فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی
سال هشتم، شماره ۲۵، پاییز ۱۳۹۴
صفحات ۴۵۵-۴۸۰

عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران: یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری

عباس شاکری [*] **وهاب قلیچ** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۰۸

چکیده

اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد نفتی-دولتی که در سه دهه اخیر غالباً با معضلاتی چون تورم و کسری بودجه دست به گریبان بوده است، چرخه‌های تجاری بزرگ و کوچکی را پشت سر نهاده است. بدیهی است شناخت عوامل کلیدی ایجادکننده این چرخه‌های تجاری می‌تواند برنامه‌ریزان و سیاستگذاران اقتصادی کشور را در ارائه تصمیمات صحیح‌تر و کاراتر یاری رساند. این تحقیق با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، در پی شناسایی اینگونه عوامل اثرگذار برآمده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در حدفاصل سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۱، از میان متغیرهای اساسی مدل، متغیر رشد کسری بودجه و رشد نرخ ارز حقیقی بیشتر از سایر عوامل دیگر، بر جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی اثرگذاری داشته است و نیاز است که سیاستگذاران اقتصاد کلان تمرکز بیشتری در کنترل این دو عامل جهت ثبات‌بخشی بیشتر اقتصاد ایران از خود مبذول بدارند.

واژه‌های کلیدی: چرخه‌های تجاری، کسری بودجه، ارز
طبقه‌بندی JEL: E32, H62, F31

[*] استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی؛ shakeri@atu.ac.ir
[†] استادیار گروه بانکداری اسلامی، پژوهشکده پولی و بانکی؛ vahabghelich@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

۱ مقدمه

اگرچه چرخه‌های تجاری از لحاظ سال وقوع، شدت و دوام با یکدیگر متفاوت می‌باشند، اما ویژگی مشترکی در تمامی آنان وجود دارد. این جنبه مشترک همان فرآیند تغییرات متغیرهای اقتصادی در ارتباط با یکدیگر است که باعث شده تعریف تقریباً مشابهی از چرخه‌های تجاری در ادبیات اقتصادی به وجود آید.

برونز و میچل[1] (۱۹۴۷) چرخه‌های تجاری را نوعی نوسانات نامنظم در فعالیت‌های اقتصاد کلان کشورها دانسته که عمدتاً بر اساس اقتصاد بازار و فعالیت بنگاه‌های تجاری ایجاد و سازماندهی می‌شوند. بر این اساس، یک دوره رونق تقریبا همزمان در بیشتر فعالیت‌های اقتصادی شروع می‌شود و به دنبال خود رکود و انقباض را به همراه می‌آورد که این رکود، باعث کند شدن فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. پس از این رکود بهبودی حاصل می‌آید و در پس آن رکودی دیگر اتفاق می‌افتد. این تغییرات بارها تکرار می‌شوند ولی لزوماً حالت منظم دوره‌ای ندارند. لانگ و پلاسر[2] (۱۹۸۳) چرخه‌های تجاری را الگوهای نوسانی منظم متغیرهای اقتصاد کلان همانند تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال و قیمت‌ها می‌دانند که شامل رکود و رونق‌هایی است که در اطراف مسیر رشد بلندمدت اقتصادی که اصطلاحاً بدان «روند[3]» گفته می‌شود، صورت می‌گیرد. دورنبوش[4] و همکاران (۲۰۰۲) چرخه‌های تجاری را فراز و فرودهای منظم رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد اقتصادی می‌دانند. به عقیده اینان چرخه‌های تجاری نوسانات منظم و قاعده‌مند فعالیت‌های کلان اقتصادی است. از این‌رو هر نوسان مشاهده شده‌ای را نمی‌توان چرخه‌های تجاری نامید.

اما معروف‌ترین بعد چرخه‌های تجاری، بررسی نوسانات تولید ناخالص داخلی حول روند بلندمدت خود می‌باشد. از این‌رو شاید بتوان تعریف لوکاس[5] (۱۹۷۷) از چرخه‌های تجاری که همان انحرافات تکرارپذیر تولید ناخالص داخلی حقیقی حول روند بلندمدت آن است را تعریفی جامع و مختصر از این ادبیات اقتصادی برشمرد. بنابراین مشخص می‌گردد که

---

[1] Burns & Mitchell
[2] Long & Plosser
[3] Trend
[4] Dornbusch
[5] Lucas

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

تحلیل و بررسی چرخه‌های تجاری، همان تحلیل و بررسی نوسانات اقتصادی تولید ناخالص داخلی پیرامون مسیر بلندمدت خود است. هنگامیکه این سطح نسبت به روند بالاتر باشد، هنگام رونق و اوج و هنگامی که نسبت به روند پایین‌تر باشد، هنگام حضیض و رکود در یک چرخه تجاری است.

اقتصاد ایران نیز به عنوان یک اقتصاد نفتی- دولتی که در سه دهه اخیر غالباً با معضلاتی چون تورم و کسری بودجه دست به گریبان بوده است، چرخه‌های تجاری بزرگ و کوچکی را پشت سر نهاده است. بدیهی است شناخت عوامل کلیدی ایجادکننده این چرخه‌های تجاری می‌تواند برنامه‌ریزان و سیاستگذاران اقتصادی کشور را در ارائه تصمیمات صحیح‌تر و کاراتر یاری رساند و از حجم نوسانات اقتصادی بکاهد.

سوال اصلی این تحقیق آن است که مهمترین علل چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران چیست؟ روش تحقیق مورد استفاده در این پژوهش، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[1] (SVAR) است. مدل مورد استفاده در تحقیق، استفاده از جدیدترین داده‌های آماری موجود در کشور و افزودن متغیرهایی همچون قیمت نفت، رابطه مبادله، کسری بودجه و واردات به مدل اصلی جهت کارایی و انطباق بیشتر الگو با شرایط اقتصاد ایران سه مورد از نوآوری‌های این تحقیق به حساب می‌آید که در سایر کارهای مشابه مسبوق به سابقه نمی‌باشد.

در این تحقیق، در ابتدا مهمترین نظریات و سابقه مطالعات چرخه‌های تجاری اقتصاد مرور می‌شود. در ادامه، با معرفی مدل تحقیق و داده‌های آماری، مهمترین علل و عوامل ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران مورد تبیین و شناسایی قرار می‌گیرد.[2]

۲ سوابق تحقیق

اهمیت اعمال سیاست‌های ضدچرخه‌ای به منظور جلوگیری از نوسانات شدید تولید ناخالص داخلی و تقویت سطح ثبات و پایداری اقتصاد منجر به آن شده است که مطالعات چرخه‌های تجاری در بین محققین اقتصادی نقش مهمی داشته باشد. در این بخش به مهمترین مطالعات چرخه‌های تجاری به‌ترتیب تاریخ انجام اشاره می‌شود.

---

[1] Structural Vector Autoregressive

[2] از راهنمایی‌های ارزنده دکتر سعید بیات تشکر و قدردانی می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

۱.۲ نمونه‌هایی از مطالعات اقتصاد جهان

لانگ و پلاسر (۱۹۸۷) نشان می‌دهند که شوک‌های کلان نمی‌توانند به تنهایی تمامی تغییرات تولید در چرخه‌های تجاری را توضیح دهند، بلکه اختلالات بخشی نیز در ایجاد و پایداری چرخه‌ها نقش مهمی را ایفا می‌نمایند.

هامیلتون[1] (۱۹۸۹) نشان داد که تکانه‌های بزرگ منفی را می‌توان با الگوسازی رکودها با تکانه‌های غیرپیوسته مشخص کرده و وقوع آنان را به عنوان فرآیند مارکف الگوسازی نمود. کیدلند و پرسکات[2] (۱۹۹۰) چرخه‌های تجاری اقتصاد آمریکا را پدیده‌ای غیرپولی بیان می‌نمایند. بلانچارد[3] (۱۹۹۳) شوک منفی مصرف را علت رکود ۱۹۹۱-۱۹۹۰ می‌داند. آلپر[4] (۱۹۹۸) چرخه‌های تجاری اقتصاد ترکیه را پدیده‌ای غیرپولی معرفی می‌نماید. استاک و واتسون (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که مخارج غیردفاعی دولت آمریکا به طور قوی نامرتبط با چرخه‌های تجاری است، در صورتیکه براکونیر[5] (۱۹۹۹) برای کشورهای اسکاندیناوی نشان داده است که مخارج دولت موافق چرخه‌های تجاری بوده و اطلاعات حائز اهمیتی را درباره آن بیان می‌نماید.

کیم و استارتز[6] (۲۰۰۱) چرخه‌های تجاری را با مجاز دانستن عدم تقارن بین رونق‌ها و رکودها که با تکانه‌های غیرپیوسته و پیوسته وارد اقتصاد می‌شوند الگوسازی کرده‌اند. آنان عدم تقارن ناشی از اجزای موقتی و دائمی تولید را بررسی نموده و نتیجه گرفته‌اند که با رکود اجزای دائمی و نه موقتی، رکود آغاز می‌شود. در پی کاهش در نرخ روند نوعی تغییر در وضعیت رکود در اجزای موقتی ایجاد می‌گردد. با انبساط جزء دایمی اجزای موقتی نیز به وضع انبساط برگشته و رکود پایان می‌گیرد. کنوا و دی نیکولو[7] (۲۰۰۲) شواهدی از اثر قابل توجه سیاست پولی بر چرخه های تجاری در کشورهای G7 ارائه کردند.

ژاوو و هسو[8] (۲۰۰۸) با مطالعه چرخه‌های تجاری حقیقی و سیاست‌های مالی کشور چین دریافتند که نرخ رشد بهره‌وری عوامل کل[1] دلیل اصلی نوسانات اقتصادی بوده است.

---

[1] Hamilton
[2] Kydland & Prescott
[3] Blanchard
[4] Alper
[5] Braconier
[6] Kim & Starts
[7] Canova & Nicolo
[8] Zhao & Hsu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

همچنین مشخص گردید که تغییر سیاست در مخارج دولت قادر است دلیل نوسانی‌تر شدن مصرف نسبت به تولید را بیان نماید. رز[۲] (۲۰۰۹) در مقاله خود به بررسی همزمان‌سازی چرخه‌های تجاری و هدفمندسازی تورم در اتحادیه پولی آسیا پرداخت. وی بدین نتیجه دست یافت که هدفمندسازی تورم به افزایش همزمان‌سازی چرخه‌های تجاری منجر می‌گردد.

۲.۲ نمونه‌هایی از مطالعات اقتصاد ایران

طباطبایی یزدی و همکاران (۱۳۸۸)، با طراحی شاخص ترکیبی آینده‌نگر از ترکیب شش نماگر نقدینگی به قیمت ثابت، قیمت نفت، شاخص قیمت سهام، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره برای واحدهای مسکونی، شاخص انتظارات مصرف‌کننده و تعداد بیکاران (معکوس) به پیش‌بینی کوتاه‌مدت حرکت کلی اقتصاد ایران پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که استفاده از شاخص ترکیبی آینده‌نگر برای انجام پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت در مورد حرکت کلی اقتصاد، روش مناسب و قابل اعتمادی است.

پیرو (۱۳۸۹) در پایان‌نامه خود، تقارن و یا عدم تقارن چرخه‌های تجاری از لحاظ مبانی نظری الگوهای چرخه‌های اقتصادی، کارایی پیش‌بینی الگوهای خطی و نیز تدوین سیاستگذاری‌های اقتصادی را بررسی نموده است. یافته‌های این تحقیق که از فیلتر هدریک- پرسکات استفاده نموده است، وجود احتمالی پدیده عدم تقارن در چرخه‌های تجاری را تأیید نمی‌کند. طیب‌نیا و قاسمی (۱۳۸۹) با مطالعه اقتصاد ایران در سال های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ بدین نتیجه رسیده‌اند که متوسط طول دوره رونق از متوسط طول دوره رکود بیشتر و دوره‌های رونق از تندی بیشتری نسبت به دوره‌های رکود برخوردار بوده‌اند؛ اما دامنه نوسان دوره‌های رکود از دوره‌های رونق بیشتر بوده است. همچنین اینان دریافته‌اند که نفت از میان عوامل متعدد تاثیرگذار بر چرخه های تجاری اقتصاد ایران نقش موثرتری داشته است.

کریمی و طیبی (۱۳۸۹)، با نگاهی به تجارت بین‌الملل موجود بین ۵۷ کشور اسلامی بدین نتیجه رسیده‌اند که یکپارچگی تجاری و افزایش حجم تجارت بین کشورها می‌تواند همزمانی در چرخه‌های تجاری را تقویت سازد. همچنین بلوک‌بندی منطقه‌ای به طور قابل

→

[1] Total Factor Productivity (TFP)
[2] Rose

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

توجهی در همزمان شدن چرخه‌های تجاری و افزایش شدت تجارت دوجانبه در کشورهای عضو تاثیر مثبت بر جای گذارده است.

طیبی و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از الگوی عرضه - تقاضای کل و تجزیه واریانس به دست آمده از آن به شناخت علل و عوامل متغیرهای مهم در ایجاد و شکل‌گیری چرخه‌های تجاری در ایران طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۴۹) پرداخته‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که علت اصلی بروز چرخه‌های تجاری در ایران ناشی از مولفه‌های اصلی تولید ناخالص داخلی همچون سرمایه‌گذاری، مصرف، تراز تجاری و مخارج دولتی است. در کنار این امر، قیمت نفت اوپک و نوسان‌های ناشی از آن، تاثیر خود را از طریق تراز تجاری، رابطه مبادله و نرخ ارز نیز به جای گذاشته است. صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۰) با بررسی نقش سیاست مالی در تثبیت اقتصادی ایران، طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ بیان می‌کنند که سیاست مالی ایران در این دوره ماهیت کینزی داشته اما همواره موافق چرخه‌های تجاری اعمال شده است. به عبارتی سیاست مالی نه تنها نقش موثری در تثبیت اقتصادی کشور نداشته‌اند، بلکه عاملی در جهت افزایش نوسانات اقتصادی نیز بوده است.

گرجی و همکاران (۱۳۹۰) به این نکته اشاره می‌نمایند که نظریه چرخه‌های تجاری حقیقی یک نظریه رونق اقتصادی است و قابلیت بیشتری در تشریح ایجاد رونق اقتصادی نسبت به رکود اقتصادی دارد و از این‌رو این نظریه در تشریح چرخه‌های تجاری، رفتاری نامتقارن دارند. نتایج مطالعه ایشان بر این امر مبتنی است که شوک‌های فناوری عامل اصلی ایجاد چرخه‌های تجاری نبوده و در حقیقت علت اصلی ایجاد رکود اقتصادی اخیر، مقررات‌زدایی و به‌روز نشدن مقررات همپای رشد نوآوری‌ها و فناوری‌ها در بازارهای مالی بوده است. اسفندیاری و موسوی (۱۳۹۰) با بررسی چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰، دریافته‌اند که متغیر صادرات نفت و گاز تاثیری مثبت و متغیر قیمت نفت خام، تاثیری منفی بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران برجای گذاشته است.

با نگاهی به سابقه تحقیق می‌توان بیان داشت که تحقیقی که با استفاده از داده‌های مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و جدیدترین داده‌های آماری موجود در کشور به نحو فصلی و نیز با لحاظ ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران همچون وابستگی شدید درآمد به فروش نفت و نهادینه شدن معضل کسری بودجه به بررسی علل و عوامل چرخه‌های تجاری اقدام نموده باشد یافت نگردیده است. از این‌رو می‌توان این تحقیق را نسبت به مطالعات مشابه دارای ارزش افزوده دانست.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

۳ عوامل بروز چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران

۱.۳. معرفی مدل

بنا برنظر محققین، شاخص‌های عوامل ایجادکننده چرخه‌های تجاری عبارت است از:

تلاطم (تغییرپذیری)[1]: این ویژگی به درجه بی‌ثباتی یک متغیر اشاره دارد و میزان تمایل متغیر نسبت به نوسان را نشان می‌دهد. بالا بودن میزان تلاطم یک متغیر در مقایسه با متغیر مرجع حاکی از توان سری‌های زمانی در ایجاد چرخه اقتصادی است. برای اندازه‌گیری میزان تغییرپذیری سری زمانی متغیرها از درصد انحراف معیار آنان استفاده می‌شود.

تداوم[2]: مدت زمانی که یک چرخه اقتصادی کامل طی می‌نماید می‌تواند بنا به ویژگی‌های اقتصاد متفاوت باشد. وقتی رکود شروع می‌شود اقتصاد تمایل به عملکرد انقباضی دارد و این وضعیت برای مدت زمانی ادامه خواهد داشت و یا آنکه با شروع دوره رونق اقتصاد عملکرد انبساطی از خود نشان می‌دهد که برای مدتی دوام خواهد داشت. وجود چنین تمایلی تداوم نامیده می‌شود. برای بررسی تداوم جزء چرخه‌ای سری زمانی از ضریب همبستگی مرتبه اول استفاده می‌گردد.

هم‌حرکتی[3]: معمولاً چرخه‌های تجاری با متغیرهای کلان اقتصادی به صورت هماهنگ نوسان می‌نمایند. هم حرکتی به وسیله دو عنصر زمان چرخش و سمت و سوی چرخش معرفی می‌شود. زمان چرخش بیان می‌نماید که چرخش متغیرهای مدل می‌توانند نسبت به چرخش متغیر مرجع حالات پیشرو[4]، همزمان[5] و یا پسرو[6] را داشته باشند. از حیث سمت و سوی چرخش، متغیرها به سه دسته هم جهت با متغیر مرجع، مخالف جهت متغیر مرجع و غیرچرخه‌ای تقسیم می‌گردند. اگر ضریب همبستگی متقابل مثبت باشد، نشان دهنده رابطه هم جهت بین دو متغیر و اگر منفی باشد نشانگر رابطه حرکت خلاف جهت بین دو متغیر است. همچنین اگر ضریب همبستگی متقابل، بیشترین مقدار قدرمطلقی خود را در مقدار منفی وقفه‌ها داشته باشد، آن متغیر پیشرو خواهد بود و اگر بیشترین مقدار را در

---

[1] Volatility
[2] Persistence
[3] Co-movement
[4] Leading Indicator
[5] Coincident Indicator
[6] Lagging Indicator

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

مقادیر مثبت وقفه‌ها داشته باشد آن متغیر پسرو می‌باشد. همچنین اگر حداکثر این ضریب در حالت بدون وقفه یعنی جایی که وقفه‌ها صفر است، داشته باشد آن متغیر یک متغیر همزمان خواهد بود.

بنا بر ادبیات موجود، متغیرهایی که نقش عاملیت بیشتری در ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد دارند، بایستی متغیرهای پیشرو با ضریب همبستگی بالا باشند. البته برای تحکیم نتایج می‌توان از رابطه علّی گرانجری نیز استفاده نمود تا اشتباهات احتمالی پدید آمده از ضریب همبستگی را پوشش بخشد.

با نگاهی به تاریخچه مطالعات مرتبط درمی‌یابیم که پس از مقاله سیمز[1] (۱۹۸۰)، استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) برای تحقیقات اقتصادی و تحلیل سیاستی بسیار گسترده شده است. در این راستا، به کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری جهت تشخیص تاثیر یک شوک بر متغیرهای اقتصاد کلان با توجه به ویژگی‌های ساختاری آن اقتصاد کاملاً مرسوم است. علت انتخاب این مدل آن است که اولاً این مدل‌ها قادر به کنترل و تخفیف درون‌زایی متغیرها هستند؛ ثانیاً از دسته مدل‌های چند متغیره هستند و ساختاری بودن آن موجب انطباق بیشتر مدل با واقعیت‌های اقتصاد مورد بررسی می‌باشد.

در اینجا فرض می‌شود یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری یک وقفه‌ای با دو متغیر $\boldsymbol{x}$ و $\mathbf{y}$ در اختیار داریم که رتبه‌بندی متغیرها به گونه‌ای است که ابتدا $\mathbf{y}$ و سپس $\boldsymbol{x}$ در الگو قرار دارند:

$$A_{\cdot} Y_t = A_{\cdot} B(L)\mathrm{Y}_{\mathrm{t-1}} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\lambda & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\lambda & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \end{bmatrix} \qquad (2)$$

نکته جالب این است که مدل خودرگرسیون برداری یک حالت خاص از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری است. در واقع وقتی $\boldsymbol{\lambda} = \mathbf{0}$ باشد مدل تبدیل به مدل خودرگرسیون برداری می گردد.

[1] Sims

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

۲.۳ ارائه مدل

در ابتدا باید عنوان نمود که فرض پایه مدل آن است که اقتصاد ایران، یک اقتصاد باز ولی با تحرک محدود سرمایه است[۱]. با مرور سوابق تحقیق در خصوص شناسایی چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران در می‌یابیم که این چرخه‌ها عموماً وابسته به متغیرهایی همچون قیمت نفت، میزان صادرات و واردات کشور، کسری بودجه دولتی، نرخ ارز حقیقی، حجم پول و تورم بوده است.

وابستگی شدید واردات به درآمدهای نفتی موجب شده است که نفت در معادلات اقتصادی ایران همواره نقش بی‌بدیلی را ایفا نماید. کاهش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام موجب کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای شده و به افت سرمایه‌گذاری و تولید منجر می‌شود. افزون براین بخش بزرگی از بودجه عمومی کشور وابسته به این درآمدها بوده و ایجاد شوک در درآمدهای نفتی موجب برهم‌خوردن برنامه‌ریزی دولت در انجام هزینه‌های جاری و عمرانی می‌شود. البته درآمدهای نفتی متاثر از دو عامل میزان تولید و صادرات نفت و قیمت آن است. عامل اول عموماً برای دولت‌ها قابل کنترل است اما عامل دوم متاثر از قیمت‌های جهانی بوده و به‌صورت برون‌زا در اقتصاد تغییر می‌نماید. بنابراین بی‌راه نخواهد بود اگر عنوان شود که عمده تغییرات درآمدهای نفتی که منجر به تغییرات سطح تولید می‌شود ناشی از تغییر قیمت نفت است.

نکته مهم دیگر آن است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران و مرور سابقه رفتارهای کلان اقتصادی، افزایش قیمت نفت به عنوان یک فرصت بزرگ برای رشد اقتصادی همواره مورد غفلت واقع شده است و در مقابل کاهش این قیمت به علت وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی موجب بروز آثار زیان‌بار بر تولید ناخالص ملی شده است. از این عامل به عنوان نامتقارنی تغییرات قیمت نفت بر اقتصاد ایران نام برده می‌شود.

مدل استفاده شده در این بخش مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) است که کلیت آن از چارچوب الگوی سیسکو و دیبوغلو[۲] (۲۰۰۶) الهام گرفته است. جهت آنکه این الگو برای شرایط اقتصاد ایران کارایی بیشتری داشته باشد، به مدل اصلی متغیرهایی همچون قیمت نفت، رابطه مبادله، کسری بودجه و واردات را اضافه نموده‌ایم.

---

[۱] این فرض توسط مطالعاتی همچون هادیان (۱۳۷۸) و طیبی و همکاران (۱۳۸۷) مورد تایید قرارگرفته است.

[2] Sissok & Dibooglu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

جدول ۱
معرفی مدل

شماره رابطه	توضیحات	معادله
(۳)	قیمت نفت	$O_t = O_{t-1} + \varepsilon_t^O$
(۴)	واردات	$IM_t = IM_{t-1} + \varepsilon_t^h$
(۵)	رابطه مبادله	$h_t = \varphi IM_t + \psi O_t$
(۶)	کسری بودجه	$\mathrm{BD_t} = \overline{\mathrm{BD}} + \pi O_t + \nu IM_t$
(۷)	میانگین کسری بودجه	$\overline{\mathrm{BD}} = \overline{\mathrm{BD}}_{t-1} + \varepsilon_t^{BD}$
(۸)	عرضه کل	$y^s = \bar{y} + \theta BD_t$
(۹)	میانگین برآورد ظرفیت تولید	$\bar{y} = \bar{y}_{t-1} + \varepsilon_t^s$
(۱۰)	تراز تجاری	$nx = \eta_1(s - p_t) - \eta_2 y_t + Z_t = 0$
(۱۱)	شوک تراز تجاری	$Z_t = Z_{t-1} + \varepsilon_t^Z$
(۱۲)	تقاضای کل	$y^d = d_t - \gamma[p_t - E(p_{t+1} - p_t)] - Z_t$
(۱۳)	برآورد تقاضای کل مستقل	$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d$
(۱۴)	تقاضای پول	$m^d = p_t + y_t - \lambda_i$
(۱۵)	عرضه پول	$m_t^s = m_{t-1}^s + \varepsilon_t^m$
(۱۶)	تعادل بازار کالا	$y^s = y^d = y_t$
(۱۷)	تعادل بازار پول	$m^s = m^d = m_t$

یادداشت. منبع: یافته‌های پژوهش

در این مدل، همه متغیرها به‌غیر از نرخ بهره (نرخ سود بانکی) به شکل لگاریتمی و با علامت مثبت در نظر گرفته شده است. شوک‌های مدل در جدول ۲ معرفی شده‌اند.

جدول ۲
معرفی شوک‌های مدل

ε^{O}_t شوک‌های قیمت نفت	ε^{z}_t شوک‌های تراز تجاری	ε^{BD}_t شوک‌های کسری بودجه
ε^{h}_t شوک‌های رابطه مبادله	ε^{d}_t شوک‌های تقاضای کل	ε^{m}_t شوک‌های عرضه پول
ε^{s}_t شوک‌های عرضه کل		

یادداشت. منبع: مدل پژوهش

رابطه‌های ۳ و ۴ نشانگر برون‌زا بودن متغیر با فرض ضریب یک برای متغیر دوره پیش است. رابطه ۵ به رابطه مبادله به معنای نسبت صادرات به واردات اشاره داشته و تابعی از قیمت نفت در سال جاری و واردات در نظر گرفته شده است. رابطه ۶ کسر بودجه را تابعی از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

نفت و واردات با عرض از مبدأ سطح متوسط کسری بودجه نشان می‌دهد. رابطه ۷ بیان می‌دارد که سطح متوسط کسری بودجه بر اساس کسری بودجه سال گذشته متأثر از شوک‌های کسر بودجه می‌باشد. رابطه ۸ تابع عرضه کل را نشان می‌دهد که تحت تأثیر ظرفیت بالقوه و کسری بودجه است که البته با توجه به مؤلفه‌های رابطه ۶ این تابعیت قابل توجیه می‌باشد. ظرفیت بالقوه جهت سادگی گام تصادفی در نظر گرفته شده است (رابطه ۹).

رابطه ۱۰ تراز تجاری کالا و خدمات است که فرض می‌گردد، تابعی از نرخ ارز حقیقی $(s - p_t)$ و درآمد داخلی است. جهت سادگی محاسبات سطح قیمت خارجی به واحد نرمالیزه شده است. علت حقیقی کردن نرخ ارز آن است که نوسانات نرخ اسمی بدون لحاظ سطح تورم، نشانه‌ای دقیق از تغییرات صادرات و واردات نخواهد بود و به طور مشخص نمی‌تواند قدرت رقابت خارجی کشور را نمایش دهد. چراکه امکان دارد نرخ اسمی ارز حرکتی رو به بالا و یا پایین داشته باشد ولیکن شدت تورم اثری متفاوت بر تراز تجاری ایجاد سازد؛ از این‌رو بهتر دیده شد که نرخ ارز حقیقی در مدل بکار گرفته شود. رابطه ۱۱ شوک تراز تجاری را گام تصادفی در نظر می‌گیرد. رابطه ۱۲ تقاضای کل را وابسته به نرخ بهره اسمی و سطح مشخصی از تراز تجاری که به طور برون‌زا در نظر گرفته شده است لحاظ می‌نماید. رابطه ۱۳ جزء مستقل تقاضای کل را یک فرآیند گام تصادفی در نظر می‌گیرد. رابطه ۱۴ تقاضای پول را با کشش درآمدی واحد درنظرگرفته و رابطه ۱۵ جهت ساده‌سازی، عرضه پول را فرآیند گام تصادفی در نظر می‌گیرد. در نهایت، رابطه ۱۶ و ۱۷ تعادل دو بازار کالا و پول را نشان می‌دهد.

برای حل معادله با استفاده از رابطه ۱۴، نرخ بهره را از رابطه ۱۲ حذف می‌کنیم:

$$P_t = \left(\frac{\lambda\gamma}{1+\lambda\gamma}\right).E_t p_{t+1} + \left(\frac{\lambda}{1+\lambda\gamma}\right)(d_t - Z_t) + \left(\frac{1}{1+\lambda\gamma}\right)m_t - \left(\frac{1+\lambda}{1+\lambda\gamma}\right)y_t \qquad (18)$$

این رابطه یک معادله تفاضلی مرتبه اول بر پایه قیمت است. با توجه به مقادیر محدود پارامترها و فرض $\lambda\gamma \neq 1$ راه‌حل آینده‌نگر[1] مطلوب به نظر می‌رسد. حال با فرض فرآیندهای تصادفی لحاظ شده در معادلات اصلی مدل و $\lambda\gamma = 0$، روابط ذیل بدست می‌آید:

$$P_t = m_t + \lambda(d_t - Z_t) - \left(1 + \lambda\right)y_t \qquad (19)$$

[1] Forward- looking

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

$$m_t - P_t = \lambda(Z_t - d_t) + \left(1 + \lambda\right) y_t \qquad (۲۰)$$

همچنین بر اساس رابطه تراز تجاری (رابطه ۱۰)، تعادل نرخ ارز حقیقی که سازگار با تراز تجاری است خواهد بود:

$$s - p_t = \left(\frac{\eta_2}{\eta_1}\right) y_t - \left(\frac{1}{\eta_1}\right) Z_t \qquad (۲۱)$$

با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، هفت شوک ساختاری ذیل بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرهای اساسی مدل نشان داده می‌شود:

$$\varepsilon' = [\varepsilon_t^o, \varepsilon_t^h, \varepsilon_t^{BD}, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^Z, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^m]$$

جدول ۳

تفاضل مرتبه اول متغیرهای اساسی مدل

شماره معادله	توضیحات	معادله
(۲۲)	با استفاده از رابطه (۳)	$\Delta O_t = \varepsilon_t^O$
(۲۳)	با استفاده از رابطه (۴)، (۵) و (۲۲)	$\Delta h_t = \varphi\varepsilon_t^h + \psi\varepsilon_t^O$
(۲۴)	با استفاده از رابطه (۶)، (۷) و (۲۳)	$\Delta BD_t = \pi\varepsilon_t^O + \nu\varepsilon_t^h + \varepsilon_t^{BD}$
(۲۵)	با استفاده از رابطه (۸)، (۹) و (۲۴)	$\Delta y_t = \theta\pi\varepsilon_t^O + \theta\nu\varepsilon_t^h + \theta\varepsilon_t^{BD} + \varepsilon_t^s$
(۲۶)	با استفاده از رابطه (۱۱)، (۲۱) و (۲۵)	$\Delta(s - p_t) = (\eta_2/\eta_1)(\theta\pi\varepsilon_t^O + \theta\nu\varepsilon_t^h + \theta\varepsilon_t^{BD} + \varepsilon_t^s) - (1/\eta_1)\varepsilon_t^Z$
(۲۷)	با استفاده از رابطه (۱۱)، (۱۳)، (۲۰) و (۲۵)	$\Delta(m_t - P_t) = \lambda(\varepsilon_t^Z - \varepsilon_t^d) + (1 + \lambda)(\theta\pi\varepsilon_t^O + \theta\nu\varepsilon_t^h + \theta\varepsilon_t^{BD} + \varepsilon_t^s)$
(۲۸)	با استفاده از رابطه (۱۵) و (۲۷)	$\Delta P_t = \lambda(\varepsilon_t^Z - \varepsilon_t^d) + (1 + \lambda)(\theta\pi\varepsilon_t^O + \theta\nu\varepsilon_t^h + \theta\varepsilon_t^{BD} + \varepsilon_t^s) + \varepsilon_t^m$

یادداشت. منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به چیدمان متغیرهای مدل، ماتریس شوک‌ها به نحو ذیل است:

$$[\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta \mathrm{BD}_t, \Delta \mathrm{y}_t, \Delta(\mathrm{s} - \mathrm{P}_t), \Delta(m_t - \mathrm{P}_t), \Delta \mathrm{P}_t]' = \mathrm{A}\varepsilon \qquad (۲۹)$$

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

که در آن $\boldsymbol{A} = [\alpha_{ij}]$ یک ماتریس پایین مثلثی است و α_{ij} تأثیر شوک j بر روی متغیر i را نشان می‌دهد. با استفاده از الگوی عرضه و تقاضای کل در قالب نظریه‌های اقتصادی می‌توان الگوی SVAR را مطابق با چنین چیدمانی مورد تخمین قرار داد.

۳.۵ داده‌های آماری مدل

نوع داده‌های آماری مدل، به صورت فصلی بوده و دوره بررسی محدود به سال‌های ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۱ می‌شود. علت انتخاب این مبدأ زمانی از دو عامل نشات می‌گیرد. اول آنکه اطلاعات دقیق آماری به صورت فصلی برای سال ۱۳۶۹ به بعد موجود بوده و دوم آنکه در این سال، دوران جنگ تحمیلی به پایان رسیده و نیازی به استفاده از متغیرهای موهومی نمی‌باشد. همچنین انتهای بازه زمانی، بنا به تأخیر در ارائه اطلاعات با وقفه دو تا سه ساله از سوی نهادهای رسمی آماری، فصل چهارم سال ۱۳۹۱ انتخاب شده است. همچنین منبع داده‌های آماری، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا. و پایگاه مالی آماری صندوق بین‌المللی پول (IFS) است.

لازم به اشاره است، تصریح صحیح الگوی خودرگرسیونی نیازمند پالایش داده‌های آماری است. بدین منظور داده‌های اساسی مدل را فصل‌زدایی[1] نموده و اثرات فصلی آنان را از بین برده‌ایم. سپس از داده‌های فصل‌زدایی شده لگاریتم گرفته و در نهایت تفاضل مرتبه اول آن را مورد لحاظ قرار داده‌ایم. علت این اقدام آن است که ما در پی یافتن اثرات رشد متغیرهای مدل بر جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی با هدف یافتن علل چرخه‌های تجاری در اقتصاد هستیم. از این‌رو سراغ dlog رفته‌ایم تا ویژگی‌های رشد متغیرها را بهتر نمایش دهد.

یکی از آزمون‌های مهم برای پالایش متغیرهای مدل، آزمون مانایی یا همان آزمون ریشه واحد متغیرها است. اگر متغیرهای مدل نامانا و یا دارای ریشه واحد باشد، تخمین مدل دچار آسیب می‌گردد. بنابراین از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[2] برای سنجش مانایی متغیرها استفاده می‌شود. این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را مورد بررسی قرار می‌دهد. از آنجاکه متغیرهای اساسی اقتصاد عموماً I(1) هستند و در این مدل، متغیرها ابتدا در قالب لگاریتم قرار گرفته و سپس تفاضل مرتبه اول آن گرفته شده است، انتظار می‌رود متغیرهای به کار گرفته شده در مدل، مانا باشند؛ ولیکن برای افزایش

[1] Seasonal Adjustment
[2] Augmented Dicky Fuller

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

اطمینان‌خاطر، متغیرهای مدل مورد آزمون دیکی فولر تعمیم یافته قرار گرفته است (جدول ۴). نتایج حاصله نشان می‌دهد که آزمون مانایی متغیرهای مدل مطابق انتظار، فرضیه پایه مبنی بر وجود ریشه واحد را رد می‌کند و مانایی متغیرهای مدنظر را به اثبات می‌رساند.

لازم به ذکر است، در این مدل داده‌های رشد قیمت نفت با نماد dlo، رشد رابطه مبادله حاصل تقسیم قیمت صادرات بر قیمت واردات با نماد dltot، رشد کسری بودجه اسمی با نماد dlbd، جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی با نماد dlcys، رشد نرخ ارز حقیقی با نماد dlrusd، رشد حجم حقیقی پول (شبه پول)[1] با نماد dlrm2 و در نهایت رشد شاخص قیمتی با نماد dlp وارد شده است.

جدول ۴

نتایج آزمون دیکی فولر

متغیرهای مدل	آماره ADF	ارزش احتمال
dlo	-۵/۹۵	۰/۰۰۰۰***
dltot	-۷/۳۹	۰/۰۰۰۰***
dlbd	-۱۳/۴۱	۰/۰۰۰۱***
dlcys	-۹/۰۵	۰/۰۰۰۰***
dlrusd	-۸/۵۵	۰/۰۰۰۰***
Dlrm1	-۳/۸۳	۰/۰۰۳۷***
dlrm2	-۳/۴۱	۰/۰۱۲۹**
dlp	-۲/۵۹	۰/۰۹۷۴*

یادداشت. *، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. منبع: یافته‌های پژوهش

افزون بر این در مدل، رشد تولید ناخالص داخلی توسط فیلتر هدریک پرسکات[2] روندزدایی شده است. این فیلتر تغییرات موقت و دائمی در یک سری زمانی همچون رشد تولید ناخالص داخلی را از یکدیگر تفکیک می‌نماید. رابطه ۳۱، ترکیب رشد تولید ناخالص

[1] از آنجاکه جامع‌ترین تعریف پول بر حسب داده‌های آماری در دسترس، نقدینگی است، این متغیر را برای حجم پول در مدل منظور کرده‌ایم.

[2] Hordric-Prescott Filter

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

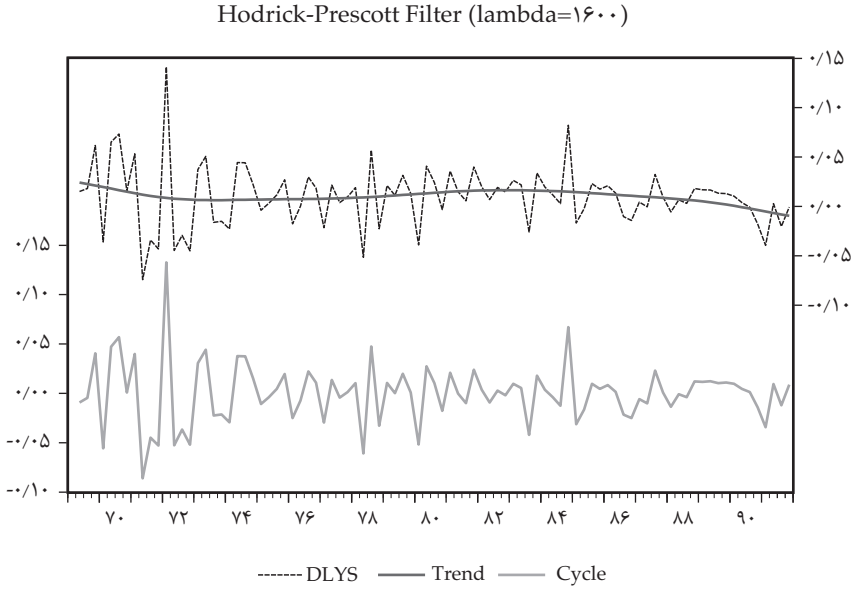
داخلی که از دو جزء به نام جزء روند زمانی (ρ) و جزء چرخه‌ای (c) تشکیل شده است را نشان می‌دهد.

$$dly_t = \rho_t + c_t \qquad (۳۰)$$

این فیلتر در پی حداقل‌سازی عبارت ذیل است:

$$Min\{\sum_{t=۱}^{T}(dly_t - \rho_t)^۲ + \lambda\sum_{t=۲}^{T-۱}((\rho_{t+۱} - \rho_t) - (\rho_t - \rho_{t-۱}))^۲\} \qquad (۳۱)$$

در رابطه فوق، λ عامل موزون‌کننده است و درجه هموواری جز روند را مشخص می‌سازد. هرچه این عدد بزرگتر باشد، روند به حالت خطی نزدیکتر است. توصیه فیلتر هدریک پرسکات برای داده‌های فصلی عدد ۱۶۰۰ می‌باشد.



شکل ۱. روندزدایی از تولید ناخالص داخلی. منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

روندزدایی با فیلتر هدریک پرسکات به ما این امکان را می‌دهد که با رصد جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی، عوامل مؤثر در ایجاد چرخه‌های اقتصادی ایران را شناسایی نماییم.

۴ یافته‌های تحقیق

۱.۴ نتایج مدل

با توجه به آنکه چیدمان متغیرها در مدل خودرگرسیون برداری ساختاری مهم است، در بخش قبلی چیدمان مدنظر برای تخمین بدست آمده است. حال در ادامه با استفاده از این چیدمان، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری با لحاظ وقفه‌های متغیرهای مدل تخمین زده می‌شود.

جهت تخمین مدل نیاز به تعیین تعداد وقفه‌ها است. غالباً برای تخمین وقفه‌های مدل از معیارهایی همچون آکائیک[1] (AIC) و شوارتز بیزین[2] (SBC) استفاده می‌شود. که در اینجا یک وقفه برای تخمین مدل تعیین شده است. ماتریس جزءاخلال مدل با استفاده از روش تجزیه چولسکی تجزیه شده و ماتریس پایین مثلثی که در زیر نمایش داده شده است به دست آمده است (مدل ۱):

$$\mathrm{Y_t} = \mathrm{A^{-1}BY_{t-1}} + \mathrm{A^{-1}}\varepsilon_t, \quad \mathrm{u_t} = \mathrm{A^{-1}}\varepsilon_t$$

$$\Delta Y = [\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta BD_t, \Delta y_t, \Delta(s - p_t), \Delta(m_t - P_t), \Delta P_t]$$

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 0.118 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.010 & 0.113 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.017 & 0.059 & 0.215 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.000 & -0.005 & 0.012 & 0.028 & 0 & 0 & 0 \\ 0.003 & 0.000 & 0.000 & -0.024 & 0.064 & 0 & 0 \\ 0.003 & 0.003 & 0.006 & 0.000 & -0.004 & 0.022 & 0 \\ -0.004 & -0.003 & -0.002 & -0.001 & 0.007 & -0.010 & 0.011 \end{bmatrix}$$

از آنجاکه ماتریس فوق یک ماتریس پایین مثلثی است، اثرات آنی شوک‌های رشد قیمت نفت، رشد رابطه مبادله و رشد کسری بودجه بر جز چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی به

[1] Ahaike Information Criterion
[2] Schwarz Bayesian Criterion

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

عنوان متغیر مرجع در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران قابل توجه است. آنگونه که در مدل شماره (۱) ملاحظه می‌شود، شوک رشد رابطه مبادله به میزان ۰٫۰۰۵ بر Δy_t اثرگذاری آنی منفی دارد؛ در حالیکه شوک رشد قیمت نفت و شوک رشد کسری بودجه اثرات آنی مثبت به ترتیب به میزان ۰٫۰۰۰۱ و ۰٫۰۱۲ بر Δy_t برجای می‌گذارد. آنگونه که ملاحظه می‌شود اثرات شوک کسری بودجه نسبت به اثرات شوک رشد قیمت نفت بیشتر قابل ملاحظه است.

شایان ذکر است، ماتریس شوک‌ها از دو محدودیت برخوردار می‌باشد. اول آنکه برای یک متغیر در یک ردیف خاص از ماتریس، تنها اثرات شوک‌های متغیرهای ردیف‌های بالاتر در متغیر آن ردیف خاص نمایش داده می‌شود و این ماتریس قادر نخواهد بود اثرات متغیرهای ردیف‌های پایین‌تر را نیز بر متغیر ردیف مدنظر نمایش دهد. از این‌رو، بر حسب محاسبات ریاضیاتی مدل شماره (۱)، ماتریس پایین مثلثی برآورد شده تنها اثرات آنی رشد قیمت نفت، رابطه مبادله و کسری بودجه بر متغیر مرجع (جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی: Δy_t) را نشان می‌دهد و از نمایش اثرات آنی شوک‌های متغیرهای ردیف‌های پایین‌تر، یعنی رشد نرخ ارز حقیقی، رشد حجم حقیقی پول و رشد شاخص تورم بر متغیر مرجع ناتوان می‌باشد؛ این در حالی است که فهم اقتصادی ما وجود چنین اثراتی را بر متغیر مرجع، تایید می‌نماید و با توجه به هدف این تخمین، مایل به آن هستیم که اثرات سایر شوک‌ها را هم بر متغیر مرجع شناسایی نماییم.

محدودیت دوم آنکه این ماتریس، تنها نشانگر اثرات آنی و کوتاه‌مدت تغییرات متغیرهای مدل می‌باشد و برای محاسبه و شناسایی اثرات بلندمدت شوک‌ها بر روند چرخه‌ای رشد GDP مفیدفایده نمی‌باشد.

برای پوشش محدودیت اول می‌توان فارغ از روابط ریاضیاتی در مدل شماره (۱)، این بار متغیرهای مدل را بر اساس فهم‌مان از حقیقت‌ها و تئوری‌های اقتصادی طوری در مدل چیدمان می‌کنیم که متغیرهای برون‌زاتر در بالای ماتریس و متغیرهای درون‌زاتر در پایین آن قرار داشته باشند (مدل شماره ۲):

$$\Delta Y = [\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta(s - p_t), \Delta BD_t, \Delta(m_t - P_t), \Delta P_t, \Delta y_t]$$

در این حالت می‌توانیم اثرات آنی شوک‌های متغیرهای ردیف‌های بالاتر را نیز بر متغیر مرجع شناسایی نماییم. ماتریس پایین مثلثی شوک‌ها در تخمین مدل خودرگرسیون برداری ساختاری با لحاظ وقفه‌های متغیرهای مدل، به طریق زیر تخمین زده می‌شود:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

$$A^{-1}=\begin{bmatrix} 0.118 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.010 & 0.113 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.003 & -0.007 & 0.068 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.017 & 0.059 & -0.001 & 0.215 & 0 & 0 & 0 \\ 0.003 & 0.003 & -0.004 & 0.006 & 0.022 & 0 & 0 \\ -0.004 & -0.004 & 0.007 & -0.002 & -0.010 & 0.011 & 0 \\ 0.0002 & -0.0051 & -0.010 & 0.0121 & -0.0015 & 0.0023 & 0.0263 \end{bmatrix}$$

مزیت این ماتریس نسبت به ماتریس قبل آن است که اثرات آنی سه شوک جدید یعنی شوک رشد نرخ ارز حقیقی، رشد حجم حقیقی پول و رشد تورم بر متغیر مرجع قابل مشاهده شده است. تفسیر اعداد بدست آمده از ماتریس فوق (ماتریس شوک‌های مدل ۲) آن است که شوک رشد قیمت نفت به میزان ۰٫۰۰۰۲، شوک رشد کسری بودجه به میزان ۰٫۰۱۲۱ و نیز شوک رشد سطح تورم به میزان ۰٫۰۰۲۳ بر جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی اثرگذاری آنی مثبت داشته است. همچنین شوک رشد رابطه مبادله به میزان ۰٫۰۰۵۱، شوک رشد نرخ ارز حقیقی به میزان ۰٫۰۱۰ و شوک رشد حجم حقیقی پول به میزان ۰٫۰۰۱۵ بر جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی اثرگذاری آنی منفی گذاشته است.

ملاحظه می‌شود که اثرات آنی شوک رشد رابطه مبادله، رشد قیمت نفت و رشد کسری بودجه بر متغیر مرجع، از لحاظ علامت به صورت کامل و از لحاظ عددی به میزان بسیار زیاد، مشابه نتایج ماتریس مدل ۱ بوده و اثرات مثبت شوک کسری بودجه نسبت به اثرات مثبت سایر شوک‌ها بیشتر قابل ملاحظه است. در میان اثرات منفی شوک‌ها نیز شوک نرخ ارز حقیقی از مابقی شوک‌ها بیشتر بوده است.

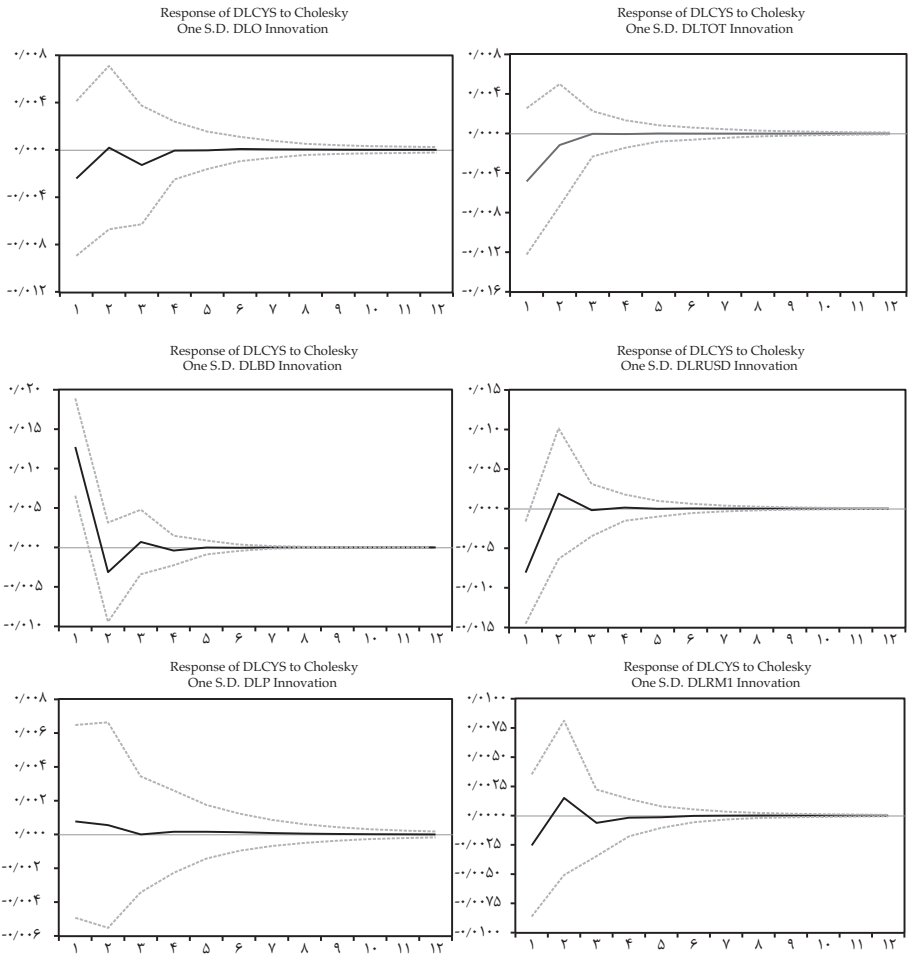
اما برای پوشش محدودیت دوم که همان محدود بودن ماتریس شوک‌ها در نمایش اثرات آنی و کوتاه‌مدت و نه اثرات بلندمدت شوک‌ها بود، می‌توان به محاسبه توابع عکس‌العمل[1] جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به یک انحراف معیار تکانه در هر یک از متغیرهای اساسی مدل پرداخت. البته این محاسبه افزون بر پوشش محدودیت دوم، محدودیت اول را هم مورد پوشش قرار می‌دهد.

حال با استفاده از داده‌های آماری دوره ۱۲ فصلی (سه ساله)، به محاسبه توابع عکس‌العمل جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به انحراف معیار تکانه در هر یک از متغیرهای اساسی مدل ۲ می‌پردازیم:

[1] Impulse Response

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]



شکل ۲. توابع عکس‌العمل متغیر مرجع نسبت به متغیرهای مدل. منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به توابع عکس‌العمل فوق (شکل ۲) در می‌یابیم که شوک رشد *کسری بودجه* و شوک رشد *نرخ ارز حقیقی* نسبت به سایر شوک‌ها با شدت بیشتری آغاز شده است که این مسئله، به اهمیت بیشتر این دو عامل در ایجاد نوسانات جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی اشاره داشته و موید نتایج قبلی است. از لحاظ معناداری نیز با توجه به فواصل اطمینان ارایه شده در شش تابع عکس‌العمل فوق، تنها توابع عکس‌العمل متغیر مرجع

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

نسبت به متغیرهای رشد کسری بودجه و نرخ ارز حقیقی آن هم برای دوره اول معنادار است و مابقی از این حالت خارج می‌باشند.

۲.۴ بررسی هم‌حرکتی متغیرها با متغیر مرجع

بنابر نتایج بدست آمده در بخش‌های قبلی، متغیرهای اساسی مدل خصوصاً رشد کسری بودجه و نرخ ارز حقیقی بر جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی اثرگذار هستند. اما برای شناسایی بهتر متغیرهایی که نقش عاملیت بیشتری در ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران دارند، بایستی متغیرهای پیشرو با ضریب همبستگی بالا را پیدا نماییم و سپس با استفاده از رابطه علّی گرانجری علت بودن آنان را در پدید آمدن این دسته از چرخه‌ها مورد آزمون قرار دهیم. علت استفاده از رابطه علّی گرانجری آن است که ضرایب همبستگی صرفاً هم‌حرکتی دو متغیر را با یکدیگر نشان می‌دهد و مشخص نمی‌سازد که کدام متغیر بر دیگری اثر داشته است. بدین دلیل، برای تحکیم نتایج از این رابطه علّی استفاده می‌شود تا نقص ضرایب همبستگی را تا حدی مورد پوشش قرار دهد.

در ادامه برای تعیین پیشرو و پسرو بودن متغیرها نسبت به متغیر مرجع، به بررسی هم‌حرکتی متغیرهای مدل با چرخه‌های تجاری پرداخته می‌شود. برای این منظور از ضریب همبستگی متقابل بین متغیرهای مدل و متغیر مرجع استفاده می‌شود.

اگر ضریب همبستگی متقابل مثبت باشد، نشان دهنده حرکت هم جهت بین دو متغیر و اگر منفی باشد نشانگر حرکت خلاف جهت بین دو متغیر است. همچنین اگر ضریب همبستگی متقابل، بیشترین مقدار قدرمطلقی خود را در مقادیر منفی وقفه‌ها داشته باشد، آن متغیر پیشرو خواهد بود و اگر بیشترین مقدار قدرمطلقی را در مقادیر مثبت وقفه‌ها داشته باشد آن متغیر پسرو می باشد. همچنین اگر حداکثر این ضریب در حالت بدون وقفه وجود داشته باشد، آن متغیر یک متغیر همزمان خواهد بود.

بر حسب محاسبات مدل، جدول ضرایب همبستگی متقابل با وقفه‌های ۴- تا ۴+ به شرح ذیل است. علت انتخاب چهار وقفه، فصلی بودن داده‌های مدل و بررسی ضریب همبستگی با فاصله یکسال قبل و بعد می‌باشد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

جدول ۵

ضرایب همبستگی متغیرهای مدل

	وقفه و تقدم							
	+۴	+۳	+۲	+۱	۰	-۱	-۲	-۳	-۴
۱	۰/۰۱۸	۰/۰۴۰	۰/۱۵۲ (۰/۰۱۹)	۰/۰۰۷	-۰/۰۸۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۶۰	-۰/۱۱۹	۰/۰۱۰
۲	۰/۱۲۵ (۰/۱۳۳)	۰/۰۸۴	-۰/۰۱۰	-۰/۱۲۲	-۰/۱۱۹	-۰/۰۵۸	۰/۰۷۴	۰/۰۱۸	۰/۰۸۳
۳	۰/۰۶۵	۰/۰۸۲	-۰/۳۰۴	-۰/۱۰۰	۰/۳۴۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۸۴	-۰/۰۰۰	-۰/۱۰۷	۰/۰۸۷
۴	۰/۱۱۷	۰/۱۵۱	-۰/۰۸۱	-۰/۱۰۶	-۰/۲۰۹ (۰/۰۴۶)	۰/۰۵۳	۰/۰۹۳	-۰/۰۴۱	-۰/۰۴۹
۵	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۰	۰/۰۹۰ (۰/۰۴۰)	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۸۱	-۰/۰۲۹	۰/۰۷۹
۶	۰/۰۰۹	-۰/۰۱۸	۰/۰۵۶	۰/۰۸۰	۰/۰۴۶	-۰/۰۹۲	۰/۰۶۵	-۰/۰۶۷	۰/۰۹۲ (۰/۲۱۱۹
۷	-۰/۱۰۸ (۰/۴۷۰)	۰/۰۴۳	-۰/۰۳۹	-۰/۰۴۶	-۰/۰۲۵	۰/۰۲۹	-۰/۰۳۹	۰/۰۷۷	-۰/۰۴۷

یادداشت. سطرهای ۱ تا ۷ به‌ترتیب به متغیرهای رشد قیمت نفت، رشد رابطه مبادله، رشد کسری بودجه، رشد نرخ ارز حقیقی، رشد حجم پول حقیقی (M1)، رشد حجم پول حقیقی (M2)، و رشد تورم اختصاص دارند.
منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس ضرایب همبستگی متقابل بدست آمده در جدول ۵ درمی‌یابیم که متغیر رشد قیمت نفت، رشد رابطه مبادله، رشد حجم حقیقی پول (M1) و رشد تورم متغیری پسرو، متغیر رشد کسری بودجه و رشد نرخ حقیقی ارز متغیری همزمان و متغیر رشد حجم حقیقی پول (M2) متغیری پیشرو هستند. همچنین از بین این متغیرها، غیر از متغیر رشد تورم و متغیر رشد نرخ ارز حقیقی که خلاف جهت متغیر مرجع هستند، سایر متغیرها هم‌جهت با این متغیر می‌باشند. معناداری در سطح ۵ درصد نیز برای متغیرهای رشد قیمت نفت، رشد کسری بودجه و رشد نرخ حقیقی ارز، رشد حجم پول حقیقی (M1) موجود و مابقی غیرمعنادار می‌باشد.

از این‌رو این احتمال وجود دارد که متغیری چون رشد حجم حقیقی پول به عنوان یک متغیر پیشرو در پدیداری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران نقش داشته باشد. همچنین گرچه متغیرهای رشد نرخ ارز حقیقی و رشد کسری بودجه متغیرهایی همزمان هستند، ولیکن با توجه به بالا بودن ضریب همبستگی آنان، می‌توان این احتمال را نیز برای این دو مولفه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

لحاظ نمود. حال برای اطمینان از رابطه علّیت این متغیرها، رابطه علّی گرانجری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳.۴ بررسی رابطه علّی گرانجری

با استفاده از مدل ۲ رابطه علّی گرانجری بین متغیرهای مدل و متغیر مرجع مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر در این تخمین آن است که متغیر هدف با یک وقفه تاخیری، علّت گرانجری متغیر مرجع نیست.

جدول ۶

بررسی رابطه علّی گرانجری

شماره فرضیه	فرضیه صفر	احتمال
۱	متغیر dlo با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۰۲۴
۲	متغیر dltot با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۰۲۷
۳	متغیر dlrusd با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۰۵۴
۴	متغیر dlbd با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۰۱۴
۵	متغیر dlrm1 با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۱۳۳
۶	متغیر dlrm2 با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۱۸۵
۷	متغیر dlp با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۱۷۴
۸	متغیر dlcys با یک وقفه تأخیری، علت گرانجری dlcys نیست.	۰/۱۲۱

یادداشت. منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین رابطه علّی گرانجری فوق، چهار فرضیه از هشت فرضیه جدول۶، در سطح معناداری مناسب قابل رد شدن می‌باشند که از این میان، فرضیه‌های شماره ۱، ۲ و ۴ در سطح معناداری ۵ درصد و فرضیه ۳ نیز در سطح معناداری ۱۰ درصد رد می‌شوند؛ یعنی به عبارتی متغیرهای رشد قیمت نفت، رشد رابطه مبادله، رشد کسری بودجه و رشد نرخ ارز حقیقی هر کدام با یک وقفه تاخیری، علت گرانجری جزء چرخه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشند.

ماحاصل جمع نتایج به دست آمده چنین نشان می‌دهد که از بین چهار متغیر که رابطه علّی گرانجری آن بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران به اثبات رسیده است، دو متغیر رشد نرخ ارز حقیقی و رشد کسری بودجه مهمترین علل ایجادکننده این نوع چرخه‌ها در اقتصاد کشور هستند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

۵ تبیین اقتصادی نتایج تحقیق

از آنجاکه اقتصاد کشور یک اقتصاد دولتی وابسته به صادرات نفت است و ارز نفتی بخش عمده بودجه دولت را تشکیل می‌دهد، بدیهی است که تغییرات نرخ ارز نقش مهمی در دوره‌های رونق و رکود اقتصاد ایفا نماید. انرژی بر بودن شدید و وابستگی نهاده‌های بخش تولید کشور به واردات کالاهای واسطه‌ای و اساسی خود دلیل دیگری است که نقش نرخ ارز در تعیین هزینه تولید و افت و خیز آن را نشان می‌دهد.

در این شرایط، شوک مثبت ارزی در خلا تبعیت دولت از یک نظام قاعده‌مند در ذخیره آن، منجر به افزایش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و در حاشیه رانده شدن درآمدهای مالیاتی می‌شود. افزون براین گرچه شوک مثبت ارزی در کوتاه‌مدت باعث افزایش قیمت نهاده‌های تولید و در مجموع هزینه‌های تولید می‌گردد و اثر منفی بر حجم تولید برجای خواهد گذاشت، اما در بلندمدت شوک مثبت ارزی در سایه نهادسازی مناسب اقتصادی، باعث افزایش رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در مواجه با کالاهای مشابه خارجی شده و با تقویت تولید ملی، صادرات غیرنفتی کشور از رشد چشمگیری بهره‌مند خواهد شد.

به عبارتی می‌توان اینگونه بیان کرد که در اقتصادی که از حیث درآمدی وابسته به ارز و از حیث نهاده‌های تولیدی وابسته به بخش خارجی است، نرخ ارز از عوامل بروز و ظهور چرخه‌های تجاری خواهد بود. افزون بر این، نوسانات شدید و مستمر ارزی خصوصاً در اوایل دهه ۱۳۹۰، موجب بی‌ثباتی و نااطمینانی جریان سرمایه‌گذاری شده و به تبع آن رشد تولید ناخالص داخلی را کاهش داده است.

کسری بودجه دولت نیز که خود نسبت به شوک‌های ارزی اثرپذیری و اثرگذاری دارد، منجر به دو نوع افزایش می‌شود. اول آنکه با افزایش استقراض دولتی از نظام بانکی جهت تامین کسری بودجه، موجب افزایش حجم نقدینگی و پول بی‌پشتوانه، افزایش تورم، کاهش قدرت خرید و قدرت پس‌انداز آحاد جامعه، کاهش حجم سرمایه‌گذاری‌ها، کاهش بودجه‌های عمرانی و نیز کاهش سیاست‌های حمایتی از بخش تولید می‌شود. دوم آنکه افزایش انتشار اوراق بهادار جهت تامین کسری بودجه، حجم سرمایه‌پذیری از مردم را بالا می‌برد. این افزایش منجر به این می‌شود که دولت برای تصاحب پول وام داده شده توسط پس‌اندازکننده‌ها با وام‌گیرنده‌های تولیدکننده بخش خصوصی به رقابتی نامتوازن بپردازد. کاهش تامین مالی بخش خصوصی از بازار سرمایه و دشواری تامین هزینه‌های تولید نتیجه‌ای جز کاهش تولید برجای نخواهد گذاشت.

افزون براین موارد با افزایش انتشار اوراق بهادار، دولت مجبور خواهد شد در سال‌های آتی سود بیشتری را پرداخت کند، از این‌رو تامین کسری بودجه با انتشار اوراق بهادار، در

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

آینده فشار بیشتری را به دولت و بالتبع آن فشار مضاعفی را به پرداخت‌کنندگان مالیات وارد خواهد ساخت. عدم مدیریت صحیح می‌تواند این افزایش مالیات را از یک‌سو به کاهش سطح پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و از سوی دیگر به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش تولید ملی ختم نماید.

۶ جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات

- در این تحقیق، در ابتدا سابقه مطالعات چرخه‌های تجاری اقتصاد در ایران و جهان مورد مرور قرار گرفت. در ادامه، با معرفی مدل تحقیق و داده‌های آماری، سعی در شناسایی مهمترین علل و عوامل ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران شد. یافته‌های این تحقیق نشان داد که دو متغیر رشد نرخ ارز حقیقی و رشد کسری بودجه مهمترین علل ایجادکننده این نوع چرخه‌ها در اقتصاد کشور هستند. بر این اساس، برای کنترل هرچه بیشتر چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران و کاهش اثرات سوء آن، پیشنهادات ذیل ارائه می‌گردد:
- کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و افزایش توانمندسازی بخش تولیدی همراه با ارتقای نظام مالیاتی کشور به منظور استقلال درآمدها و بودجه عمومی کشور از محصولات وابسته به نرخ ارز.
- تحقق هرچه سریعتر سیاست‌های اقتصاد مقاومتی و کاهش سطح اثرپذیری نظام اقتصاد کشور از شوک‌های خارجی.
- اهتمام جدی در امر خصوصی‌سازی اقتصاد دولتی و کاهش تصدیگری دولت به‌منظور کاهش هزینه‌های جاری دولت.
- نظارت بیشتر بر بازار پول و کاهش سطح نوسانات و شوک‌های ارزی ناشی از سفته‌بازی به منظور افزایش ثبات و پایداری نظام پولی – ارزی کشور.
- تقویت بازار سرمایه توامان با توسعه و گسترش فرهنگ سرمایه‌گذاری در این بازار به منظور هدایت نقدینگی سرگردان از بازار ارز به بازارهای مولد جهت کنترل شوک‌های ارزی.
- مراقبت بیشتر بر کارکرد صحیح حساب ذخیره ارزی و صندوق توسعه ملی جهت جلوگیری از وارد آمدن شوک به اقتصاد ملی در اثر نوسانات جهانی قیمت نفت و افت یکباره درآمدهای ارزی کشور.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

فهرست منابع

اسفندیاری، ع و موسوی ن. (۱۳۹۰). سیکل‌های تجاری دراقتصاد ایران و تحلیل علل بروز آن با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. *فصلنامه سیاست‌های اقتصادی*، (۲): ۶۶-۴۱.

پیرو، ف (۱۳۸۹). *بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران و نقش تکانه های نفتی در ایجاد آن*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

صمدی، ع.ح.، و اوجی‌مهر، س. (۱۳۹۰). ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن: مورد ایران (۱۳۵۳ـ۱۳۸۶). *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی*، (۱۶): ۷۵ -۴۹.

طباطبایی یزدی، ر. و ملک ف. و محمودی ب. (۱۳۸۸). شاخص ترکیبی آینده‌نگر اقتصاد ایران در سال ۱۳۸۷. *گزارش پژوهشی دفتر اقتصادی مرکز تحقیقات استراتژیک*، (۴۱۵): ۴۳۴- ۴۱۵.

طیب‌نیا، ع. و قاسمی ف. (۱۳۸۹). اندازه گیری چرخه های تجاری در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره (۹۲): ۲۰۶- ۱۸۳.

طیبی، س.ک. و دشتبان فاروجی م. و جباری ت. و مجاهدی موخر م. م. (۱۳۹۰). عوامل ایجاد ادوار تجاری در اقتصاد ایران طی سال های (۱۳۸۷-۱۳۴۹). *دوماهنامه نامه مفید*، (۸۴): ۳۶-۱۷.

کریمی، ف. و طیبی س. ک. (۱۳۸۹). یکپارچگی تجاری و همزمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی بر حسب ترتیبات منطقه‌ای. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، (۵۴): ۱۴۶-۱۲۳.

گرجی، ا. و اقبالی ع. و شریف‌زاده م. ج. (۱۳۹۰). نظریه RBC و بحران مالی اخیر. *دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)*، (۱): ۱۰۲-۷۸.

Alper, C. Emre (1998), Nominal Stylized Facts of Turkish Business Cycles. *METU Studies in Development*, Vol. 25, No. 2, 233-244.

Blanchard, O. (1993), Consumption and Recession of 1990-1991, *American Economic Review*, Vol. 83, No. 2, 270-275.

Braconier, H. (1999), *The Public Budget Balance Fiscal Indicators and Cyclical Sensitivity the Nordic Countries*, National Institute of Economic Research, University of Oslo .

Canova, Fabio & Nicolo, Gianni De, (2002). Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7, *Journal of Monetary Economics*, vol. 49(6), pages 1131-1159.

Dornbusch, R. (2002). *Macroeconomics*, Sixth Canadian Edition, McGraw-Hill/Irwin: NewYork.

Hamilton, J.. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non Stationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*. No.57. pp. 357-84.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]

Kim C. J. & Starts R., (2001). *Permanent and Transitory Components of Business cycles: Their Relative Importance and Dynamic Relationship*. Board of Governor of Federal Reserve System. No. 703.

Kydland, F. & E. C. Prescott. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuation, *Econometrica*. No. 50. pp. 1345-70.

Kydland, F. E. & E. C. Prescott, (1990), Business cycles: Real facts and a monetary myth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, No. 14, 3-18 .

Lucas, R.E., (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, No. 4, PP. 105-124 .

Lucas, R. E., (1977), Understanding Business Cycles, in: K. Brunner & A. H. Meltzer (eds.) *Stabilization of the Domestic and International Economy* (pp. 234:256), Amsterdam and New York: North-Holland.

Mitchell, W.C., (1913) *Business Cycles*, Berkeley, University of California Press.

Sims, C. (1980), Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1–48.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1394.8.25.3.1]