delta_1 INF_t + \delta_2 UNE_t + \delta_3 OP_t + \delta_4 EXR_t + \delta_5 MS_t + \varepsilon_{3t}$$

(۳)

که در آن،  $GDPA$  ارزش تولیدات بخش کشاورزی،  $GDPI$  ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن،  $GDPS$  ارزش تولیدات بخش خدمات،  $INF$  نرخ تورم،  $UNE$  نرخ بیکاری،  $OP$  قیمت سبد نفتی اوپک،  $EXR$  نوسانات نرخ ارز (دلار)،  $MS$  رشد عرضه پول و  $\varepsilon_{it}$  باقیمانده مدل  $i$  می‌باشد. متغیرهای موجود در مدل به صورت نرخ رشد بوده و به جز نرخ تورم و نرخ بیکاری، بقیه متغیرها به صورت لگاریتمی حساب شده، لذا ضرایب این متغیرها متناظر با کشش می‌باشند. با عنایت به این که اشتغال و عرضه پول متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف است، لذا برای افزایش توضیح‌دهندگی این متغیرها نیز در مدل گنجانده شده است. این مدل برای سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات

به صورت جداگانه تخمین زده شده و نتایج مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این مطالعه از سری زمانی فصلی متغیرهای مدل برای دوره فصل اول سال ۱۳۸۹ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۰ استفاده شد.

### روش‌شناسی تحقیق

پسران و شین (۱۹۹۹) صورت ساده‌تر مدل  $ARDL(p,q)$  را به صورت زیر ارائه می‌کنند:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^p \tau_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i Z_{t-i} + u_t$$

بر اساس پسران و اسمیت (۱۹۹۸) این الگو در نمونه‌های کوچک دارای تورش کمتر و کارایی بیشتری نسبت به سایر الگوها است. این الگو تنها برای سری‌های زمانی از نوع  $I(0)$  و  $I(1)$  قابل کاربرد بوده و برای مراتب بالاتر کاربرد ندارد. این الگو برای مطالعه رفتار پویای تعادلی میان متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت مناسب می‌باشد. مهمترین امتیاز این الگو نسبت به سایر الگوها، امکان استفاده از آن برای مطالعه روابط میان متغیرها صرف نظر از مرتبه مانایی و هم‌انباشتگی آنها می‌باشد. افزون بر آن، در این رویکرد امکان محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت هست. برای تعیین مقادیر  $p$  و  $q$  در رابطه فوق از معیارهای اطلاعاتی استفاده می‌شود که در این مطالعه معیار شوارتز-بیزین (SBC) مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطابق با تئوری این معیار در تعیین تعداد وقفه‌ها در نمونه‌های کوچک عملکرد بهتری دارد، زیرا در این معیار درجه آزادی کمتری از دست می‌رود و در نتیجه ضرایب برآوردی قابل اطمینان‌تر خواهند بود. پسران و همکاران (۲۰۰۱) نیز این معیار را برای رویکرد  $ARDL$  را پیشنهاد کرده‌اند. تحقیق به لحاظ هدف از نوع کاربردی می‌باشد. دوره زمانی مورد مطالعه در برگیرنده بازه ۱۳۸۹-۱۴۰۰ است. در این تحقیق از روش کتابخانه‌ای با استفاده از سامانه‌ها داده‌ها و منابع اخذ می‌گردد. با توجه به مدل پژوهش متغیرهای ارزش تولیدات بخش کشاورزی، ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن، ارزش تولیدات بخش خدمات، نرخ تورم، نرخ بیکاری، قیمتی سبد نفتی اوپک، نوسانات نرخ ارز (دلار)، رشد عرضه پول و باقیمانده مدل و غیره می‌باشد. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی اخذ گردید. در این تحقیق از آزمون  $ADF$ <sup>۱</sup>، آزمون  $KPSS$ ، رویکرد  $ARDL$ ، همچنین، آزمون‌های بررسی تصریح صحیح مدل شامل بررسی خودهمبستگی، ناهمسانی

<sup>۱</sup> Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

واریانس و نرمال بودن باقیمانده‌های مدل و ثبات ضرایب مدل در طول دوره و باند تست استفاده گردید. برای انجام تجزیه و تحلیل‌ها از نرم افزار Eviews و Stata استفاده شده است.

### خصوصیات آماری متغیرهای تحقیق

جدول (۱) ویژگی‌های آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول (۱): خصوصیات آماری متغیرهای تحقیق در دوره ۱۳۸۹:۱ تا ۱۴۰۰:۴

| متغیر                                      | میانگین  | میان     | حداکثر   | حداقل    | انحراف<br>معیار | آماره<br>جاک-بیرا | احتمال |
|--------------------------------------------|----------|----------|----------|----------|-----------------|-------------------|--------|
| قیمت دلار (ریال)                           | ۷۷۸۳۶/۳۸ | ۳۴۸۳۳/۹۹ | ۲۷۶۷۱۵/۳ | ۱۰۲۴۶/۶۷ | ۸۲۲۷۲/۵۲        | ۱۴/۳۹۶۸           | ۰/۰۰۰۷ |
| تولید بخش<br>کشاورزی (میلیارد<br>ریال)     | ۵۵۹۴۵۶/۶ | ۳۳۲۴۵۹/۲ | ۲۳۲۸۴۲۴  | ۷۱۲۳۱/۶۹ | ۵۷۸۴۵۰/۲        | ۳۰/۰۸۵۲           | ۰/۰۰۰۰ |
| تولید بخش<br>صنعت و معدن<br>(میلیارد ریال) | ۱۴۰۸۳۴۱  | ۷۸۱۶۱۴/۸ | ۶۰۰۶۶۶۱  | ۲۰۷۵۰۲   | ۱۴۲۸۸۶۹         | ۴۰/۲۳۱۰           | ۰/۰۰۰۰ |
| تولید بخش<br>خدمات (میلیارد<br>ریال)       | ۲۴۹۱۳۴۸  | ۱۷۶۳۱۲۱  | ۸۹۶۴۹۵۱  | ۵۹۳۵۰۱   | ۲۰۶۰۶۳۳         | ۳۲/۱۵۸۸           | ۰/۰۰۰۰ |
| نرخ تورم (%)                               | ۱/۷۶۶۹   | ۱/۵۲۸۰   | ۵/۰۱۵۶   | ۰/۰۰۳۵   | ۱/۱۱۱۵          | ۷/۷۱۷۷            | ۰/۰۲۱۱ |
| عرضه پول<br>(میلیارد ریال)                 | ۱۳۷۵۲/۰۸ | ۹۴۳۶/۷۱۷ | ۴۶۵۲۶/۴۳ | ۲۴۲۴/۵۳۳ | ۱۱۶۳۹/۷۳        | ۱۳/۰۲۰۹           | ۰/۰۰۱۵ |
| قیمت نفت اوپک<br>(دلار)                    | ۷۴/۷۶۴۸  | ۷۱/۹۸۸۳  | ۱۱۶/۴۰۶۷ | ۲۹/۶۲۶۷  | ۲۵/۹۳۹۹         | ۳/۴۷۶۵            | ۰/۱۷۵۸ |
| نرخ بیکاری (%)                             | ۱۱/۳۴۳۷  | ۱۱/۳۵۰۰  | ۱۴/۶۰۰۰  | ۸/۸۰۰۰   | ۱/۳۶۰۵          | ۰/۶۶۷۱            | ۰/۷۱۶۳ |

منبع: محاسبات محقق

### نتایج و بحث

در این بخش، به منظور ارائه تحلیلی جامع از روابط میان متغیرها و تخمین مدل‌های تحقیق، ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس مدل‌ها تخمین خورده و نتایج برآوردها تفسیر می‌شود.

#### نتایج آزمون ریشه واحد

به منظور بررسی مانایی متغیرها در این تحقیق از آزمون ریشه واحد ADF استفاده می‌شود. جدول (۲) نتایج این آزمون را بر روی متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد ADF برای دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| متغیر | آماره آزمون t | مقدار بحرانی در سطح ۵٪ | احتمال | نتیجه |
|-------|---------------|------------------------|--------|-------|
| EXR   | -۴/۳۷۴۹       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۱۱ | I(0)  |
| GDPA  | -۴/۷۲۶۳       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۰۴ | I(0)  |
| GDPI  | -۵/۹۵۰۰       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۰۰ | I(0)  |
| GDPS  | -۸/۱۳۴۴       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۰۰ | I(1)  |
| INF   | -۳/۲۹۷۶       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۲۰۷ | I(0)  |
| MS    | -۱۰/۰۱۵۹      | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۰۰ | I(0)  |
| OP    | -۵/۷۶۹۵       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۰۰ | I(0)  |
| UNE   | -۹/۷۴۱۱       | -۲/۹۲۶۶                | ۰/۰۰۰۰ | I(1)  |

منبع: محاسبات محقق

بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته از میان متغیرهای موجود در مدل‌ها، تنها متغیر رشد تولید ناخالص داخلی بخش خدمات و نرخ بیکاری دارای ریشه واحد هستند. بقیه متغیرها در سطح معنی دار می‌باشند.

به منظور بررسی بیشتر، از آزمون KPSS نیز استفاده می‌شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای تحقیق در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد KPSS برای دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| نماد | آماره KPSS | مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف |        |        | نتیجه |
|------|------------|------------------------------------|--------|--------|-------|
|      |            | ۰/۰۱                               | ۰/۰۵   | ۰/۱    |       |
| EXR  | ۰/۰۸۴۴     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| GDPA | ۰/۱۵۲۸     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| GDPI | ۰/۲۴۰۱     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| GDPS | ۰/۳۶۶۲     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| INF  | ۰/۲۲۱۴     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| MS   | ۰/۲۷۴۶     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| OP   | ۰/۱۵۴۲     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |
| UNE  | ۰/۴۰۴۱     | ۰/۷۳۹۰                             | ۰/۴۶۳۰ | ۰/۳۴۷۰ | I(0)  |

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نتایج جدول فوق، بر اساس آزمون KPSS همه متغیرهای تحقیق در سطح مانا هستند. با توجه به نتایج آزمون فوق اطمینان حاصل می‌شود که ریشه واحد کسری در متغیرهای مدل وجود ندارد و آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مانایی و ریشه واحد معمولی را نشان داده است.

#### تخمین مدل اول به روش ARDL

نتایج تخمین مدل اول که متغیر وابسته آن رشد تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی می‌باشد، در جدول (۴) آمده است. بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز مدل بهینه  $ARDL(1,0,2,0,0,0)$  می‌باشد. لازم به ذکر است که در تخمین این مدل از ماتریس تصحیح خطای نیوئی-وست استفاده شده است، لذا بررسی فروض همسانی واریانس و خودهمبستگی در میان باقیمانده این مدل موضوعیت نخواهد داشت.

جدول (۴): نتایج تخمین پویای مدل  $ARDL(1,0,2,0,0,0)$  در دوره فصلی ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| متغیرهای مستقل       | ضریب    | انحراف معیار   | آماره t | احتمال |
|----------------------|---------|----------------|---------|--------|
| GDPA(-1)             | ۰/۲۳۷۹  | ۰/۱۷۵۳         | ۱/۳۵۶۷  | ۰/۱۸۳۳ |
| EXR                  | ۰/۲۶۸۱  | ۰/۱۱۶۷         | ۲/۲۹۸۳  | ۰/۰۲۷۵ |
| INF                  | ۰/۰۰۵۶  | ۰/۰۱۵۵         | ۰/۳۶۲۷  | ۰/۷۱۸۹ |
| INF(-1)              | -۰/۰۰۸۱ | ۰/۰۲۲۳         | -۰/۳۶۲۰ | ۰/۷۱۹۵ |
| INF(-2)              | ۰/۰۳۴۹  | ۰/۰۱۳۷         | ۲/۵۴۶۶  | ۰/۰۱۵۳ |
| MS                   | ۰/۱۹۷۶  | ۰/۰۹۲۴         | ۲/۱۳۹۱  | ۰/۰۳۹۳ |
| OP                   | -۰/۰۵۵۳ | ۰/۰۹۲۲         | -۰/۵۹۹۷ | ۰/۵۵۲۵ |
| UNE                  | ۰/۰۰۳۹  | ۰/۰۰۷۳         | ۰/۵۳۷۷  | ۰/۵۹۴۱ |
| C                    | -۰/۰۷۶۳ | ۰/۰۸۷۹         | -۰/۸۶۸۱ | ۰/۳۹۱۱ |
| $R^2 = 0.3946$       |         | آماره F        | ۲/۹۳۲۸  |        |
| $\bar{R}^2 = 0.2600$ |         | احتمال آماره F | ۰/۰۱۲۵  |        |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

این مدل توانسته است حدود ۴۰ درصد از تغییرات ارزش تولیدات بخش کشاورزی را توضیح دهد. بر اساس آماره F نیز تصریح مدل صحیح بوده است

#### نتایج تخمین مدل دوم به روش ARDL

نتایج تخمین مدل دوم که متغیر وابسته آن رشد تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و معدن می‌باشد، در جدول (۵) آمده است. بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز مدل بهینه  $ARDL(1,0,0,0,0,0)$  می‌باشد.

جدول (۵): نتایج تخمین پویای مدل  $ARDL(1,0,0,0,0,0)$  در دوره فصلی ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| متغیرهای مستقل       | ضریب    | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|----------------------|---------|--------------|---------|--------|
| GDPI(-1)             | -۰/۰۹۲۵ | ۰/۱۳۳۲       | -۰/۶۹۴۷ | ۰/۴۹۱۳ |
| EXR                  | ۰/۰۰۴۶  | ۰/۱۲۵۸       | ۰/۰۳۶۶  | ۰/۹۷۱۰ |
| INF                  | ۰/۰۴۳۸  | ۰/۰۱۵۴       | ۲/۸۳۹۶  | ۰/۰۰۷۱ |
| MS                   | ۰/۴۱۱۶  | ۰/۲۳۴۴       | ۱/۷۵۶۱  | ۰/۰۸۶۹ |
| OP                   | ۰/۱۷۸۰  | ۰/۰۷۴۹       | ۲/۳۷۵۵  | ۰/۰۲۲۵ |
| UNE                  | ۰/۰۱۷۳  | ۰/۰۱۰۲       | ۱/۶۸۰۳  | ۰/۱۰۰۹ |
| C                    | -۰/۲۲۳۰ | ۰/۱۲۶۸       | -۱/۷۵۸۶ | ۰/۰۸۶۵ |
| آماره F              |         |              |         | ۵/۱۰۶۷ |
| $R^2 = 0.4399$       |         |              |         |        |
| احتمال آماره F       |         |              |         | ۰/۰۰۰۶ |
| $\bar{R}^2 = 0.3538$ |         |              |         |        |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

این مدل توانسته است در حدود ۴۴ درصد از تغییرات ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن را توضیح دهد. بر اساس آماره F نیز تصریح مدل صحیح بوده است.

#### نتایج تخمین مدل سوم به روش ARDL

نتایج تخمین مدل سوم که متغیر وابسته آن رشد تولید ناخالص داخلی بخش خدمات می‌باشد، در جدول (۶) آمده است. بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز مدل بهینه  $ARDL(1,0,0,0,0)$  می‌باشد.

#### جدول (۶): نتایج تخمین پویای مدل $ARDL(1,0,0,0,0)$ در دوره فصلی ۲:۱۳۸۹ تا ۴:۱۴۰۰

| متغیرهای مستقل       | ضریب    | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|----------------------|---------|--------------|---------|--------|
| GDPS(-1)             | -۰/۱۴۷۱ | ۰/۱۳۵۷       | -۱/۰۸۳۷ | ۰/۲۸۵۱ |
| EXR                  | ۰/۰۲۹۱  | ۰/۰۴۸۴       | ۰/۶۰۰۵  | ۰/۵۵۱۷ |
| INF                  | ۰/۰۲۹۱  | ۰/۰۰۵۹       | ۳/۵۵۶۵  | ۰/۰۰۱۰ |
| MS                   | ۰/۰۶۵۱  | ۰/۰۹۱۱       | ۰/۷۱۳۹  | ۰/۴۷۹۵ |
| OP                   | ۰/۰۲۶۴  | ۰/۰۲۸۹       | ۰/۹۱۵۸  | ۰/۳۶۵۴ |
| UNE                  | -۰/۰۱۰۹ | ۰/۰۰۴۳       | -۲/۵۶۰۳ | ۰/۰۱۴۴ |
| C                    | ۰/۱۴۵۸  | ۰/۰۵۴۳       | ۲/۶۸۳۷  | ۰/۰۱۰۶ |
| آماره F              |         |              |         | ۶/۶۷۷۷ |
| $R^2 = 0.5067$       |         |              |         |        |
| احتمال آماره F       |         |              |         | ۰/۰۰۰۰ |
| $\bar{R}^2 = 0.4308$ |         |              |         |        |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

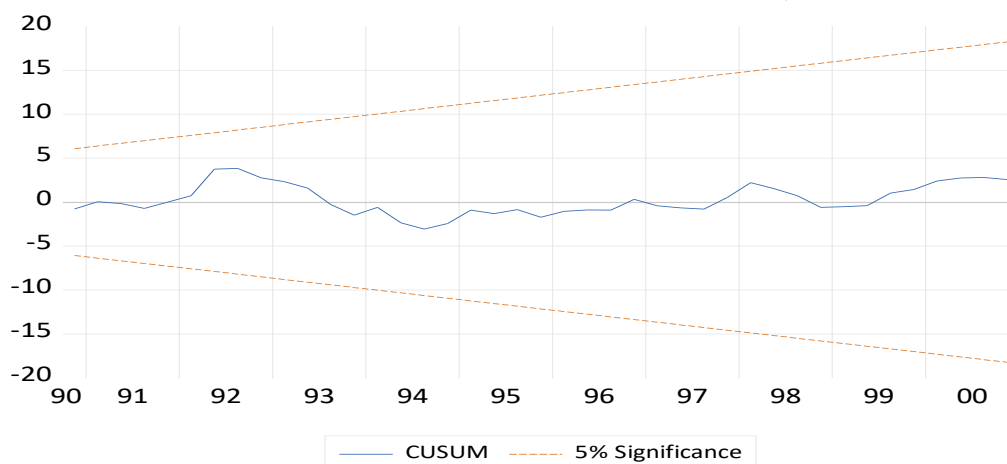
این مدل توانسته است در حدود ۵۰ درصد از تغییرات ارزش تولیدات بخش خدمات در کشور را توضیح دهد. بر اساس آماره F نیز تصریح مدل صحیح بوده است.

### آزمون فروض کلاسیک

به منظور اطمینان از تصریح صحیح مدل‌های مورد بررسی این مطالعه، می‌توان فروض کلاسیک از طریق آزمون ثبات ضرایب بررسی شود.

### آزمون ثبات ضرایب

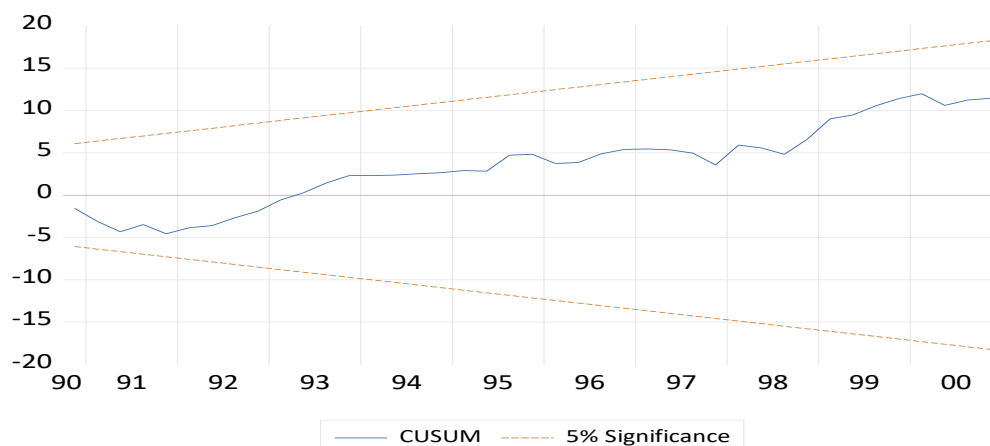
فرض دیگری که باید مورد بررسی قرار گیرد، ثبات ضرایب مدل‌ها در طول دوره مورد بررسی و در حالت کلی عدم وجود شکست ساختاری در مدل‌ها است که نشان می‌دهد این امر را می‌توان با استفاده از آزمون CUSUM به انجام رسانید.



شکل ۱: نمودار نتایج آزمون ثبات ضرایب مدل اول در دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

منبع: محاسبات تحقیق

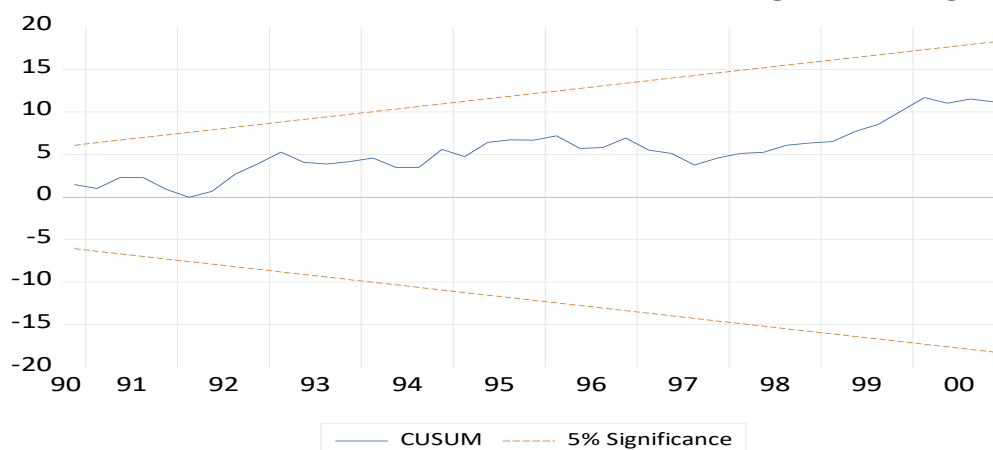
بر اساس نتایج، با توجه به این که منحنی آبی رنگ از دو کران بالا و پایین ناحیه قابل قبول به سمت نواحی بحرانی در تمام طول بازه مورد بررسی عبور نکرده است، لذا مدل اول با شکست در ضرایب مواجه نشده و تصریح خطی مدل صحیح است.



شکل ۲: نمودار نتایج آزمون ثبات ضرایب مدل دوم در دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج، با توجه به این که منحنی آبی رنگ از دو کران بالا و پایین ناحیه قابل قبول به سمت نواحی بحرانی در تمام طول بازه مورد بررسی عبور نکرده است، لذا مدل دوم با شکست در ضرایب مواجه نشده و تصریح خطی مدل صحیح است.



شکل ۳: نمودار نتایج آزمون ثبات ضرایب مدل سوم در دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج، با توجه به این که منحنی آبی رنگ از دو کران بالا و پایین ناحیه قابل قبول به سمت نواحی بحرانی در تمام طول بازه مورد بررسی عبور نکرده است، لذا مدل سوم با شکست در ضرایب مواجه نشده و تصریح خطی مدل صحیح است.

## باند تست و روابط بلندمدت

برای مدل اول، آزمون باند به شرح جدول (۷) می‌باشد.

جدول (۷): نتایج آزمون باند برای مدل اول در دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| باند بالا | باند پایین | سطح معنی‌داری | مقدار آماره F | آماره F |
|-----------|------------|---------------|---------------|---------|
| ۳         | ۲/۰۸       | ٪۱۰           | ۵/۹۴۰۸        | آماره F |
| ۳/۳۸      | ۲/۳۹       | ٪۵            |               |         |
| ۳/۷۳      | ۲/۷        | ٪۲/۵          |               |         |
| ۴/۱۵      | ۳/۰۶       | ٪۱            |               |         |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این که مقدار به دست آمده برای آماره F در تمام سطوح معنی‌داری بالاتر از کران بالای آزمون قرار می‌گیرد، لذا می‌توان گفت که رابطه بلندمدت برای مدل اول وجود دارد.

جدول (۸): نتایج تخمین مدل اول بلندمدت ARDL

| متغیرهای مستقل | ضریب    | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|----------------|---------|--------------|---------|--------|
| EXR            | ۰/۰۲۹۱  | ۰/۱۹۰۹       | ۱/۸۴۲۴  | ۰/۰۷۳۷ |
| INF            | ۰/۰۲۹۱  | ۰/۰۱۳۷       | ۳/۱۲۱۰  | ۰/۰۰۳۵ |
| MS             | ۰/۰۶۵۱  | ۰/۰۹۱۱       | ۱/۷۲۸۸  | ۰/۰۹۲۴ |
| OP             | ۰/۰۲۶۴  | ۰/۰۲۸۹       | -۰/۵۵۴۵ | ۰/۵۸۲۶ |
| UNE            | -۰/۰۱۰۹ | ۰/۰۰۴۳       | ۰/۵۵۴۱  | ۰/۵۸۳۰ |
| C              | ۰/۱۴۵۸  | ۰/۰۵۴۳       | -۰/۸۸۸۵ | ۰/۳۸۰۲ |
| ECM            | -۱      | -            | -       | -      |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (۸)، رابطه بلندمدت را برای مدل اول در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$GDPA = 0.3518 \times EXR + 0.0427 \times INF + 0.2594 \times MS - ECM$$

براساس رابطه فوق، در میان متغیرهای مورد بررسی، در بلندمدت تنها اثر نوسانات نرخ ارز، تورم و رشد عرضه پول در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و قابل تفسیر است. اثر هر سه این متغیرها بر ارزش تولیدات بخش کشاورزی مثبت ارزیابی شده است، به طوری که یک درصد تغییر در نرخ دلار منجر به ۰/۳۵ درصد افزایش در ارزش تولیدات بخش کشاورزی می‌شود. یک درصد تغییر در تورم نیز منجر به افزایش

۰/۰۴ درصدی ارزش تولیدات بخش مزبور خواهد شد. اثر افزایش در عرضه پول نیز بر ارزش تولیدات بخش کشاورزی مثبت بوده و می‌تواند منجر به افزایش ۰/۲۶ درصدی در این متغیر شود. افزون بر آن، با عنایت به این مورد که ضریب ECM منفی است، لذا همگرایی بین مسیر بلندمدت و کوتاه‌مدت وجود دارد و با توجه به این که این عدد برابر با ۱- است، می‌توان گفت که تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت به صورت نمایی می‌باشد.

برای مدل دوم نیز آزمون باند به شرح جدول (۹) می‌باشد.

جدول (۹): نتایج آزمون باند برای مدل دوم در دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| آماره F | ۱۲/۱۷۲۱ | سطح معنی‌داری | باند پایین | باند بالا |
|---------|---------|---------------|------------|-----------|
|         |         | ٪۱۰           | ۲/۰۸       | ۳         |
|         |         | ٪۵            | ۲/۳۹       | ۳/۳۸      |
|         |         | ٪۲/۵          | ۲/۷        | ۳/۷۳      |
|         |         | ٪۱            | ۳/۰۶       | ۴/۱۵      |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این که مقدار به دست آمده برای آماره F در تمام سطوح معنی‌داری بالاتر از کران بالای آزمون قرار می‌گیرد، لذا می‌توان گفت که رابطه بلندمدت برای مدل دوم نیز وجود دارد.

جدول (۱۰): نتایج تخمین مدل دوم بلندمدت ARDL

| متغیرهای مستقل | ضریب    | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|----------------|---------|--------------|---------|--------|
| EXR            | ۰/۰۰۴۲  | ۰/۱۱۵۳       | ۰/۰۳۶۶  | ۰/۹۷۱۰ |
| INF            | ۰/۰۴۰۱  | ۰/۰۱۳۳       | ۳/۰۱۸۲  | ۰/۰۰۴۵ |
| MS             | ۰/۳۷۶۸  | ۰/۲۲۲۶       | ۱/۶۹۲۴  | ۰/۰۹۸۵ |
| OP             | ۰/۱۶۲۹  | ۰/۰۶۸۱       | ۲/۳۹۰۹  | ۰/۰۲۱۷ |
| UNE            | ۰/۰۱۵۸  | ۰/۰۰۹۶       | ۱/۶۳۸۳  | ۰/۱۰۹۴ |
| C              | -۰/۰۱۵۸ | ۰/۱۱۹۷       | -۱/۷۰۴۴ | ۰/۰۹۶۳ |
| ECM            | -۱      | -            | -       | -      |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

براساس جدول ۱۰، رابطه بلندمدت را برای مدل دوم در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$GDPI = -0.2041 + 0.0401 \times INF + 0.3768 \times MS + 0.1629 \times OP - ECM$$

براساس رابطه فوق، در میان متغیرهای مورد بررسی، در بلندمدت تنها اثر نرخ تورم، رشد عرضه پول و رشد قیمت نفت در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و قابل تفسیر است. اثر هر سه این متغیرها بر ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن مثبت ارزیابی شده است، به طوری که یک درصد تغییر در نرخ تورم منجر به ۰/۰۴ درصد افزایش در ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن می‌شود. یک درصد تغییر در عرضه پول نیز منجر به افزایش ۰/۳۸ درصدی ارزش تولیدات بخش مزبور خواهد شد. اثر افزایش در قیمت نفت نیز بر ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن مثبت بوده و می‌تواند منجر به افزایش ۰/۱۶ درصدی در این متغیر شود.

افزون بر آن، با عنایت به این مورد که ضریب ECM منفی است، لذا همگرایی بین مسیر بلندمدت و کوتاه‌مدت وجود دارد و با توجه به این که این عدد برابر با ۱- است، می‌توان گفت که تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت به صورت نمایی می‌باشد.

برای مدل سوم نیز آزمون باند به شرح جدول (۱۰) می‌باشد.

جدول (۱۰): نتایج آزمون باند برای مدل سوم در دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴

| آماره F | مقدار آماره F | سطح معنی‌داری | باند پایین | باند بالا |
|---------|---------------|---------------|------------|-----------|
|         | ۱۲/۲۷۳۳       | ٪۱۰           | ۲/۰۸       | ۳         |
|         |               | ٪۵            | ۲/۳۹       | ۳/۳۸      |
|         |               | ٪۲/۵          | ۲/۷        | ۳/۷۳      |
|         |               | ٪۱            | ۳/۰۶       | ۴/۱۵      |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این که مقدار به دست آمده برای آماره F در تمام سطوح معنی‌داری بالاتر از کران بالای آزمون قرار می‌گیرد، لذا می‌توان گفت که رابطه بلندمدت برای مدل سوم نیز وجود دارد.

جدول (۱۱): نتایج تخمین مدل دوم بلندمدت ARDL

| متغیرهای مستقل | ضریب    | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|----------------|---------|--------------|---------|--------|
| EXR            | ۰/۰۲۵۴  | ۰/۰۴۲۸       | ۰/۵۹۲۸  | ۰/۵۵۶۷ |
| INF            | ۰/۰۵۶۷  | ۰/۰۸۰۴       | ۰/۷۰۵۲  | ۰/۴۸۴۹ |
| MS             | ۰/۰۱۸۵  | ۰/۰۰۴۹       | ۳/۷۴۸۴  | ۰/۰۰۰۶ |
| OP             | ۰/۰۲۳۱  | ۰/۰۲۵۰       | ۰/۹۲۳۳  | ۰/۳۶۱۵ |
| UNE            | -۰/۰۰۹۶ | ۰/۰۰۳۵       | -۲/۷۵۰۱ | ۰/۰۰۹۰ |
| C              | ۰/۱۲۷۱  | ۰/۰۴۳۱       | ۲/۹۴۷۷  | ۰/۰۰۵۴ |
| ECM            | -۱      | -            | -       | -      |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (۱۱)، رابطه بلندمدت را برای مدل سوم در سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$GDPS = 0.1272 + 0.0185 \times INF - 0.0096 \times UNE - ECM$$

براساس رابطه فوق، در میان متغیرهای مورد بررسی، در بلندمدت تنها اثر نرخ بیکاری و نرخ تورم در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و قابل تفسیر است. اثر نرخ تورم مثبت و اثر نرخ بیکاری بر ارزش تولیدات بخش خدمات منفی ارزیابی شده است، به طوری که یک درصد تغییر در نرخ تورم منجر به حدود ۰/۰۲ درصد افزایش در ارزش تولیدات بخش خدمات می‌شود. یک درصد تغییر در نرخ بیکاری نیز منجر به کاهش ۰/۰۱ درصدی ارزش تولیدات بخش مزبور خواهد شد. اثر سایر متغیرها در بلندمدت معنی‌دار نیست. افزون بر آن، با عنایت به این مورد که ضریب ECM منفی است، لذا همگرایی بین مسیر بلندمدت و کوتاه‌مدت وجود دارد و با توجه به این که این عدد برابر با ۱- است، می‌توان گفت که تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت به صورت نمایی می‌باشد.

### نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تحلیل اثر همزمان شوک ارزی و نفتی بر تولید بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در ایران با استفاده از مدل ARDL برای دوره فصلی از ۱۳۸۹:۲ تا ۱۴۰۰:۴ انجام پذیرفت. برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب نیاز بود تا مانایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی واقع شود که برای این منظور از دو آزمون ADF و KPSS استفاده شد. آزمون اول برای شناسایی مانایی و عدم مانایی و آزمون دوم برای حصول اطمینان از نبود ریشه واحد کسری در متغیرهای تحقیق و اطمینان از درستی تشخیص آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته به کار رفته است. بر این اساس، از منظر آزمون ADF از میان متغیرهای موجود در مدل‌ها، تنها متغیر رشد تولید ناخالص داخلی بخش خدمات و نرخ بیکاری دارای ریشه واحد بودند. بقیه متغیرها در سطح معنی‌دار می‌باشند. بر اساس آزمون KPSS نیز همه متغیرهای تحقیق در سطح مانا بودند. بر این اساس، نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته قابل اطمینان بوده و ریشه واحد کسری در هیچ یک از متغیرهای تحقیق وجود نداشته است.

تحلیل داده‌ها نشان داد که برای بخش کشاورزی اثر نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار بوده و همسو با مطالعات آلاگید و همکاران می‌باشد، اما تاثیر شوک نفتی معنی‌دار نیست. براین اساس، یک درصد تغییر در نرخ دلار می‌تواند منجر به افزایش ۰/۲۷ درصدی در ارزش تولیدات بخش کشاورزی شود. بدین صورت که، در راستای بهبود ارزش تولیدات بخش کشاورزی افزایش نوسانات نرخ ارز عامل اثرگذار و محرکی خواهد بود. در بخش صنعت و معدن نیز از میان متغیرهای مورد بررسی شوک قیمتی نفت دارای اثر معنی‌دار و مثبت بوده و همسو با مطالعات سیف‌اللهی و همکاران می‌باشد. به طوری که اثر رشد یک درصدی در قیمت نفت نیز منجر به افزایش ۰/۱۸ درصدی در ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن می‌شود. این در حالی است که اثر نوسانات نرخ ارز بر تولید این بخش معنی‌دار نیست. افزایش قیمت نفت رابطه‌ای مستقیم با صنعت و معدن دارد به طوریکه، افزایش قیمت نفت در رشد اقتصاد با عوامل صنعت و معدن میسر می‌شود. برای بخش خدمات نیز اثر نوسانات نرخ ارز و شوک نفتی معنی‌دار و قابل تفسیر نیست. بر اساس رابطه بلندمدت در بخش کشاورزی، اثر نوسانات نرخ ارز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و قابل تفسیر است. به طوری که یک درصد نوسان در نرخ دلار منجر به ۰/۳۵ درصد افزایش در ارزش تولیدات بخش کشاورزی می‌شود. برای بخش صنعت و معدن نیز، در میان متغیرهای مورد بررسی، در بلندمدت تنها رشد قیمت نفت در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و مثبت است. اثر افزایش در قیمت نفت نیز بر ارزش تولیدات بخش صنعت و معدن مثبت بوده و می‌تواند منجر به افزایش ۰/۱۶ درصدی در این متغیر شود. بر اساس رابطه بلندمدت شناسایی شده برای بخش خدمات، اثر متغیرهای نوسانات نرخ ارز و شوک قیمتی نفت معنی‌دار و قابل تفسیر نیست.

#### منابع:

- Aghion, P.; Bacchetta, P.; Rancière, R., & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 494–513.
- Akinsola, M. O., & Odhiambo, N. M. (2020). Asymmetric effect of oil price on economic growth: Panel analysis of low-income oil-importing countries. *Energy Reports*, 6, 1057–1066.

Auty, R. M., & Gelb, A. H. (2001). Political economy of resource-abundant states. In *Resource Abundance and Economic Development*, 126–144. Oxford University Press.

Aziznejad, S., & Komijani, A. (2017). Exchange rate fluctuations and their impact on selected macroeconomic variables in Iran. *Economic Research Quarterly*, 17(1), 121–143. (in Persian)

Barguellil, A.; Ben-Salha, O., & Zmami, M. (2018). Exchange rate volatility and economic growth. *Journal of Economic Integration*, 33(2), 1302–1336.

Blanchard, O. J., & Riggi, M. (2013). Why are the 2000s so different from the 1970s? A structural interpretation of changes in the macroeconomic effects of oil prices. *Journal of the European Economic Association*, 11(5), 1032–1052.

Blanchard, O., & Galí, J. (2008). The macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? *Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra*.

Boschini, A. D.; Pettersson, J., & Roine, J. (2007). Resource curse or not: A question of appropriability. *Scandinavian Journal of Economics*, 109(3), 593–617.

Corden, M. W., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825–848.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–1176.

Edwards, S., & Levy Yeyati, E. (2005). Flexible exchange rates as shock absorbers. *European Economic Review*, 49(8), 2079–2105.

Eifert, B.; Gelb, A., & Tallroth, N. B. (2003). The political economy of fiscal policy and economic management in oil-exporting countries. In

*Fiscal Policy Formulation and Implementation in Oil-Producing Countries*, 82–122. IMF.

Farzanegan, M. (2011). Oil revenue shocks and government spending behavior in Iran. *Energy Economics*, 33(6), 1055–1069.

Fattahi, Sh.; Soheili, K., & Abdolmaleki, H. (2014). Oil price uncertainty and economic growth in Iran: Evidence from asymmetric MVGARCH-M and VARMA models. *Economic Modeling Research Quarterly*, 5(17), 57–85. (in Persian)

Frankel, J. A. (1979). On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review*, 69(4), 610–622.

Ghasemi, A., & Kayghobadi Sani, S. (2019). Direct and indirect effects of oil shocks on the price of selected agricultural products in oil-exporting and importing countries. *Iranian Energy Economics Quarterly*, 8(30), 123–152. <https://doi.org/10.22054/jiee.2019.10489>

Hausmann, R.; Pritchett, L., & Rodrik, D. (2005). Growth accelerations. *Journal of Economic Growth*, 10(4), 303–329.

Herrera, A., & Pesavento, E. (2009). Oil price shocks, systematic monetary policy, and the “Great Moderation”. *Macroeconomic Dynamics*, 13(1), 1–42.

Hoontrakul, P. (1999). *Exchange rate theory: A review*. Bangkok: Sasin-GIBA, Chulalongkorn University.

Hosseini Nasab, E.; Naseri, A., & Aghli, L. (2016). Investigating the effects of oil revenue increase and its management on the optimal path of Iran's macroeconomic variables using DSGE model. *Economic Research Quarterly*, 16(2), 175–200. (in Persian)

Kayghobadi Sani, S., & Ghasemi, A. (2019). Direct and indirect effects of oil shocks on prices of selected agricultural products in oil-

exporting and importing countries. *Iranian Energy Economics Quarterly*, 8(30), 123–152. (in Persian)

Leduc, S., & Sill, K. (2004). A quantitative analysis of oil-price shocks, systematic monetary policy, and economic downturns. *Journal of Monetary Economics*, 51(4), 781–808.

MacDonald, R., & Taylor, M. P. (1994). The monetary model of the exchange rate: Long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk. *Journal of International Money and Finance*, 13(3), 276–290.

Mehlum, H.; Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1–20.

Meniago, C., & Eita, J. H. (2017). Does exchange rate volatility deter trade in Sub-Saharan Africa? *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 62–69.

Moshiri, S., & Banihashem, A. (2012). Asymmetric effects of oil price shocks on economic growth of oil-exporting countries. SSRN. <https://ssrn.com/abstract=2162059>

Ojo, M. O. (1998). Exchange rates developments in Nigeria: A historical perspective. Seminar Paper, *University of Lagos Consult.*

Peersman, G., & Van Robays, I. (2012). Cross-country differences in the effects of oil shocks. *Energy Economics*, 34(5), 1532–1547.

Rahman, S., & Serletis, A. (2010). The asymmetric effects of oil price and monetary policy shocks: A nonlinear VAR approach. *Energy Economics*, 32(6), 1460–1466.

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4–6), 827–838.

Sala-i-Martin, X., & Subramanian, A. (2013). Addressing the natural resource curse: An illustration from Nigeria. *Journal of African Economies*, 22(4), 570–615.

Seifollahi, N.; Emami, A.; Amadeh, H., & Taklif, A. (2017). A comparative study of the asymmetric effects of oil price shocks on economic growth: Selected oil-exporting and importing countries using GMM method. *Financial Economics Quarterly*, 11(38), 55–75. (in Persian)

Shojaei, A.; Maboudi, R., & Asayesh, H. (2023). Investigating the impact of exchange rate volatility on the growth of economic sectors in Iran. *Islamic Economics and Banking*, 44(12). (in Persian)

Smith, B. (2004). Oil wealth and regime survival in the developing world, 1960–1999. *American Journal of Political Science*, 48(2), 232–246.

Stevens, P. (2003). Resource impact: Curse or blessing? A literature survey. *Journal of Energy Literature*, 9(1), 3–42.

Sturm, M.; Gurtner, F. J., & Gonzalez-Alegre, J. (2009). Fiscal policy challenges in oil-exporting countries: A review of key issues. *ECB Occasional Paper Series*, (104).

Touitou, M.; Laib, Y., & Boudeghdegh, A. (2019). The impact of exchange rate on economic growth in Algeria. *CBU International Conference Proceedings*, 7, 323–330.

Udoeye, R. A. (2009). *The determinants of exchange rate in Nigeria*. Master's Thesis, Department of Economics, University of Nigeria, Nsukka.

Zhang, Y.-J., & Chen, M.-Y. (2018). Evaluating the dynamic performance of energy portfolios: Empirical evidence from the DEA directional distance function. *European Journal of Operational Research*, 269(1), 64–78.