Quarterly Journal of Economic Research and Policies Vol. 34, No. 117, Spring 2026

The Impact of Oil Shocks on the Iranian Economy: An Analysis Based on the DSGE Model with an Emphasis on Non-Ricardian Household Behavior

Abboud Shaheed
PhD Candidate, public sector, University of Isfahan, Isfahan, Iran.
abboud.shaheed@ase.ui.ac.ir
Monireh Rafat
Associate Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran,
(Corresponding author)
m.rafat@ase.ui.ac.ir
Majid Sameti
Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.
majidsameti@ase.ui.ac.ir

This study examines the effects of oil shocks caused by intensified oil sanctions, government spending shocks, tax shocks, and technology shocks on Iran's macroeconomic variables, particularly output, consumption, and working hours, while considering the role of non-Ricardian consumers. To this end, a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model is developed within a New Keynesian framework. The model includes Ricardian and non-Ricardian households, production firms, the foreign trade sector, the oil sector, the government, and the central bank. Its parameters are estimated using Bayesian methods and annual data for the period 2004–2023. The findings show that the presence of non-Ricardian consumers intensifies the negative effects of oil and tax shocks. In response to a negative oil price shock or a positive tax shock, consumption, output, and working hours decline more sharply. However, inflation reacts differently to these shocks: a negative oil price shock raises inflation, whereas a positive tax shock reduces inflation mainly through a decline in aggregate demand. Moreover, non-Ricardian households strengthen the effects of positive government spending shocks, leading to greater increases in consumption, output, and working hours, along with a more noticeable decline in inflation. Conversely, they weaken the positive effects of technology shocks, limiting growth in consumption and output.

JEL Classification: C53, D12, E32, O53, Q43.
Keywords: Dynamic stochastic general equilibrium models, Iranian economy, New Keynesian approach, Non-Ricardian households, Oil shocks.

Reccived: 2025/04/29 Accepted: 2025/11/05

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال سی و چهارم، شماره ۱۱۷، بهار ۱۴۰۵، صفحه ۱۰۹ - ۴۶

تأثیر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد ایران: تحلیل مبتنی بر مدل DSGE با تأکید بر رفتار خانوارهای غیرریکاردینی

عبود شهید
دانشجوی دکتری بخش عمومی دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
abboud.shaheed@ase.ui.ac.ir
منیره رفعت
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، (نویسنده مسئول)
m.rafat@ase.ui.ac.ir
مجید صامتی
استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
majidsameti@ase.ui.ac.ir

این پژوهش با هدف تحلیل اثرات تکانه‌های نفتی، مخارج دولت، مالیات و فناوری بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران (تولید، مصرف و ساعات کاری) با تأکید بر حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی تدوین شده است. بدین منظور، یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) در چارچوب کینزی جدید، شامل خانوارهای ریکاردینی و غیرریکاردینی، بنگاه‌ها، دولت، بخش نفت و بانک مرکزی طراحی شده و پارامترهای آن با روش بیزی و داده‌های سالانه (۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲) برآورد گردیده است. یافته‌ها حاکی از آن است که حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی، آسیب‌پذیری اقتصاد را در برابر تکانه‌های نفتی و مالیاتی تشدید می‌کند؛ به‌طوری‌که در مواجهه با کاهش قیمت نفت یا افزایش مالیات، مصرف و تولید با افت شدیدتری مواجه می‌شوند. در این میان، واکنش تورم متفاوت است: تکانه منفی نفت تورم‌زا است، اما تکانه مثبت مالیاتی به دلیل کاهش تقاضای کل، منجر به افت تورم می‌شود. از سوی دیگر، این گروه از خانوارها اثرات تکانه‌های مثبت مخارج دولت را تقویت کرده و باعث رشد بیشتر مصرف، تولید و ساعات کاری و در نتیجه کاهش تورم می‌گردند. در مقابل، حضور آنان اثر مثبت تکانه‌های فناوری را تعدیل می‌کند، که موجب محدود شدن رشد مصرف و تولید، کاهش ساعات کاری و افت کمتر نرخ تورم می‌شود. این نتایج نشان‌دهنده اهمیت تفکیک رفتار مصرف‌کنندگان در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی به‌ویژه در شرایط تحریمی ایران است.

طبقه‌بندی JEL: C53, D12, E32, O53, Q43.
واژگان کلیدی: اقتصاد ایران، خانوارهای غیرریکاردینی، رویکرد کینزی جدید، تکانه‌های نفتی، مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴ / ۲ / ۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴ / ۸ / ۱۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۱. مقدمه

ایران از نظر ذخایر گاز طبیعی رتبه دوم جهان و از نظر ذخایر اثبات‌شده نفت خام، رتبه چهارم را داراست. باوجود تنوع نسبی ساختار اقتصادی آن در مقایسه با سایر کشورهای صادرکننده نفت، فعالیت‌های اقتصادی و درآمدهای دولت همچنان به‌شدت به منابع نفتی وابسته‌اند. به‌عنوان نمونه، صادرات نفتی کشور در سال ۱۴۰۲ تقریباً ۳۰ درصد بیشتر از صادرات غیرنفتی بوده است (بانک مرکزی ایران). این وابستگی ساختاری، ایران را در برابر تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات قیمت جهانی نفت آسیب‌پذیر کرده است. در نتیجه، کشور دوره‌هایی از رشد و رکود شدید اقتصادی را تجربه کرده که به میزان دسترسی به درآمدهای نفتی وابسته بوده‌اند. برای مثال، ایران در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱، دو دوره افت قابل‌توجه در رشد اقتصادی را پشت سر گذاشت که نرخ رشد به ترتیب به ۰/۶٪ و -۶/۸٪ رسید. کاهش تولید و صادرات نفت به دلیل تحریم‌های اقتصادی نقش عمده‌ای در این افت‌ها ایفا کرد. در مقابل، رشد اقتصادی در سال ۱۳۹۵ به ۸/۷٪ و نرخ رشد ارزش افزوده بخش نفت در همان سال به ۵۴/۳٪ رسید (مرکز آمار ایران) که این جهش به‌طور مستقیم از توافق هسته‌ای سال ۱۳۹۴ با گروه ۵+۱ ناشی شد. اما در سال ۱۳۹۷، پس از خروج ایالات متحده از این توافق، رشد اقتصادی مجدداً کاهش یافت و سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت نیز روند نزولی به خود گرفت، به‌طوری‌که این سهم در سال ۱۴۰۲ به ۲۲٪ کاهش یافت (مرکز آمار ایران).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

مطالعات متعددی تأثیر حضور خانوارهای غیرریکاردینی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را بررسی کرده‌اند (طایفه جباری و همکاران، ۱۴۰۱؛ غرایی و همکاران، ۱۳۹۸؛ حقیقت و همکاران، ۱۳۹۶؛ روشن و همکاران، ۱۳۹۳). همچنین، بسیاری از پژوهش‌ها با بهره‌گیری از روش‌های تحقیق متنوع و در بازه‌های زمانی مختلف، به تحلیل اثر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند (خداپرست و همکاران، ۱۳۹۹؛ حداد و همکاران، ۱۳۹۹؛ خیراندیش و همکاران، ۱۳۹۹؛ سلیمان‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸). با این حال، تمامی این مطالعات نقش احتمالی خانوارهای غیرریکاردینی را در تغییر سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی در اقتصاد ایران نادیده گرفته‌اند. در راستای پر کردن این خلأ پژوهشی، مطالعه حاضر با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) در چارچوب نیوکینزی و با تمرکز بر خانوارهای غیرریکاردینی، تأثیر تکانه‌های نفتی، تکانه‌های مخارج دولت، تکانه‌های مالیاتی و تکانه‌های فناوری را بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران تحلیل می‌کند. تفاوت میان فروض نظریه‌های کلاسیک و شرایط واقعی اقتصاد، مانند چسبندگی قیمت‌ها، هزینه‌های تعدیل و رقابت ناقص، از جمله عواملی است که اتخاذ رویکرد کینزی جدید را توجیه می‌کند.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از ارائه مقدمه، بخش دوم به بررسی مبانی نظری مربوط به آثار حضور خانوارهای غیرریکاردینی و مرور شماری از مطالعات مهم در این زمینه اختصاص دارد. در بخش سوم، روش تحقیق شامل مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) معرفی می‌شود. بخش چهارم به برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزی و محاسبه نسبت‌های اقتصادی می‌پردازد. در بخش پنجم، با بهره‌گیری از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

توابع واکنش آنی (IRFs)، آثار تکانه‌های نفتی، تکانه‌های مخارج دولت، تکانه‌های مالیاتی و تکانه‌های فناوری بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، با تمرکز بر نقش خانوارهای غیرریکاردینی، مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، بخش ششم به خلاصه یافته‌های کلیدی تحقیق و بررسی پیامدهای سیاستی آن‌ها اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

در مدل‌های تعادل عمومی سنتی، فرض بر آن است که فرضیه چرخه زندگی برقرار است. این فرضیه، که نخستین‌بار توسط آلبرت آندو[1] و فرانکو مودیلیانی[2] در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ مطرح شد، بر این باور استوار است که تصمیمات مربوط به مصرف و پس انداز خانوار در هر نقطه از زمان، انعکاس دهنده تلاش کم و بیش هوشیارانه و عقلایی برای دستیابی به یک توزیع بهینه و ترجیح داده شده مصرف در طول عمر است، البته با لحاظ منابعی که در طول عمر در اختیارش قرار می‌گیرد (شاکری، ۲۰۱۶). مطابق این نظریه، فرض می‌شود افراد نه ارثی دریافت می‌کنند و نه منتقل می‌کنند، نرخ تنزیل ثابت است، و در دوران جوانی محدودیتی برای استقراض ندارند.

با این حال، فرضیه چرخه زندگی با انتقاداتی مواجه شده است. یکی از مهم‌ترین نقدها آن است که این فرضیه بر آینده‌نگری کامل و عقلانیت مطلق مصرف‌کنندگان استوار است؛ به‌طوری که افراد می‌توانند درآمد، ثروت و نیازهای آتی خود را به‌دقت پیش‌بینی کرده و تصمیماتی بهینه برای مصرف و پس‌انداز بین‌زمانی اتخاذ کنند. در مقابل، برخی

1. Albert Ando
2. Franco Modigliani

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

اقتصاددانان معتقدند که افراد دارای عقلانیت محدود و آینده‌نگری ناقص هستند؛ آن‌ها در پیش‌بینی‌های خود با خطاها و عدم‌قطعیت روبه‌رو بوده و در تصمیم‌گیری‌ها از قواعد سرانگشتی استفاده می‌کنند. این قواعد میانبرهایی ذهنی‌اند که فرآیند تصمیم‌گیری‌های پیچیده را ساده‌سازی می‌کنند (کانمن، ۲۰۰۳).

از سوی دیگر، فرضیه چرخه زندگی، وجود دسترسی کامل به بازارهای سرمایه و نبود محدودیت‌های نقدینگی را مفروض می‌دارد. با این حال، در واقعیت، بسیاری از مصرف‌کنندگان ممکن است فاقد سرمایه‌ای باشند که بتوانند آن را در اختیار شرکت‌های تولیدکننده کالاهای واسطه قرار دهند (طایفه جباری، ۲۰۲۲). این واقعیت منجر به شناسایی گروهی از خانوارها شده است که در ادبیات اقتصادی با عنوان «خانوارهای غیرریکاردینی» شناخته می‌شوند. مطالعات متعددی سهم این نوع خانوارها در اقتصاد ایران را برآورد کرده‌اند. برای نمونه، روشن و همکاران (۱۳۹۳) سهم خانوارهای غیرریکاردینی را حدود ۲۶/۵ درصد و طایفه جباری و همکاران (۱۴۰۱) این سهم را ۵۲ درصد گزارش کرده‌اند.

این خانوارها فاقد دارایی یا بدهی بوده و با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند. آن‌ها ترکیبی از مصرف و فراغت را انتخاب می‌کنند که مطلوبیت هر دوره را با توجه به قید درآمد جاری حاصل از اشتغال یا انتقالات دولتی، حداکثر سازد (حقیقت و همکاران، ۱۳۹۶). از آن‌جایی که این خانوارها پس‌انداز نمی‌کنند یا صرفاً مقادیر اندکی را برای پوشش رویدادهای غیرمنتظره کنار می‌گذارند، نسبت به تغییرات نرخ بهره نگرانی ندارند.

مطالعات مختلفی به بررسی رفتار خانوارهای غیرریکاردینی و نیز تحلیل تأثیر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد پرداخته‌اند. با این حال، هیچ‌یک از این مطالعات به‌طور خاص تأثیر خانوارهای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

غیرریکاردینی بر مکانیزم انتقال تکانه‌های نفتی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار نداده‌اند. ازاین‌رو، ادبیات موجود را می‌توان به‌طور کلی در دو محور طبقه‌بندی کرد: گروهی بر رفتار مصرفی خانوارهای غیرریکاردینی و نقش آن در اقتصاد تمرکز داشته‌اند، و گروهی دیگر پیامدهای تکانه‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد مطالعه قرار داده‌اند.

۱-۲. تأثیر خانوارهای غیر ریکاردینی بر متغیرهای کلان اقتصادی

چیکوندا و همکاران (۲۰۲۴)، با توسعه یک مدل کینزی جدید برای اقتصادهای بازِ کوچک، تأثیر رفتار مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی و وجود بخش غیررسمی را بر کارایی سیاست پولی در اقتصادهای نوظهور بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی موجب تشدید شوک‌های تقاضا شده و فرایند کنترل تورم را با پیچیدگی بیشتری همراه می‌سازد. از سوی دیگر، وجود بخش غیررسمی به غلبه شوک‌های عرضه منجر شده و در نتیجه، میان تثبیت تولید و کنترل تورم تعارضی ایجاد می‌شود. ترکیب این دو عامل، مکانیزم انتقال سیاست پولی را مختل ساخته و از اثربخشی آن در اقتصادهای نوظهور می‌کاهد.

آکارسو و همکاران (۲۰۲۴)، با بهره‌گیری از مدل پنل، نقش مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی را در انتقال اثر سیاست پولی بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد کشورهایی با سهم بالاتر مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی، واکنشی ضعیف‌تر به شوک‌های سیاست پولی از خود نشان می‌دهند، در مقایسه با کشورهایی که سهم این گروه در آن‌ها کمتر است. در شرایطی که دستمزدها نسبت به قیمت‌ها چسبندگی بیشتری دارند، ممکن است دستمزد واقعی مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی کاهش یابد، حتی در صورت کاهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

نرخ بهره. در نتیجه، افزایش مورد انتظار در تقاضای کل تحقق نمی‌یابد. بنابراین، اثربخشی سیاست پولی در تحریک تقاضا در کشورهایی با نسبت بالاتر این نوع مصرف‌کننده، محدودتر خواهد بود.

طایفه جباری و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی کاربردهای سیاست مالی با حضور خانوارهایی با مصرف سرانگشتی با استفاده از تحلیل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طی دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۶ پرداخته‌اند. نتایج مدل نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های مخارج دولت، تولید کل را افزایش داده است، اما اثر ضریب تکاثری کمتر از یک است. واکنش مصرف همچنین به سهم خانوارهای غیرریکاردینی در اقتصاد بستگی دارد که مصرف آنها به دلیل افزایش درآمد افزایش می‌یابد. در حالی که مصرف خانوار ریکاردینی به دلیل اثر ثروت منفی کاهش می‌یابد. بنابراین، می‌توان استدلال کرد که حضور خانوارهای غیرریکاردینی، در مقایسه با مدل پایه بدون حضور خانوارهای غیرریکاردینی، انگیزه‌ای برای افزایش سطح مصرف کل در پاسخ به شوک مخارج دولت فراهم می‌کند.

غرایی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی نقش مشارکت خانوارها در بازارهای مالی در اثرگذاری تکانه پولی بر پویایی‌های اقتصاد کلان در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با در نظر گرفتن خانوارهای غیرریکاردینی طراحی شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هرچه توسعه مالی پایین‌تر باشد، مشارکت در بازارهای مالی دشوارتر است و در نتیجه سهم خانوارهای غیر ریکادینی در اقتصاد بیشتر می‌شود. با بررسی تحولات بازارهای مالی در ایران بازه زمانی به دو دوره ۱۳۶۸-۱۳۷۷ و ۱۳۷۸-۱۳۹۶ تقسیم شد. در نتیجه گسترش بازارهای مالی در دوره دوم، سهم خانوارهای غیرریکاردینی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

در این دوره کاهش یافت، به طوری که سهم خانوارهای غیرریکاردینی از ۵۴ درصد در دوره اول به ۳۸ درصد در دوره دوم کاهش یافت. نتایج تحقیق همچنین نشان داد که شیب منحنی IS پویا در دوره اول مثبت و سپس در دوره دوم منفی بوده است.

حقیقت و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی سیاست مالی اقتصاد ایران در یک مدل DSGE با تأکید بر خانوارهای غیرریکاردینی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک مخارج دولت منجر به کاهش مصرف خانوارهای ریکاردینی و مصرف خانوارهای غیرریکاردینی می‌شود. از آنجایی که خانوارهای ریکاردینی به بازارهای مالی دسترسی دارند و هدف آنها حداکثر کردن مطلوبیت است، پس از یک دوره کوتاه، به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری و سود سهام توزیع‌شده به شرکت‌ها، مصرف آنها افزایش می‌یابد تا زمانی که مصرف آنها از حالت پایدار بالاتر رود. از سوی دیگر، خانوارهای غیرریکاردینی برای چندین دوره با کاهش تولید و درآمد، مصرف خود را کاهش می‌دهند و هنگامی که تولید به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد، خانوارهای غیرریکاردینی نیز شروع به افزایش مصرف خود می‌کنند. علاوه بر این، نرخ مالیات بر مصرف پایین‌تر، مصرف خانوارهای غیرریکاردینی را به بالاتر از حالت پایدار آن افزایش می‌دهد. دلیل افزایش مداوم مصرف خانوارهای غیرریکاردینی این است که این خانوارها به بازارهای مالی دسترسی ندارند و تمام درآمد قابل تصرف فعلی خود را مصرف می‌کنند. در حالی که مصرف خانوارهای ریکاردینی در ابتدا کمی افزایش می‌یابد و سپس به شدت کاهش می‌یابد و به زیر حالت پایدار می‌رسد. از آنجایی که خانوارهای ریکاردینی به بازارهای مالی دسترسی دارند، کاهش سرمایه‌گذاری، کاهش اوراق قرضه دولتی در اختیار عموم و کاهش سرمایه فیزیکی منجر به کاهش شدید مصرف خانوارهای ریکاردینی می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

روشن و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم یافته در ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۰ پرداخته‌اند. هدف از مقاله این بود که چند درصد از خانوارهای ایرانی صددرصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند و به اصطلاح بر طبق قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌نمایند. نتایج نشان می‌دهد حدود ۲۶/۵ درصد از خانوارهای ایرانی بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌کنند و بقیه خانوارها نیز بر اساس درآمد دایمی عمل نموده و دارای برنامه مصرفی بین دوره‌ای هستند.

۲-۲. تأثیر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد ایران

فرزانگان و زمانی (۲۰۲۵)، با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی ۵۰ ساله و مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، اثر شوک‌های افزایشی رانت نفتی بر فساد در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که جهش ناگهانی در درآمد سرانه نفتی منجر به افزایش معنادار شاخص‌های فساد می‌گردد. این رابطه از طریق کانال‌هایی نظیر تضعیف نهادهای دموکراتیک، افزایش نرخ تورم، رشد هزینه‌های نظامی و شکل‌گیری رونق‌های اقتصادی کوتاه‌مدت تقویت می‌شود. نتایج تحلیل حساسیت نیز بر استحکام یافته‌ها صحه می‌گذارد. این مطالعه، با تکیه بر شواهد مربوط به «بلای منابع» در ایران، بر ضرورت اصلاحات نهادی و تقویت تنوع اقتصادی تأکید دارد.

خداپرست و همکاران (۱۳۹۹) با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی(DSGE) اثرات تکانه‌های قیمت نفت و ارتقای تکنولوژی تولید آن، بر متغیرهای کلان اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هر دو شوک تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری نفتی، اشتغال، مخارج دولت و مصرف و تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

تولید ناخالص داخلی غیرنفتی دارند. شوک مثبت قیمت نفت تأثیر منفی بر تولید، صادرات و تولید ناخالص داخلی نفت دارد، اما تأثیر شوک فناوری بر این متغیرها مثبت است. بنابراین، می‌توان گفت که درآمدهای نفتی نه تنها بخش غیرنفتی را تقویت نکرده، بلکه آن را تضعیف نیز کرده است.

سلیمان زاده و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تکانه درآمدهای نفتی ایران بر متغیرهای کلان اقتصادی در قالب مدل (DSGE) طی دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۳ در چارچوب اقتصاد باز مبتنی بر الگوی ادوار تجاری حقیقی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در نتیجه افزایش مثبت درآمدهای نفتی، تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت در حال افزایش است. علاوه بر این، هر چه سهم درآمدهای نفتی اختصاص یافته توسط دولت به خانوارها از بودجه جاری بیشتر باشد، منابع صندوق توسعه ملی نیز بیشتر خواهد بود. از این رو، سهم تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی افزایش خواهد یافت.

خوش کلام خسروشاهی (۱۳۹۸) به بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه مدت ناشی از تکانه‌های نفت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، نقدینگی و تورم با استفاده از مدل VECM و علیت گرنجر بصورت فصلی طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج مدل متقارن نشان می‌دهد که تأثیر تکانه قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی حقیقی و نقدینگی مثبت بوده اما تأثیرش بر تورم منفی می‌باشد. نتایج مدل نامتقارن نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی واقعی مثبت، بر تورم منفی و بر نقدینگی مثبت است و تأثیر شوک منفی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی واقعی منفی، بر تورم مثبت و بر نقدینگی منفی است. با این حال، تأثیر شوک‌های مثبت قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی واقعی بیشتر، بر تورم کمتر و بر نقدینگی بسیار بیشتر از تأثیر شوک‌های منفی قیمت نفت در بلندمدت است. تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی بر متغیرها نامتقارن است، بنابراین واکنش متغیرها به تکانه‌های مثبت و منفی در جهت مخالف اما با مقادیر متفاوت است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

مشیری و خیراندیش (۱۳۹۸) به بررسی آثارمستقیم و غیرمستقیم تکانه‌های قیمتی نفتی برکشورهای صادرکننده و واردکننده نفت به تفکیک کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری طی دوره زمانی ۱۳۵۹-۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر افزایش قیمت نفت در کشورهای توسعه یافته صادرکننده نفت منفی می‌باشد که می‌تواند به دلیل ساختار صنعتی آن‌ها که متکی به واردات نفت هستند، باشد. اثر تکانه‌های افزایش قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت در حال توسعه مثبت ولی اثر غیرمستقیم آن به دلیل مراودات تجاری بالای این کشورها با کشورهای صنعتی واردکننده نفت، منفی می‌باشد.

تک روستا و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای مهم اقتصاد کشورهای اوپک با استفاده از روش مدل خودرگرسیون برداری پانلی برای سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این تحلیل، در میان تکانه‌های نفتی، آن دسته از تکانه‌های قیمت نفت که ناشی از تکانه‌های امنیت ملی کشورهای اوپک هستند، بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک دارند؛ درحالی‌که همین تکانه‌ها منجر به تورم معناداری در کشورهای مورد مطالعه نمی‌شوند. همچنین تکانه‌های عرضه نفت می‌توانند باعث افزایش اندک رشد اقتصادی و تورم کشورهای اوپک شوند؛ اگرچه این افزایش‌ها چندان معنادار نیستند. سایر تکانه‌های قیمتی نفت هم بدون این که تأثیری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته باشند، تنها منجر به افزایش تورم در این کشورها می‌شوند.

توکلی و همکاران (۱۳۹۶) به تحلیل مکانیسم اثرگذاری درآمدهای نفتی بر متغیرهای اقتصادی از کانال مخارج دولت با استفاده از یک مدل خودرگرسیون‌برداری ساختاری طی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت درآمد نفتی منجر به افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی شده‌اند. نهایتاً، چنانچه سیاست مالی نسبت به درآمدهای نفتی مستقل در نظر گرفته شود، تکانه‌های نفتی منجر به واکنش‌های ملایم‌تری در متغیرهای اقتصادی می‌شود؛ لذا کنترل مخارج دولتی به‌عنوان ابزار سیاست مالی، کاهش نوسانات اقتصادی را به‌دنبال دارد.

رجبی و کریمی (۱۳۹۵) به تحلیل واکنش فعالیت‌های اقتصادی و سیاست‌های پولی به تکانه‌های نفتی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح بردار ساختاری و تکنیک توابع عکس‌العمل آنی برای دوره‌ی ۱۳۶۹-۱۳۹۲ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های نااطمینانی قیمت نفت و نوسان‌های افزایشی قیمت نفت، باعث واکنش معکوس در رشد اقتصادی و رشد تولیدات صنعتی و باعث واکنش مستقیم از سوی تورم و حجم پول می‌شود، به عبارتی نوسانات افزایشی قیمت نفت و نااطمینانی قیمت نفت در مجموع، موجب کاهش رشد اقتصادی و رشد بخش صنعت، و افزایش حجم پول و تورم می‌شود.

مهرگان و سلمانی (۱۳۹۳) تأثیر تکانه‌های قیمتی پیش بینی نشده نفت را بر رشد اقتصادی کشور طی دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۸۹ با استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های قیمتی پیش بینی نشده مثبت، قادر به بهبود وضعیت رشد اقتصادی هستند اما چندان قادر نیستند وضعیت بالای رشد اقتصادی کشور را تضمین کنند. در نهایت، این شوک‌ها می‌توانند اقتصاد را در حالت رشد اقتصادی متوسط به حالت تعادل بازگردانند. از سوی دیگر، شوک‌های منفی نمی‌توانند اقتصاد یک کشور را در وضعیت رشد اقتصادی پایین نگه دارند، اما ممکن است مانع از دستیابی اقتصاد کشور به وضعیت رشد اقتصادی بالا شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

حسینی نسب و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر دو متغیر کلان اقتصادی رشد تولید و نرخ تورم در دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا طی دوره زمانی ۱۳۴۹-۱۳۸۴ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت تأثیر قابل توجه و مؤثری بر نوسان رشد GDP و نرخ تورم در هر دو گروه کشورهای صادرکننده و واردکننده دارد. همچنین، نوسانات قیمت نفت بر رشد GDP و نرخ تورم دارای آثار نامتقارنی می‌باشد.

مهرآرا و همکاران (۱۳۸۵) به بررسی اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر روی متغیرهای اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۳۹-۱۳۸۲ با استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل برای ایران با سه کشور صادرکننده نفت (اندونزی، کویت و عربستان سعودی) که شرایط اقتصادی مشابهی دارند مقایسه شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهند که درجه برون زایی قیمت نفت در عربستان سعودی و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر می‌باشد. همچنین تکانه قیمت نفت مهمترین منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی و واردات در عربستان و ایران می‌باشد، در حالی که در اندونزی و کویت تکانه واردات اصلی‌ترین منبع تغییرات این دو متغیر است. وابستگی و آسیب پذیری اقتصاد نسبت به درآمدهای نفتی به ترتیب در عربستان سعودی و ایران از اندونزی و کویت بیشتر می‌باشد.

مطالعات پیشین عمدتاً به بررسی اثر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان پرداخته‌اند، اما در تحلیل‌های آن‌ها، فرض رفتار ریکاردینی برای خانوارها لحاظ شده است. این در حالی‌ست که با توجه به شرایط اقتصادی ایران، بخش قابل‌توجهی از خانوارها فاقد دسترسی به بازار سرمایه بوده و از منابع جاری یا یارانه‌های دولتی ارتزاق می‌کنند؛ بنابراین، رفتار غیرریکاردینی دارند. از سوی دیگر، مطالعاتی که مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی را لحاظ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

کرده‌اند، شوک‌های نفتی را نادیده گرفته‌اند. از این‌رو، پژوهش حاضر با طراحی یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) و تمرکز بر خانوارهای غیرریکاردینی، تأثیر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را بررسی می‌کند. این موضوع تاکنون در فضای مطالعاتی موجود مغفول مانده است و پرداختن به آن می‌تواند در بهبود شناخت سازوکارهای سیاست مالی و پولی کشور در برابر شوک‌های خارجی مؤثر واقع شود.

۳. چارچوب نظری الگو

این مدل از آثار نصیری و همکاران (۱۳۹۲)، خیابانی و امیری (۱۳۹۳)، نخلی و همکاران (۱۳۹۹)، گالی و همکاران[1] (۲۰۰۷)، فرلانتو و سنیکا[2] (۲۰۱۲)، مو و همکاران[3] (۲۰۲۲)، و مو و یان[4] (۲۰۲۱)، الهام گرفته است که منعکس کننده ارتباط آن با واقعیت‌های اقتصادی ایران است. این چارچوب برای یک اقتصاد باز طراحی شده است و عوامل اقتصادی اصلی را در بر می‌گیرد که عبارت‌اند از خانوارهای ریکاردینی، خانوارهای غیرریکاردینی، بنگاه‌های تولیدی، بخش تجارت خارجی، بخش نفت، دولت و بانک مرکزی. این مطالعه با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، تأثیر تکانه‌های برون‌زای مختلف را بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران به ویژه تولید، مصرف ، وساعات کار بررسی می‌کند. این تکانه‌ها شامل تغییرات در قیمت نفت، مخارج دولت، مالیات، و پیشرفت‌های

1. Galí et al.
2. Furlanetto, & Seneca.
3. Mu et al.
4. Mu, & Yan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

فناوری است. در ادامه هر یک از کارگزاران اقتصادی فوق به تفصیل توضیح داده می‌شود و معادلات مربوط به هر یک ارائه می‌شود.

۱-۳. خانوارها

در الگوی پژوهش دو نوع خانوار وجود دارد : خانوار ریکاردینی و خانوار غیر ریکاردینی. تابع مطلوبیت لحظه‌ای برای دو خانوار به صورت زیر می‌باشد :

$$U_t^i = \log\left(\varepsilon_t^{pf} C_t^i - h\bar{C}_{t-1}^i\right) - \frac{(\varepsilon_t^L L_t^i)^{1+\gamma_l}}{1+\gamma_l} + \frac{1}{1-\gamma_m}.\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\gamma_m} + \frac{1}{1-\gamma_{me}}.\left(\frac{M_t^e}{P_t^f}\right)^{1-\gamma_{me}} \quad (۱)$$

در رابطه (۱) $i \in \{o.r\}$ نوع خانوار را نشان می‌دهد به طوری که r نمایانگر خانوار ریکاردینی و m نمایانگر خانوار غیر ریکاردینی است. C_t^i مصرف واقعی خانوار در زمان t و $\bar{C}_{t-1}^i$ مصرف کل خانوار در زمان $t-1$ می‌باشد. L_t^i عرضه نیروی کار خانوار در زمان t را نشان می‌دهد، در حالی که $\frac{M_t}{P_t}$ و $\frac{M_t^S}{P_t^f}$ به ترتیب نمایانگر مانده‌های واقعی پول داخلی و خارجی نگهداری‌شده توسط خانوار در زمان t هستند. پارامترهای مدل شامل h (درجه شکل‌گیری عادت در مصرف)، γ_l (معکوس کشش عرضه نیروی کار فریش نسبت به دستمزد)، ε_t^{pf} (تکانه ترجیحات)، ε_t^L (تکانه عرضه نیروی کار)، β (نرخ تنزیل بین‌زمانی)، γ_m (کشش تراز واقعی پول داخلی)، و γ_{me} (کشش تراز واقعی پول خارجی) می‌شوند. همچنین، فرض بر این است که همچنین، فرض بر این است که $1-\theta \in [0,1]$ سهم خانوارهای ریکاردینی و θ سهم خانوارهای غیرریکاردینی را نشان می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۱-۱-۳. خانوار ریکاردینی

خانوارهای ریکاردینی با یک قید بودجه مواجه هستند که در آن درآمدهای آنها شامل دستمزد اسمی W_t از عرضه نیروی کار، درآمد اجاره سرمایه K_{t-1} با نرخ R_t^k، بازده اوراق دولتی B_{t-1} با نرخ بهره r_{t-1}^{bg}، مانده‌های پول داخلی M_{t-1}، مانده‌های ارزی پول خارجی M_{t-1}^e و سود حاصل از مالکیت بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای DIV_t می‌شود. از سوی دیگر، هزینه‌های آنها شامل خرید کالاهای مصرفی C_t^r، خرید کالاهای سرمایه‌ای I_t، پرداخت مالیات، خرید اوراق دولتی جدید B_t، نگهداری پول خارجی $s_t.M_t^e$ و تقاضای احتیاطی برای پول داخلی M_t است. در این مدل، s_t نرخ ارز اسمی است که برای تبدیل مانده‌های ارزی پول خارجی و سایر متغیرهای مبتنی بر ارز به ریال استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} P_t C_t^r + P_t^I I_t + M_t + B_t + s_t.M_t^e \\ = W_t L_t^r + R_t^k K_{t-1} + \left(1 + r_{t-1}^{bg}\right) B_{t-1} + M_{t-1} \\ + s_t.M_{t-1}^e + DIV_t - P_t T^r \end{aligned} \qquad (۲)$$

در چارچوب این الگو، تمامی متغیرهای اسمی به صورت واقعی بیان شده‌اند، به طوری که متغیرهای ریالی با استفاده از شاخص قیمت کالاهای مصرفی داخلی (P_t) و متغیرهای ارزی با شاخص قیمت کالاهای خارجی (P_t^f) تعدیل شده‌اند. بر این اساس، قید بودجه واقعی‌شده خانوار ریکاردینی به صورت زیر بیان می‌شود:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

$$c_t^r + \frac{P_t^I}{P_t} I_t + m_t + b_t + re_t . m_t^e = w_t l_t^r + r_t^k K_{t-1} + \left(1 + r_{t-1}^{bg}\right) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + re_{t-1} . \gamma_t . \frac{m_{t-1}^e}{\pi_t} + div_t - t^r \quad (۳)$$

نرخ واقعی ارز re_t، نرخ رشد ناخالص نرخ ارز اسمی γ_t و نرخ ناخالص تورم π_t به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$re_t = \frac{s_t . P_t^*}{P_t} \quad (۴)$$

$$\gamma_t = \frac{s_t}{s_{t-1}} \quad (۵)$$

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (۶)$$

رابطه انباشت سرمایه به عنوان قید دوم در بهینه‌یابی خانوارهای غیرریکاردینی با در نظر گرفتن مفهوم هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری بر اساس الگوی روتمبرگ (۱۹۸۲) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right] . I_t \quad (۷)$$

در این رابطه، δ نشان دهنده نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد.

با تشکیل تابع لاگرانژ و اعمال شرایط بهینه‌یابی مرتبه اول برای خانوارهای غیرریکاردینی، سیستم معادلات (۹) تا (۱۲) به شرح زیر حاصل می‌گردد:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

$$
\begin{aligned}
L_t = max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Bigg\{ & \log\left(\varepsilon_t^{pf} c_t^r - h\bar{c}_{t-1}^r\right) - \frac{\left(\varepsilon_t^L l_t^r\right)^{1+\gamma_l}}{1+\gamma_l} \\
& + \frac{1}{1-\gamma_m}.(m_t)^{1-\gamma_m} + \frac{1}{1-\gamma_{me}}.(m_t^e)^{1-\gamma_{me}} \Bigg\} \\
& - \lambda_t^r \Bigg\{ c_t^r + \frac{P_t^I}{P_t} I_t + m_t + b_t + re_t.m_t^e - w_t l_t^r \\
& - r_t^k K_{t-1} - \left(1 + r_{t-1}^{bg}\right)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \\
& - re_{t-1}.\gamma_t.\frac{m_{t-1}^e}{\pi_t} - div_t + t^r \Bigg\} - \mu_t^r \{K_t \\
& - K_{t-1}(1-\delta) - \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right].I_t \}
\end{aligned}
\tag{۸}
$$

$$
\left(\frac{\varepsilon_t^{pf}}{\varepsilon_t^{pf} c_t^r - h\bar{c}_{t-1}^r} - \beta^t \frac{h}{\varepsilon_{t+1}^{pf} c_{t+1}^r - h\bar{c}_t^r}\right) = \frac{(\varepsilon_t^L)^{1+\gamma_l}(l_t^r)^{\gamma_l}}{w_t} \tag{۹}
$$

$$
(m_t)^{-\gamma_m}.\frac{\left(1+r_t^{bg}\right)}{r_t^{bg}} = \frac{(\varepsilon_t^L)^{1+\gamma_l}(l_t^r)^{\gamma_l}}{w_t} \tag{۱۰}
$$

$$
\frac{(m_t^e)^{-\gamma_{me}}}{(m_t)^{-\gamma_m}} = re_t.\frac{\left(1+r_t^{bg}-\gamma_{t+1}\right)}{r_t^{bg}} \tag{۱۱}
$$

$$
r_{t+1}^k = \frac{P_t^I}{P_t}\frac{\left(1+r_t^{bg}\right)}{\pi_{t+1}} - \frac{P_{t+1}^I}{P_{t+1}}(1-\delta) \tag{۱۲}
$$

۲-۱-۳. خانوار غیر ریکاردینی

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، خانوارهای غیرریکاردینی به دلیل مواجهه با محدودیت‌های نقدینگی و عدم دسترسی به بازارهای مالی، مصرف خود را به‌طور کامل براساس درآمد جاری تعیین می‌کنند و از امکان پس‌انداز یا تأمین مالی از طریق وام

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

بی‌بهره‌اند. از این‌رو، این خانوارها با قید بودجه‌ای مواجه‌اند که در آن، درآمد حاصل از عرضه نیروی کار با دستمزد اسمی W_t صرف مخارج مصرفی C_t^m و پرداخت مالیات T_t^m می‌گردد.

$$P_t.(C_t^m + T_t^m) = W_t L_t^m \qquad (13)$$

قید خانوار غیرریکاردینی واقعی شده به صورت زیر بیان می‌شود:

$$c_t^m + t_t^m = w_t l_t^m \qquad (۱۴)$$

مطلوبیت دوره‌ای خانوارهای غیرریکاردینی با عامل تنزیل $\beta\epsilon(0,1)$ تعدیل می‌شود. این خانوارها ترجیحات خود را منحصراً در چارچوب قید بودجه بهینه‌سازی می‌نمایند. با تشکیل تابع لاگرانژ و محاسبه مشتق‌های مرتبه اول نسبت به متغیرهای کنترل، رابطه (۱۶) به دست می‌آید:

$$L_t = maxE_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \log\left(\varepsilon_t^{pf} c_t^m - h\bar{c}_{t-1}^m\right) - \frac{(\varepsilon_t^L l_t^m)^{1+\gamma_l}}{1+\gamma_l} \right\} - \lambda_t^m \{c_t^m + t_t^m - w_t l_t^m\} \qquad (۱۵)$$

$$\left(\frac{\varepsilon_t^{pf}}{\varepsilon_t^{pf} c_t^m - h\bar{c}_{t-1}^m} - \beta^t \frac{h}{\varepsilon_{t+1}^{pf} c_{t+1}^m - h\bar{c}_t^m}\right) = \frac{(\varepsilon_t^L)^{1+\gamma_l} (l_t^m)^{\gamma_l}}{w_t} \qquad (۱۶)$$

متغیرهای کل به صورت میانگین وزنی ساده به شرح زیر ارائه می‌شوند:

$$c_t = \mathcal{B}.c_t^r + (1-\mathcal{B}).c_t^m \qquad (۱۷)$$

$$l_t = \mathcal{B}.l_t^r + (1-\mathcal{B}).l_t^m \qquad (۱۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

سبد مصرفی خانوارهای ریکاردینی و غیرریکاردینی از ترکیب کالاهای وارداتی و کالاهای تولید داخل تشکیل می‌شود. مطابق با چارچوب نظری ارائه‌شده توسط توکلیان و جلالی نایینی (۱۳۹۶)، فرض می‌گردد که این دو نوع کالا در قالب یک تابع با کشش جانشینی ثابت (CES) با پارامتر جانشینی λ_c ترکیب می‌شوند؛ به‌گونه‌ای که سهم کالاهای تولید داخلی از سبد مصرفی خانوار برابر با ϵ_c در نظر گرفته می‌شود. در این چارچوب، هدف خانوارها بهینه‌سازی مخارج مصرفی خود بر مبنای رویکرد حداقل‌سازی هزینه است.

$$Min \quad P_t.c_t - P_t^{cd}.c_t^d - P_t^{cm}.c_t^{im} \tag{۱۹}$$

$$s.t. \quad c_t = [\epsilon_c^{\frac{1}{\lambda_c}}.c_t^{d\,\frac{\lambda_c-1}{\lambda_c}} + (1-\epsilon_c)^{\frac{1}{\lambda_c}}.c_t^{im\,\frac{\lambda_c-1}{\lambda_c}}]^{\frac{\lambda_c}{\lambda_c-1}} \tag{۲۰}$$

که مبتنی بر فرآیند فوق، خانوارها تقاضای خود برای کالاهای مصرفی تولید داخل c_t^d و کالاهای وارداتی c_t^{im} را به‌گونه‌ای تنظیم می‌کنند که نسبت آن‌ها به سطح قیمت کالاهای داخلی P_t^{cd} و قیمت کالاهای وارداتی P_t^{cm} بهینه باشد.

$$c_t^d = \epsilon_c.(\frac{P_t^{cd}}{P_t})^{-\lambda_c}.c_t \tag{۲۱}$$

$$c_t^{im} = (1-\epsilon_c).(\frac{P_t^{cm}}{P_t})^{-\lambda_c}.c_t \tag{۲۲}$$

در نتیجه، شاخص قیمت کالاهای مصرفی خانوار به‌عنوان میانگین وزنی‌ای از قیمت کالاهای تولید داخل و وارداتی، به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$P_t^{1-\lambda_c} = \epsilon_c.P_t^{cd^{1-\lambda_c}} + (1-\epsilon_c).P_t^{cm^{1-\lambda_c}} \tag{۲۳}$$

سرمایه‌گذاری خانوار نیز به دو بخش سرمایه‌گذاری تولیدی داخلی و سرمایه‌گذاری وارداتی تفکیک می‌شود. مطابق پژوهش توکلیان و جلالی‌نایینی (۱۳۹۶)، خانوار خرید

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

کالاهای سرمایه‌ای خود را از طریق ترکیب کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل I_t^d و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی I_t^{im} در چارچوب یک تابع CES با کشش جانشینی λ_I انجام می‌دهد. در این ترکیب، سهم سرمایه‌گذاری داخلی از کل سرمایه‌گذاری خانوار برابر با ϵ_I است. هدف نهایی خانوار، بهینه‌سازی مخارج سرمایه‌گذاری با استفاده از رویکرد حداقلسازی هزینه می‌باشد.

$$Min\ P_t^I.I_t - P_t^{Id}.I_t^d + P_t^{Im}.I_t^{im} \quad (۲۴)$$

$$s.t. \quad I_t = [\epsilon_I^{\frac{1}{\lambda_I}}.I_t^{d\,\frac{\lambda_I-1}{\lambda_I}} + (1-\epsilon_I)^{\frac{1}{\lambda_I}}.I_t^{im\,\frac{\lambda_I-1}{\lambda_I}}]^{\frac{\lambda_I}{\lambda_I-1}} \quad (۲۵)$$

پس از انجام فرآیند بهینه‌سازی، تقاضای خانوار برای کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل و وارداتی، به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$I_t^d = \epsilon_I.(\frac{P_t^{Id}}{P_t^I})^{-\lambda_I}.I_t \quad (۲۶)$$

$$I_t^{im} = (1-\epsilon_I).(\frac{P_t^{Im}}{P_t^I})^{-\lambda_I}.I_t \quad (۲۷)$$

در نتیجه، شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌ای خانوار به‌عنوان میانگین وزنی‌ای از قیمت کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$P_t^{I\,1-\lambda_I} = \epsilon_I.P_t^{Id\,1-\lambda_I} + (1-\epsilon_I).P_t^{Im\,1-\lambda_I} \quad (۲۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۲-۳. بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای

بنگاه عمده فروش، کالای واسطه‌ای $y_{i,t}$ را با استفاده از فناوری زیر تولید می‌کند :

$$y_{i,t} = K_{i,t}^{\Omega}(\varepsilon_t^a l_{i,t}^y)^{1-\Omega} \quad (۲۹)$$

در این تابع تولید، $K_{i,t}$ سرمایه فیزیکی بنگاه، $l_{i,t}^y$ نیروی کار تخصیص‌یافته به تولید کالای واسطه‌ای، ε_t^a تکانه تکنولوژی و Ω سهم نهادی سرمایه در فرایند تولید را نشان می‌دهند.

مسئله بهینه‌سازی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای در قالب تابع هدف زیر تعریف می‌شود:

$$Min: \ \left[r_t^k K_{i,t} + w_t l_{i,t}\right] - \Lambda_t[\, K_{i,t}^{\Omega}(\varepsilon_t^a l_{i,t}^y)^{1-\Omega} - y_{i,t}] \quad (۳۰)$$

در این رابطه، r_t^k نشان‌دهنده هزینه بهره‌برداری از سرمایه فیزیکی، و w_t بیانگر نرخ واقعی دستمزد می‌باشد.

معادله سود سهام به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$div_t = y_{i,t} - r_t^k K_{i,t} - w_t l_{i,t}^y \quad (۳۱)$$

پس از استخراج شرایط مرتبه اول از مسئله بهینه‌سازی، دو رابطه (۳۲) و (۳۳) به‌دست می‌آید:

$$\frac{r_t^k}{[\Omega.K_{i,t}^{\Omega-1}(\varepsilon_t^a l_{i,t}^y)^{1-\Omega}]} = \frac{w_t}{[(1-\Omega)K_{i,t}^{\Omega}(\varepsilon_t^a)^{1-\Omega}(l_{i,t}^y)^{-\Omega}]} \quad (۳۲)$$

$$w_t = mc^{\frac{1}{1-\Omega}}.(1-\Omega)(\frac{\Omega}{r_t^k})^{\frac{\Omega}{1-\Omega}}\varepsilon_t^a \quad (۳۳)$$

در چارچوب مدل حاضر و با استناد به مطالعه نخلی و همکاران (۱۳۹۹)، تولید بنگاه‌های واسطه‌ای به‌صورت ترکیبی از عرضه به بازار داخلی y_t^d و بازار صادراتی y_t^{ex}

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

تعریف می‌گردد. این ترکیب، در قالب تابع با کشش جانشینی ثابت (CES) با پارامتر کشش جانشینی λ_y صورت می‌پذیرد؛ به‌گونه‌ای که سهم عرضه داخلی از کل تولید بنگاه واسطه‌ای با پارامتر ϵ_y مشخص می‌شود. بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با هدف بهینه‌سازی تخصیص محصولات خود بین بازارهای داخلی و خارجی، فرآیند تعیین عرضه را براساس حداکثرسازی سود دنبال می‌نماید:

$$Max \quad P_t^y . y_t = P_t^d . y_t^d + P_t^{ex} . y_t^{ex} \tag{۳۴}$$

$$s.t. \quad y_{i,t} = [\epsilon_y^{\frac{1}{\lambda_y}} y_{i,t}^{d\,\frac{\lambda_y+1}{\lambda_y}} + (1-\epsilon_y)^{\frac{1}{\lambda_y}} y_{i,t}^{ex\,\frac{\lambda_y+1}{\lambda_y}}]^{\frac{\lambda_y}{\lambda_y+1}} \tag{۳۵}$$

به‌طوری‌که P_t^x شاخص قیمت کالاهای واسطه‌ای صادراتی بر حسب ارز خارجی است که از طریق ضرب در نرخ اسمی ارز به واحد ریال تبدیل می‌گردد. همچنین، P_t^d، شاخص قیمت کالاهای واسطه‌ای عرضه‌شده در بازار داخلی، و P_t^y شاخص قیمت کل تولیدات کالای واسطه‌ای می‌باشد.

میزان عرضه بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به بازار داخلی و بازار صادراتی، براساس روابط (۳۶) و (۳۷)، تعیین می‌گردد.

$$y_{i,t}^d = \epsilon_y (\frac{P_t^d}{P_t^y})^{\lambda_y} y_{i,t} \tag{۳۶}$$

$$y_{i,t}^{ex} = (1-\epsilon_y)(\frac{S_t P_t^{ex}}{P_t^y})^{\lambda_y} y_{i,t} \tag{۳۷}$$

در نتیجه، شاخص قیمت کالاهای تولیدی بنگاه واسطه‌ای به‌عنوان میانگینی وزنی از قیمت کالاهای عرضه‌شده به بازار داخلی و قیمت کالاهای صادراتی، محاسبه می‌شود:

$$P_{i,t}^{y\,1+\lambda_y} = \epsilon_c P_{i,t}^{d\,1+\lambda_y} + (1-\epsilon_c)[S_t P_{i,t}^{ex}]^{1+\lambda_y} \tag{۳۸}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۳-۳. بنگاه تولید کننده کالای نهایی

بنگاه خرده‌فروشی، مجموعه‌ای از کالاهای واسطه‌ای متمایز $y_{i,t}$ را از طریق یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) به کالای نهایی y_t تبدیل می‌کند. فرم تابع تولید به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = [\int_0^1 (y_{i,t})^{\frac{\lambda_P - 1}{\lambda_P}} di]^{\frac{\lambda_P}{\lambda_P - 1}} \quad (۳۹)$$

در این رابطه، λ_P نشان‌دهنده کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای است. ضریب $\frac{\lambda_P - 1}{\lambda_P}$ معرف مارک‌آپ قیمت در شرایط تعادل بلندمدت اقتصادی است.

هدف بنگاه خرده فروش، حداکثر سازی سود می‌باشد، بنابراین تابع سود خود را با لحاظ قید تولید به صورت زیر به حداکثر می‌رساند :

$$Max: \prod_t = P_t[\int_0^1 (y_{i,t})^{\frac{\lambda_P - 1}{\lambda_P}} di]^{\frac{\lambda_P}{\lambda_P - 1}} - \int_0^1 P_{i,t}^y y_{i,t} di \quad (۴۰)$$

با حل مسئله بهینه‌یابی، منحنی تقاضای دیگزیت-استیگلیتز برای کالای واسطه‌ای i ام به‌دست می‌آید:

$$y_{i,t} = (\frac{P_{i,t}^y}{P_t})^{-\lambda_P} y_t \quad (۴۱)$$

فرض می‌شود طبق روش کالوو (۱۹۸۳) تنها $(1 - \xi_P)$ درصد از بنگاه‌ها موفق به تعدیل قیمت‌های خود تا سطح بهینه می‌شوند. بنابراین، بنگاه‌هایی که قیمت را تعدیل نمی‌کنند، قیمت خود را بر اساس نرخ تورم تعدیل شده کالای نهایی π_t و با درجه شاخص بندی قیمت کالای نهایی τ_p به‌روز می‌کنند:

$$P_{i,t+1}^y = (\pi_t)^{\tau_p} P_{i,t}^y \quad (۴۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

شاخص کل قیمت کالاهای نهایی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t^{1-\lambda_P} = \xi_P[(\pi_{t-1})^{\tau_p} P_{t-1}]^{1-\lambda_p} + (1-\xi_P) P_{i,t}^{y*^{1-\lambda_p}} \quad (۴۳)$$

بنگاه تولید کننده کالای نهایی که تا s دوره آتی نخواهد توانست قیمت خود را تعدیل نماید، مسئله حداکثر سازی سود زیر را حل می‌کند:

$$Max \;\; E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_P)^s \left[\frac{P_{i,t+s}^{*y}}{P_{t+s}} - mc_{t+s}\right] . \left(\frac{P_{i,t+s}^{*y}}{P_{t+s}}\right)^{-\lambda_P} y_{t+s} \quad (۴۴)$$

با حل این مسئله، معادله تورم غیرخطی زیر حاصل می‌شود:

$$(1+\pi_t)^{1-\lambda_P} = \xi_P[(\pi_{t-1})^{\tau_p}]^{1-\lambda_P} + (1-\xi_P)\left(\frac{\lambda_P}{(\lambda_P - 1)} mc_t (1+\pi_t)\right)^{1-\lambda_P} \quad (۴۵)$$

این معادله، یک رابطه تفاضلی غیرخطی است که نرخ تورم تعدیل‌شده جاری کالای نهایی را به نرخ تورم تعدیل‌شده دوره قبل و هزینه‌های نهایی تولید مرتبط می‌سازد؛ به‌گونه‌ای که پویایی‌های تورم در چارچوب مدل‌های جدید کینزی قابل تحلیل می‌گردد.

۴-۳. بخش تجارت خارجی

۴-۳-۱. صادرات

فرض می‌شود که یک جمع گر به شکل روش دیگزیت – استیگلیتز (۱۹۷۷) کالاهای صادراتی غیرنفتی را با تابع تولید CES تجمیع نموده و با قیمت واحد به بازارهای بین‌المللی عرضه می‌کند:

$$y_t^{ex} = \left[\int_0^1 y_{i,t}^{ex \frac{\lambda_x - 1}{\lambda_x}} di\right]^{\frac{\lambda_x}{\lambda_x - 1}} \quad (۴۶)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

در این رابطه، λ_x نشان‌دهنده کشش جانشینی عرضه صادراتی بنگاه‌های صادرکننده کالاهای غیرنفتی به بازارهای خارجی است، و نسبت $\frac{\lambda_x}{\lambda_x-1}$ بیانگر مارک‌آپ قیمت در شرایط تعادل بلندمدت اقتصادی می‌باشد.

جمع‌گر صادرکننده کالای غیرنفتی برای تعیین میزان تقاضای خود از هر یک از بنگاه‌های صادرکننده، از یک فرآیند بهینه‌سازی مبتنی بر حداکثرسازی سود استفاده می‌کند. تابع هدف به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Max_{y_{i,t}^{ex}} \quad P_t^{ex}[\int_0^1 y_{i,t}^{ex\frac{\lambda_x-1}{\lambda_x}} di]^{\frac{\lambda_x}{\lambda_x-1}} - \int_0^1 P_{i,t}^{ex}.y_{i,t}^{ex}\, di \qquad (۴۷)$$

با حل این مسئله، منحنی تقاضای دیگزیت–استیگلیتز برای کالای صادراتی i ام به‌دست می‌آید:

$$y_{i,t}^{ex} = [\frac{P_{i,t}^{ex}}{P_t^{ex}}]^{-\lambda_x} y_t^{ex} \qquad (۴۸)$$

مطابق با فرضیه کالوو (۱۹۸۳)، تنها درصد $(1-\xi_x)$ از بنگاه‌های صادرکننده قادر به تعدیل قیمت‌های خود تا سطح بهینه هستند. سایر بنگاه‌ها قیمت خود را بر اساس نرخ تورم تعدیل شده کالای صادراتی غیرنفتی π_t^{ex} و با درجه شاخص بندی قیمت کالای صادراتی غیرنفتی τ_x به‌روز می‌کنند:

$$P_{i,t+1}^{ex} = (\pi_t^{ex})^{\tau_x} P_{i,t}^{ex} \qquad (۴۹)$$

شاخص کل قیمت کالاهای صادراتی غیرنفتی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t^{ex^{1-\lambda_x}} = \xi_x[(\pi_{t-1}^{ex})^{\tau_x} P_{i,t}^{ex}]^{1-\lambda_x} + (1-\xi_x) P_{i,t}^{ex*^{1-\lambda_x}} \qquad (۵۰)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

بنگاه صادرکننده کالای غیر نفتی که تا s دوره آتی نخواهد توانست قیمت خود را تعدیل نماید، مسئله حداکثر سازی سود زیر را حل می‌کند:

$$Max \qquad E_0 \sum_{s=0}^{\infty}(\beta\xi_x)^s(\frac{P_{i,t+s}^{*ex}}{P_{t+s}^{ex}} - mc_{t+s}^{ex})[\frac{P_{i,t+s}^{*ex}}{P_{t+s}^{ex}}]^{-\lambda_x} y_{t+s}^{ex} \qquad (۵۱)$$

با حل این مسئله، معادله تورم غیرخطی زیر حاصل می‌شود:

$$(1+\pi_t^{ex})^{1-\lambda_x} = \xi_x[(\pi_{t-1}^{ex})^{\tau_x}]^{1-\lambda_x} + (1-\xi_x)(\frac{\lambda_x}{(\lambda_x-1)} mc_t^{ex}(1+ \pi_t^{ex}))^{1-\lambda_x} \qquad (۵۲)$$

این معادله یک رابطه تفاضلی غیرخطی است که نرخ تورم تعدیل شده جاری کالای صادراتی غیرنفتی را به نرخ تورم دوره قبل و هزینه‌های نهایی تولید مرتبط می‌سازد.

۲-۴-۳. واردات

فرض می‌شود که یک جمع‌گر، مطابق روش دیگزیت–استیگلیتز (۱۹۷۷)، کالاهای وارداتی مصرفی را بر اساس فناوری زیر تجمیع کرده و با یک قیمت واحد به بازار مصرفی داخلی عرضه می‌کند:

$$c_t^m = [\int_0^1 c_{i,t}^{m\frac{\lambda_{cm}-1}{\lambda_{cm}}} di]^{\frac{\lambda_{cm}}{\lambda_{cm}-1}} \qquad (۵۳)$$

در رابطه فوق، λ_{cm} بیانگر کشش جانشینی میان کالاهای وارداتی بنگاه‌های مختلف و $\frac{\lambda_{cm}-1}{\lambda_{cm}}$ نشان‌دهنده نرخ مارک‌آپ در شرایط تعادل بلندمدت اقتصادی است.

جمع‌گر وارداتی مصرفی با هدف حداکثرسازی سود، میزان تقاضای بهینه از هر بنگاه واردکننده را از طریق حل مسئله زیر تعیین می‌کند:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

$$Max_{C_t^m(i)} \quad P_t^{cm}[\int_0^1 c_{i,t}^{m\frac{\lambda_{cm}-1}{\lambda_{cm}}} di]^{\frac{\lambda_{cm}}{\lambda_{cm}-1}} - \int_0^1 P_{i,t}^{cm}.c_{i,t}^m \, di \qquad (۵۴)$$

با حل این مسئله، تابع تقاضای دیگزیت–استیگلیتز برای کالای وارداتی مصرفی i ام به‌دست می‌آید:

$$c_{i,t}^m = [\frac{P_{i,t}^{cm}}{P_t^{cm}}]^{-\lambda_{cm}} c_t^m \qquad (۵۵)$$

مطابق رویکرد کالوو (۱۹۸۳)، تنها نسبت $1-\xi_{cm}$ از بنگاه‌های واردکننده مصرفی قادر به تعدیل قیمت‌های خود به سطح بهینه هستند. سایر بنگاه‌ها قیمت خود را بر اساس نرخ تورم تعدیل‌شده کالاهای وارداتی مصرفی π_t^{cm} و با درجه شاخص بندی قیمت کالای وارداتی مصرفی τ_{cm} به‌روز می‌کنند:

$$P_{i,t+1}^{cm} = (\pi_t^{cm})^{\tau_{cm}} P_{i,t}^{cm} \qquad (۵۶)$$

شاخص کل قیمت کالاهای وارداتی مصرفی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t^{cm^{1-\lambda_{cm}}} = \xi_{cm}[(\pi_{t-1}^{cm})^{\tau_{cm}} P_{t-1}^{cm}]^{1-\lambda_{cm}} + (1-\xi_{cm}) P_t^{cm*^{1-\lambda_{cm}}} \qquad (۵۷)$$

بنگاه وارداتی مصرفی که تا s دوره آتی نخواهد توانست قیمت خود را تعدیل نماید، مسئله حداکثر سازی سود زیر را حل می‌کند:

$$Max \qquad E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_{cm})^s (\frac{P_{i,t+s}^{*cm}}{P_{t+s}^{cm}} - mc_{t+s}^{cm})[\frac{P_{i,t+s}^{*cm}}{P_{t+s}^{cm}}]^{-\lambda_{cm}} c_{t+s}^m \qquad (۵۸)$$

نتیجه حل این مسئله، معادله تورمی غیرخطی زیر است:

$$(1+\pi_t^{cm})^{1-\lambda_{cm}} = \xi_{cm}[(\pi_{t-1}^{cm})^{\tau_{cm}}]^{1-\lambda_{cm}} + (1-\xi_{cm})(\frac{\lambda_{cm}}{(\lambda_{cm}-1)} mc_t^{cm}.(1+\pi_t^{cm}))^{1-\lambda_{cm}} \qquad (۵۹)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

این رابطه تفاضلی غیرخطی، نرخ تورم تعدیل شده جاری کالای وارداتی مصرفی را به نرخ تورم دوره قبل و هزینه‌های نهایی تولید مرتبط می‌سازد.

نوع دوم بنگاه‌های وارداتی، بنگاه‌های واردکننده کالاهای سرمایه‌ای‌اند. مطابق روش دیگزیت–استیگلیتز (۱۹۷۷)، یک جمع‌گر ، واردات تمامی بنگاه‌های وارد کننده کالاهای سرمایه‌ای را خریداری کرده، و پس از تجمیع بر اساس فناوری زیر، با یک قیمت واحد به بازار داخلی عرضه می‌شود:

$$I_t^m = [\int_0^1 I_{i,t}^{m\frac{\lambda_{Im}-1}{\lambda_{Im}}} di]^{\frac{\lambda_{Im}}{\lambda_{Im}-1}} \qquad (۶۰)$$

در این رابطه، λ_{Im} بیانگر کشش جانشینی میان کالاهای سرمایه‌ای وارداتی، و $\frac{\lambda_{Im}-1}{\lambda_{Im}}$ معرف نرخ مارک‌آپ در شرایط تعادل بلندمدت اقتصادی است.

جمع‌گر کالاهای سرمایه‌ای، با هدف حداکثرسازی سود، میزان تقاضای بهینه از هر بنگاه واردکننده را از طریق حل مسئله زیر تعیین می‌کند:

$$Max_{I_t^m(i)} \quad P_t^{Im}[\int_0^1 I_{i,t}^{m\frac{\lambda_{Im}-1}{\lambda_{Im}}} di]^{\frac{\lambda_{Im}}{\lambda_{Im}-1}} - \int_0^1 P_{i,t}^{Im}.I_{i,t}^m\, di \qquad (۶۱)$$

نتیجه حل این مسئله، منحنی تقاضای دیگزیت–استیگلیتز برای کالای سرمایه‌ای وارداتی iام است:

$$I_{i,t}^m = [\frac{P_{i,t}^{Im}}{P_t^{Im}}]^{-\lambda_{Im}} I_t^m \qquad (۶۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

طبق روش کالوو (۱۹۸۳)، فقط نسبت $1-\xi_{Im}$ از بنگاه‌های واردکننده موفق به تعدیل قیمت‌های خود تا سطح بهینه می‌شوند. سایر بنگاه‌ها قیمت را بر اساس نرخ تورم تعدیل‌شده π_t^{Im} و با درجه شاخص بندی قیمت کالای وارداتی سرمایه‌ای τ_{Im} به‌روز می‌کنند:

$$P_{i,t}^{Im} = (\pi_t^{Im})^{\tau_{Im}} P_{i,t}^{Im} \qquad (۶۳)$$

شاخص کل قیمت کالاهای سرمایه‌ای وارداتی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t^{Im^{1-\lambda_{Im}}} = \xi_{Im}[(\pi_{t-1}^{Im})^{\tau_{Im}} P_{t-1}^{Im}]^{1-\lambda_{Im}} + (1-\xi_{Im}) P_t^{Im*^{1-\lambda_{Im}}} \qquad (۶۴)$$

بنگاه واردکننده کالای سرمایه‌ای که تا s دوره آتی نخواهد توانست قیمت خود را تعدیل نماید، مسئله حداکثر سازی سود زیر را حل می‌کند:

$$Max \qquad E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_{Im})^s \left(\frac{P_{i,t+s}^{*Im}}{P_{t+s}^{Im}} - mc_{t+s}^{Im}\right)\left[\frac{P_{i,t+s}^{*Im}}{P_{t+s}^{Im}}\right]^{-\lambda_{Im}} I_{t+s}^{m} \qquad (۶۵)$$

نتیجه حل این مسئله، رابطه تورم غیرخطی زیر است:

$$(1+\pi_t^{Im})^{1-\lambda_{Im}} = \xi_{Im}[(\pi_{t-1}^{Im})^{\tau_{Im}}]^{1-\lambda_{Im}} + (1-\xi_{Im})\left(\frac{\lambda_{Im}}{(\lambda_{Im}-1)} mc_t^{Im}.(1+\pi_t^{Im})\right)^{1-\lambda_{Im}} \qquad (۶۶)$$

این رابطه تفاضلی غیرخطی، نرخ تورم تعدیل شده جاری کالای وارداتی سرمایه‌ای را به نرخ تورم دوره قبل و هزینه‌های نهایی تولید مرتبط می‌سازد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۵-۳. بخش نفت

در این مطالعه، از معادلات ارائه‌شده توسط امیری و خیابانی (۱۳۹۳) برای مدل‌سازی بخش نفت استفاده شده است. با توجه به تعیین برون‌زای قیمت نفت، صادرات نفتی به ریال به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$o_t = re_t . P_t^o . y_t^o \quad (۶۷)$$

در این معادله، P_t^o نمایانگر قیمت نفت، y_t^o تولید نفت و re_t نرخ ارز واقعی است. همچنین، قیمت نفت و تولید نفت از فرآیند خودبازگشتی مرتبه اول AR(1) پیروی می‌کنند:

$$logP_t^{oil} = \rho_{Poil}\, logP_{t-1}^{oil} + \varepsilon_t^{Poil}, \varepsilon_t^{Poil} : N(0, \sigma_{Po}^2) \quad (۶۸)$$

$$logy_t^{oil} = \rho_{Yoil}\, logy_{t-1}^{oil} + \varepsilon_t^{Yoil}, \varepsilon_t^{Yoil} : N(0, \sigma_{Yo}^2) \quad (۶۹)$$

به طوری که ρ_{Poil} نشان دهنده ضریب فرآیند خودرگسیون قیمت نفت و ρ_{Yoil} ضریب فرآیند خودرگسیون تولید نفت می‌باشد.

۶-۳. دولت

دولت قصد دارد توانایی خود را در تأمین کالاهای عمومی به حداکثر برساند. برای تولید این نوع کالاها از نیروی کار l_t^{kg} و مخارج دولت g_t بهره می‌برد. فرایند تولید مطابق با تابع ارائه‌شده توسط مو و همکاران (۲۰۲۲) خواهد بود:

$$kg_t = (g_t \varepsilon_t^g)^{\Psi_g} (l_t^{kg})^{1-\Psi_g} \quad (۷۰)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

در این رابطه، kg_t نمایانگر کالاهای عمومی، ε_t^g تکانه مخارج دولتی، Ψ_g سهم مخارج دولت در تولید کالاهای عمومی، و l_t^{kg} نیروی کار به‌کارگرفته‌شده در تولید این کالاهاست.

منابع درآمدی دولت شامل مالیات، درآمد حاصل از انتشار اوراق b_t، درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت، و استقراض دولتی است. این درآمدها صرف بازپرداخت اصل و سود اوراق منتشرشده در دوره قبل، مخارج عمومی، و پرداخت دستمزد نیروی کار به‌کارگرفته‌شده در تولید کالاهای عمومی می‌شوند. به این ترتیب، قید بودجه دولت به صورت زیر قابل تعریف است:

$$t_t + b_t + (gd_t - gd_{t-1}) + r_t^{kg} kg_t + o_t = \left(1 + r_{t-1}^{bg}\right)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + g_t \varepsilon_t^g + w_t l_t^{kg} \quad (۷۱)$$

نرخ اجاره کالاهای عمومی r_t^{kg}، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_t^{kg} = \frac{g_t + w_t l_t^{kg}}{y_t} \quad (۷۲)$$

مسئله دولت به صورت زیر می‌شود :

$$Max: E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ r_t^{kg} kg_t \right\} - \mathfrak{X}_t \left[t_t + b_t + (gd_t - gd_{t-1}) + r_t^{kg} kg_t + o_t - \left(1 + r_{t-1}^{bg}\right)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} - g_t \varepsilon_t^g - w_t l_t^{kg} \right] - \mathfrak{Y}_t [kg_t - (g_t \varepsilon_t^g)^{\Psi_g} \left(l_t^{kg}\right)^{1-\Psi_g}] \quad (۷۳)$$

با گرفتن مشتق نسبت به متغیرهای کنترلی و برابر قرار دادن آن با صفر، رابطه زیر حاصل می‌گردد:

$$l_t^{kg} = \frac{g_t . \varepsilon_t^g . (1 - \Psi_g)}{\Psi_g . w_t} \quad (۷۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۷-۳. بانک مرکزی

همان‌طور که در معادله (۷۵) مشخص شده است، ترازنامه واقعی شده بانک مرکزی از سه جزء اصلی تشکیل می‌شود: خالص دارایی‌های خارجی fr_t، خالص بدهی‌های دولت به بانک مرکزی gd_t، و بدهی‌های بخش بانکی به بانک مرکزی bd_t.

$$m_t = re_t . fr_t + gd_t + bd_t \qquad (۷۵)$$

دارایی‌های خارجی بانک مرکزی تابعی از صادرات نفت، صادرات غیر نفتی، واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای و تقاضای خانوار برای ارز خارجی است. تغییر در مقدار واقعی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$fr_t - \frac{fr_{t-1}}{P_t^f} = o_t + \frac{P_t^{ex}}{P_t^f} y_t^{ex} - m_t^s - \frac{(P_t^{cm} c_t^m + P_t^{im} I_t^m)}{s_t P_t^f} \qquad (۷۶)$$

رشد حجم پول اسمی در یک دوره معین از نسبت حجم پول اسمی دوره جاری به دوره قبل محاسبه می‌شود که شکل واقعی آن با در نظر گرفتن تورم به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\dot{m}_t = \left(\frac{m_t}{m_{t-1}}\right) . \pi_t \qquad (۷۷)$$

قاعده تیلور به شرح زیر بیان می‌شود:

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + b(y_t - y^*) \qquad (۷۸)$$

این قاعده نشان می‌دهد که چگونه نرخ بهره اسمی i_t در واکنش به انحرافات تورم از سطح هدف π^* و تولید از سطح بالقوه آن y^* تعدیل می‌شود. در این رابطه، α ضریب حساسیت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

به تورم، b ضریب حساسیت به شکاف تولید، و r^* نرخ بهره واقعی تعادلی بلندمدت می‌باشد.

۳-۸- تسویه بازار

تولید ناخالص داخلی واقعی برابر است با مجموع مصرف خانوارها، سرمایه‌گذاری کل، مخارج دولت، و خالص صادرات:

$$y_t = c_t + I_t + g_t + ex_t - im_t \quad (۷۹)$$

صادرات کل نیز طبق رابطه (۸۰) از مجموع صادرات غیرنفتی و صادرات نفتی تشکیل می‌شود:

$$ex_t = y_t^{ex} + o_t \quad (۸۰)$$

واردات کل، بر اساس رابطه (۸۱)، شامل واردات کالاهای مصرفی و واردات کالاهای سرمایه‌ای است:

$$im_t = c_t^{im} + I_t^{im} \quad (۸۱)$$

از سوی دیگر، در بازار نیروی کار نیز شرط تعادل باید برقرار باشد؛ به‌گونه‌ای که عرضه کل نیروی کار توسط خانوارها با تقاضای نیروی کار از سوی بخش تولید کالاهای واسطه‌ای و بخش دولتی برابر گردد:

$$l_t = l_{i,t}^{y} + l_t^{kg} \quad (۸۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۴. تخمین پارامترها و محاسبه نسبت‌ها

این مطالعه از چارچوب بیزی جهت برآورد پارامترهای ساختاری، با بهره‌گیری از داده‌های سالانه اقتصاد کلان در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده کرده است. داده‌ها از منابع رسمی شامل بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران استخراج شده و متغیرهای کلیدی مانند تولید ناخالص داخلی (GDP)، مصرف خصوصی، مخارج دولت، موجودی سرمایه و تولید کالاهای عمومی را دربر می‌گیرد. تمامی سری‌های زمانی به صورت لگاریتمی تبدیل و با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات روندزدایی شده‌اند. نتایج در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱. برآورد پارامترهای الگو

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	Std پسین	پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	Std پسین
h	بتا	۰/۵۱۰	۰/۵۰۹۶	۰/۰۵۰۰	ξ_x	بتا	۰/۵۰۰	۰/۵۱۵۶	۰/۱۰۰۰
β	بتا	۰/۹۶۰	۰/۹۶۰۲	۰/۰۱۰۰	τ_x	بتا	۰/۲۵۰	۰/۲۴۰۹	۰/۱۰۰۰
γ_l	گاما	۲/۹۳۰	۲/۹۱۳۴	۰/۳۰۰۰	λ_{cm}	گاما	۲/۳۸۰	۲/۳۹۰۳	۰/۳۰۰۰
γ_m	گاما	۱/۲۸۰	۱/۲۷۸۳	۰/۲۰۰۰	ξ_{cm}	بتا	۰/۵۰۰	۰/۵۰۹۸	۰/۱۰۰۰
γ_{me}	گاما	۱/۳۳۰	۱/۳۴۰۱	۰/۲۰۰۰	τ_{cm}	بتا	۰/۳۰۰	۰/۲۹۳۴	۰/۱۰۰۰
δ	گاما	۰/۰۱۱	۰/۰۱۰۹	۰/۰۰۵۰	λ_{Im}	گاما	۱/۷۳۰	۱/۷۴۶۸	۰/۲۰۰۰
Ω	بتا	۰/۴۱۲	۰/۴۱۹۴	۰/۱۰۰۰	ξ_{Im}	بتا	۰/۵۰۰	۰/۴۹۷۸	۰/۱۰۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	Std پسین	پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	Std پسین
Ψ_g	بتا	۰/۵۳۰	۰/۳۳۵۷	۰/۱۰۰۰	τ_{Im}	بتا	۰/۱۵۰	۰/۱۴۵۳	۰/۱۰۰۰
te_t^r	بتا	۰/۲۰۰	۰/۱۹۳۳	۰/۰۳۰۰	λ_P	گاما	۱/۶۹۰	۱/۶۷۹۳	۰/۲۰۰۰
te_t^m	بتا	۰/۰۸۰	۰/۰۷۹۴	۰/۰۳۰۰	ξ_P	بتا	۰/۵۰۰	۰/۵۰۸۲	۰/۱۰۰۰
β	بتا	۰/۵۲۰	۰/۵۲۲۷	۰/۰۵۰۰	τ_p	بتا	۰/۲۰۰	۰/۱۹۷۱	۰/۰۵۰۰
λ_c	گاما	۲/۴۶۰	۲/۴۴۸۱	۰/۳۰۰۰	a	نرمال	۰/۶۹۴	۰/۶۹۵۴	۰/۰۵۰۰
ϵ_c	بتا	۰/۹۰۰	۰/۸۹۹۵	۰/۰۲۰۰	b	نرمال	۰/۴۰۴	۰/۴۰۳۹	۰/۰۵۰۰
λ_I	گاما	۱/۵۴۰	۱/۵۳۱۸	۰/۲۰۰۰	ρ_a	بتا	۰/۷۲۰	۰/۷۱۳۰	۰/۱۰۰۰
ϵ_I	بتا	۰/۸۴۰	۰/۸۳۹۶	۰/۸۳۹۶	ρ_{Poil}	بتا	۰/۸۰۰	۰/۸۰۱۳	۰/۱۰۰۰
λ_y	گاما	۲/۷۷۰	۲/۷۹۱۶	۰/۳۰۰۰	ρ_{Yoil}	بتا	۰/۷۰۰	۰/۷۱۳۷	۰/۱۰۰۰
ϵ_y	بتا	۰/۹۰۰	۰/۸۹۹۹	۰/۰۲۰۰	ρ_g	بتا	۰/۷۹۰	۰/۸۰۹	۰/۱۰۰۰
λ_x	گاما	۱/۶۹۰	۱/۶۸۹۹	۰/۲۰۰۰	ρ_t	بتا	۰/۵۹۰	۰/۵۸۹۳	۰/۱۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

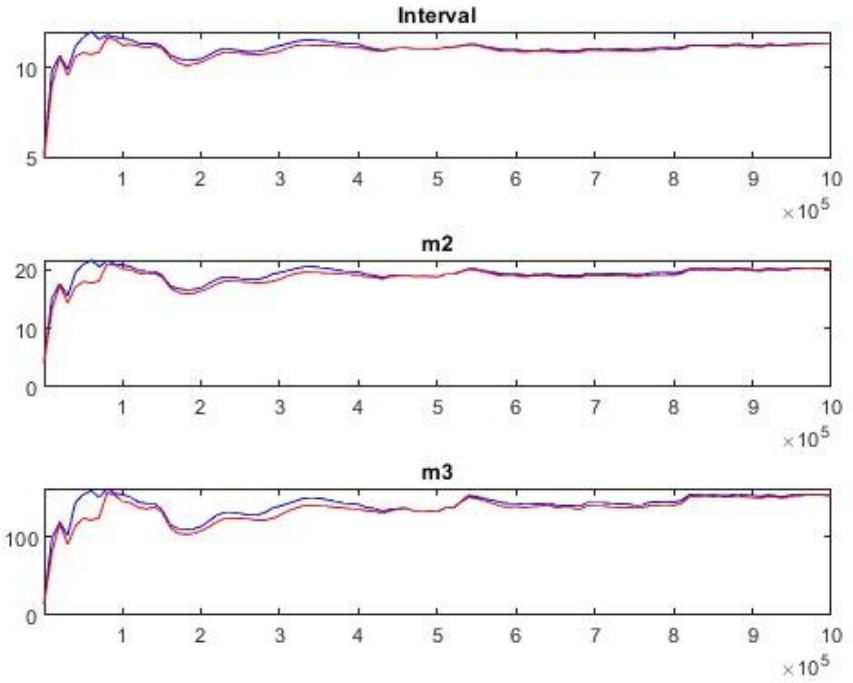
برای ارزیابی پایداری نتایج، از آزمون‌های تشخیصی روش مارکوف‌چین مونت‌کارلو (MCMC) استفاده شد. برای دستیابی به همگرایی، تحقق دو شرط ضروری تلقی می شود:

۱. باید واریانس بین‌زنجیره‌ای به صفر میل کند، تا یکنواختی زنجیره‌ها نشان داده شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

۲. باید با افزایش تعداد تکرارها، ثبات در واریانس درون‌زنجیره‌ای حفظ گردد، تا کارایی نمونه‌گیری تأیید شود. در شکل (۱)، این آزمون‌ها از طریق نمودارهایی نمایش داده می‌شوند؛ جایی‌که خط آبی آماره گلمان-روبین را نشان می‌دهد که ترکیبی از واریانس‌های بین‌زنجیره‌ای و درون‌زنجیره‌ای محسوب می‌شود، و خط قرمز واریانس درون‌زنجیره‌ای را دنبال می‌کند. با تحقق هر دو معیار همگرایی، قابلیت اعتماد به برآورد پارامترها تأیید گردید.



شکل ۱. آزمون‌های تشخیصی MCMC مدل

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

افزون بر این، از سری‌های زمانی مورد استفاده، نسبت‌های اقتصادی مهمی نیز استخراج شده‌اند؛ از جمله نسبت مصرف، سرمایه، مخارج دولت و تولید نفت به تولید کل، و نیز نسبت کالاهای عمومی به مخارج دولت. نتایج حاصل از این محاسبات در جدول (۲) ارائه می‌شود.

جدول ۲. نسبت‌های اقتصادی

نسبت	توضیح	مقدار
$\frac{C}{Y}$	نسبت مصرف به کل تولید	۰/۴۴۲۳
$\frac{K^m}{Y}$	نسبت سرمایه به کل تولید	۰/۲۷۵۸
$\frac{G}{Y}$	نسبت مخارج دولت به کل تولید	۰/۱۵۸۸
$\frac{Y^o}{Y}$	نسبت تولید نفت به کل تولید	۰/۴۳۰۲
$\frac{PG}{G}$	نسبت کالای عمومی به مخارج دولت	۰/۵۳۲۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. نتایج پژوهش

در این بخش، اثرات تکانه‌های منفی نفتی، تکانه‌های مثبت مخارج دولت، تکانه‌های منفی مالیاتی و تکانه‌های مثبت فناوری بر متغیرهای کلان اقتصادی شامل مصرف، ساعات کار و تولید تحلیل و بررسی می‌شود. این مدل پاسخ متغیرهای کلیدی اقتصادی به تکانه‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

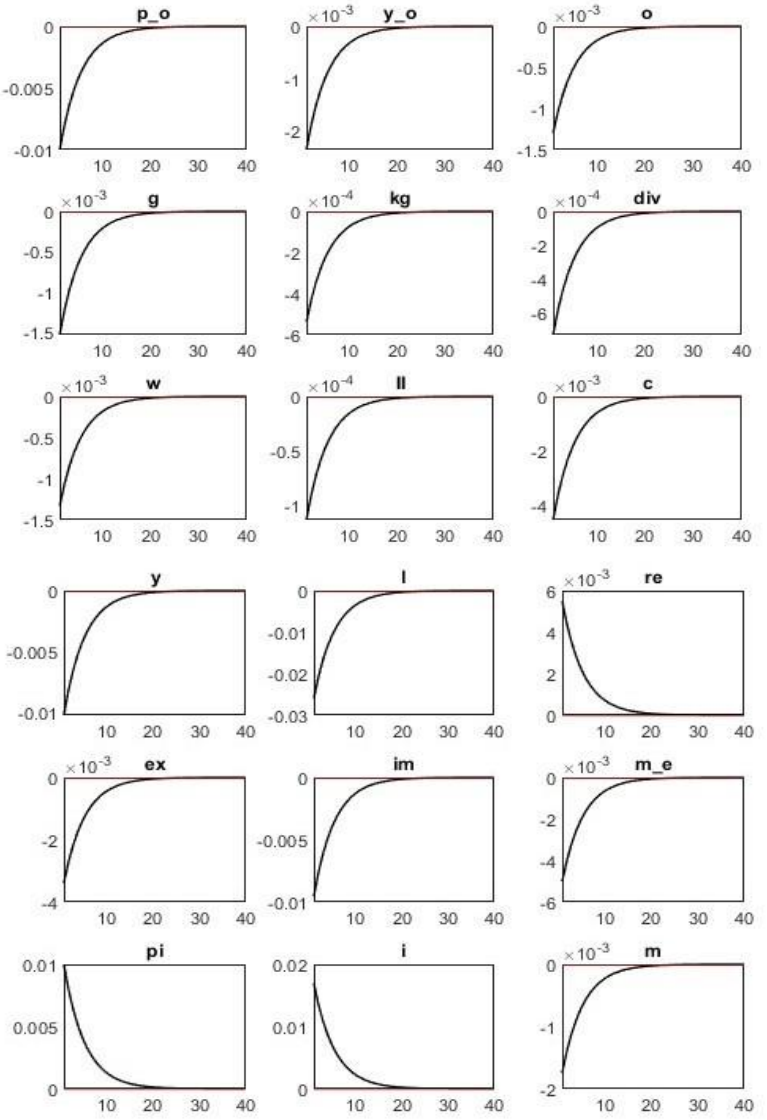
فوق را در دو سناریو، یکی بدون مصرف‌کنندگان غیر ریکاردینی و دیگری با مصرف‌کنندگان غیر ریکاردینی، مقایسه می‌کند.

در سناریوی اول، زمانی که همه خانوارها ریکاردینی هستند و هیچ خانواری غیر ریکاردینی نیست ($\lambda=0$)، نتایج نشان می‌دهد که پس از تکانه منفی قیمت نفت ($\boldsymbol{P^O}$)، تولید نفت ($\boldsymbol{y^O}$) کاهش می‌یابد، زیرا قیمت‌های پایین‌تر باعث سود کمتر تولید شده و شرکت‌ها را مجبور به کاهش سطح تولید می‌کند. کاهش تولید نفت به نوبه خود منجر به کاهش درآمدهای نفتی دولت (o) می‌شود. از آنجایی که دولت‌های پی‌درپی ایران برای تأمین هزینه‌های خود به درآمدهای نفتی متکی بوده‌اند، کاهش درآمدهای نفتی منجر به کاهش مخارج دولت (g) به طور کلی و کاهش تولید کالاهای عمومی (kg) به طور خاص خواهد شد.

علاوه بر این، تکانه منفی نفتی منجر به کاهش سود شرکت‌ها در بخش نفت و بخش‌های مرتبط می‌شود که به نوبه خود منجر به کاهش سود سهام (div) می‌شود. این امر با حذف مشوق‌های مالیاتی ارائه شده به سرمایه‌گذاران توسط دولت و کاهش توانایی سرمایه‌گذاران برای وام گرفتن همراه است که در نهایت منجر به کاهش سرمایه‌گذاری (II) می‌شود. از طرفی، کاهش درآمد افراد (w) و کاهش سود سهام منجر به کاهش قدرت خرید افراد می‌شود که منجر به کاهش مصرف (c) می‌شود که باعث کاهش بیشتر سودآوری شرکت‌ها و تعمیق وضعیت رکود اقتصادی می‌شود. در نتیجه، تولید (y) کاهش می‌یابد. این کاهش تولید باعث انقباض فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و شرکت‌ها را مجبور به اخراج کارمندان یا کاهش دستمزدها می‌کند. بنابراین، ساعات کار (l) کاهش می‌یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]



شکل ۲. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،

بدون حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه منفی قیمت نفت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

کاهش درآمدهای نفتی نیز منجر به افزایش نرخ ارز (re) شده و در نتیجه قدرت خرید پول ملی کاهش می‌یابد. این کاهش ارزش پول ملی، واردات (im) را کاهش می‌دهد چرا که قیمت کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی بالاتر می‌رود. از منظر صادرات، اگرچه کاهش ارزش پول ملی ممکن است به‌صورت نظری موجب تحریک صادرات غیرنفتی گردد، اما صادرات کل (ex) کاهش خواهد یافت؛ زیرا ساختار صادرات کشور به‌شدت متکی بر صادرات نفتی است. همچنین کاهش ارزش پول ملی باعث کاهش ذخایر ارزی خانوارهای ریکاردینی (m^e) می‌شود.

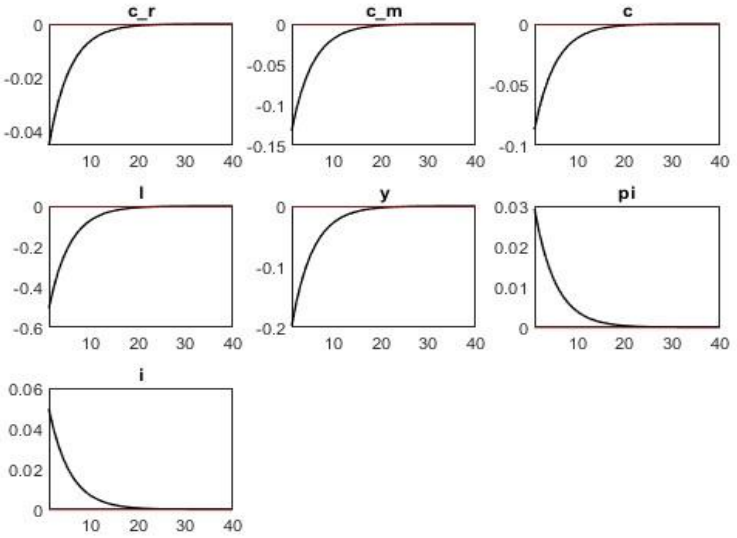
افزایش هزینه‌های واردات، فشارهای تورمی (pi) را تشدید می‌نماید. در واکنش به این شرایط، بانک مرکزی با اتخاذ یک سیاست پولی انقباضی، نرخ بهره سیاستی (i) را افزایش می‌دهد تا از طریق کاهش تقاضای کل، تورم را مهار نماید. این اقدام با کاهش تمایل بخش‌های خصوصی و بنگاه‌ها به استقراض، به کاهش رشد حجم پول (m) در اقتصاد منجر می‌شود. تحلیل مسیر همگرایی حاکی از آن است که متغیرهای مذکور در طول زمان به سمت تعادل بلندمدت همگرا شده‌اند.

در سناریوی دوم، با گنجاندن مصرف کنندگان غیر ریکاردینی، پاسخ متغیرهای اقتصادی به طور قابل توجهی متفاوت خواهد بود. حضور مصرف کنندگان غیر ریکاردینی به دلیل کاهش درآمد فعلی آنها از یک سو و ناتوانی آنها در استقراض یا افزایش ساعات کاری از سوی دیگر منجر به کاهش شدید مصرف می‌شود. این به نوبه خود منجر به کاهش شدیدتر ساعات کار و تولید کل می‌شود، زیرا شرکت‌ها به دلیل کاهش سودآوری به اخراج کارگران یا کاهش ساعات کاری متوسل می‌شوند. در نتیجه، بانک مرکزی نرخ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

بهره را بیشتر افزایش خواهد داد. بنابراین می‌توان گفت در صورت وجود مصرف کنندگان غیر ریکاردینی در کنار مصرف کنندگان ریکاردینی اثرات تکانه‌های منفی نفتی بر مصرف، ساعات کاری، و تولید کل شدیدتر خواهد بود. بررسی مسیر همگرایی متغیرها حاکی است متغیرها به صورت یکنواخت به مسیر باثبات و بلندمدت خود همگرا شده‌اند.

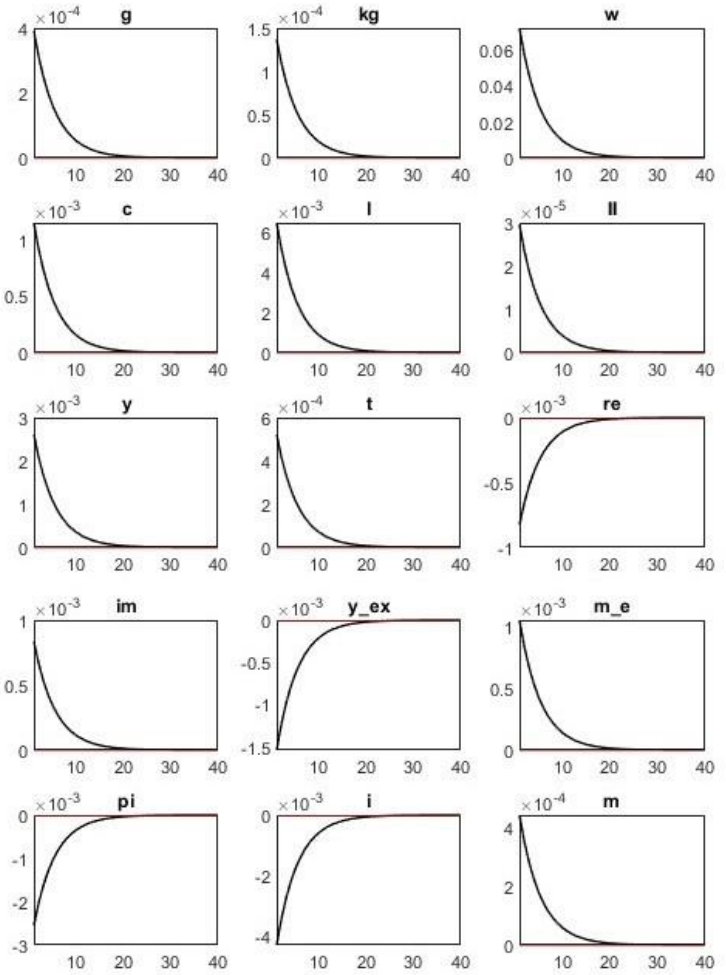


شکل ۳. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
با حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه منفی نفتی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه به بررسی تأثیر تکانه‌های مثبت مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته خواهد شد. در سناریوی اول، زمانی که همه خانوارها ریکاردینی هستند، نتایج نشان می‌دهد که تکانه مثبت مخارج دولت که از افزایش درآمدهای نفتی کشور تأمین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

می‌شود به ارتقای توان دولت در تأمین کالاهای عمومی (kg) مانند زیرساخت‌ها و خدمات بهداشتی می‌انجامد که این خود بهره‌وری اقتصاد را تقویت می‌کند.



شکل ۴. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
بدون حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه مثبت مخارج دولت
مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

نکته حائز اهمیت این است که دولت‌ها - به‌عنوان بزرگ‌ترین کارفرما در بیشتر اقتصادهای نفتی - در پاسخ به وفور درآمدها، دستمزدهای بخش عمومی را افزایش می‌دهند. در نتیجه، این امر فشار رقابتی بر بخش خصوصی وارد می‌کند تا آن‌ها نیز برای جلوگیری از فرار نیروهای متخصص، دستمزدها را افزایش دهند که این خود به رشد عمومی دستمزدها می‌انجامد. این رشد دستمزدها، موجب افزایش سطح مصرف خانوارها (c) می‌شود؛ در عین حال، ساعات کار (l) نیز به‌دلیل انگیزه‌های مالی بیشتر، افزایش می‌یابد.

در بخش بنگاه‌های اقتصادی، افزایش تقاضای ناشی از مصرف بیشتر، موجب گسترش فروش شرکت‌ها می‌شود که این به نوبه خود - در صورت خوش‌بینی به آینده - آن‌ها را به افزایش سرمایه‌گذاری (II) برای توسعه ظرفیت‌های تولیدی سوق می‌دهد. بدین ترتیب، این گسترش همزمان مصرف و سرمایه‌گذاری، به رشد تولید کل (y) کمک می‌کند که این خود پایه مالیاتی را گسترش داده و درآمدهای مالیاتی (t) را افزایش می‌دهد، حتی اگر نرخ مالیات در اقتصادهای رانتی نسبتاً پایین باقی بماند.

از جنبه دیگر، ورود درآمدهای نفتی به ارز خارجی موجب افزایش عرضه این ارزها در بازار داخلی می‌شود که نتیجه آن تقویت ارزش پول ملی است. به دنبال این امر، هزینه واردات کاهش می‌یابد که این خود تقاضا برای کالاهای وارداتی (im) را افزایش می‌دهد - به ویژه اگر کالاهای وارداتی دارای کشش قیمتی تقاضای بالا باشند. در عین حال، صادرات غیرنفتی (y^{ex}) به دلیل گران‌تر شدن بر حسب ارز خارجی، رقابت‌پذیری خود را از دست می‌دهند که این پدیده، بیماری هلندی را تشدید کرده و تنوع بخشی به اقتصاد را تضعیف می‌کند. کاهش هزینه دسترسی به ارزهای خارجی همچنین تقاضای خانوارهای ریکاردینی برای این ارزها (m^{e}) را افزایش می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

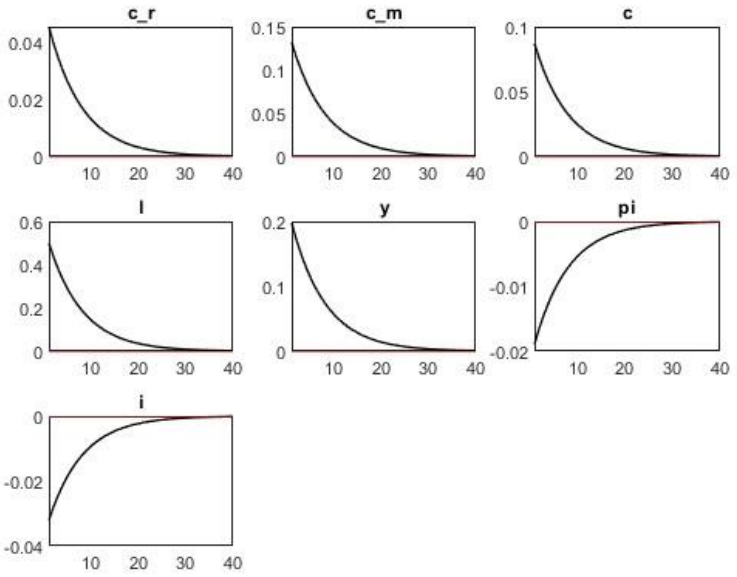
افزون بر این، کاهش قیمت کالاهای وارداتی منجر به کاهش نرخ تورم (pi) می‌شود، به‌ویژه در صورتی که سهم این کالاها در سبد مصرفی خانوار قابل توجه باشد. در چنین شرایطی، بانک مرکزی نرخ بهره (i) را کاهش می‌دهد؛ اقدامی که از طریق گسترش اعتبارات بانکی، باعث افزایش عرضه پول (m) در اقتصاد خواهد شد. بررسی مسیر همگرایی نشان می‌دهد متغیرها به مسیر تعادلی بلندمدت خود همگرا شده‌اند.

در سناریوی دوم، حضور هم‌زمان مصرف‌کنندگان ریکاردینی و غیرریکاردینی سبب می‌شود تکانه مثبت مخارج دولت اثر شدیدتری بر مصرف کل داشته باشد؛ زیرا درآمد جاری مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی افزایش می‌یابد. این گروه، از آنجا که در تصمیم‌های مصرفی خود آینده را مدنظر قرار نمی‌دهند، کل افزایش درآمد جاری را صرف افزایش مخارج مصرفی می‌کنند. در مقابل، واکنش مصرف‌کنندگان ریکاردینی به‌مراتب معتدل‌تر است؛ زیرا با پیش‌بینی افزایش مالیات‌ها در آینده، بخشی از افزایش درآمد جاری خود را پس‌انداز می‌کنند.

در مورد ساعات کار، به‌دلیل حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی، این متغیر با شدت بیشتری افزایش می‌یابد؛ زیرا افزایش مخارج دولت تقاضا برای نیروی کار نیمه‌ماهر و کم‌مهارت را افزایش می‌دهد که بخش قابل توجهی از آن‌ها از میان خانوارهای غیرریکاردینی هستند. افزون بر این، حضور این خانوارها و افزایش مصرف خصوصی آن‌ها به رشد بیشتر تولید کل منجر می‌شود. در نتیجه، بانک مرکزی نرخ بهره را با شدت بیشتری کاهش می‌دهد. بررسی روند همگرایی نیز نشان می‌دهد که متغیرها در نهایت به مسیر تعادلی بلندمدت خود همگرا می‌شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]



شکل ۵. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
با حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه مثبت مخارج دولت
مأخذ: یافته‌های پژوهش

تأثیر تکانه‌های مثبت مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ادامه مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در سناریوی اول که تمامی مصرف‌کنندگان دارای رفتار ریکاردینی هستند، اعمال تکانه مثبت مالیاتی موجب کاهش درآمد قابل تصرف خانوارها شده و از این طریق قدرت خرید آن‌ها تضعیف و سطح مصرف (c) کاهش می‌یابد. هم‌زمان، اثر جانشینی منجر به تمایل افراد به کاهش ساعات کار (l) شده و این امر تشدید رکود اقتصادی را در پی دارد. از سوی دیگر، کاهش سطح مصرف موجب افت فروش بنگاه‌های اقتصادی می‌شود. افزایش بار مالیاتی بر شرکت‌ها همراه با کاهش سودآوری آن‌ها، انگیزه سرمایه‌گذاران برای گسترش سرمایه‌گذاری (II) را تقلیل داده و در نهایت کاهش سود سهام (div) را به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

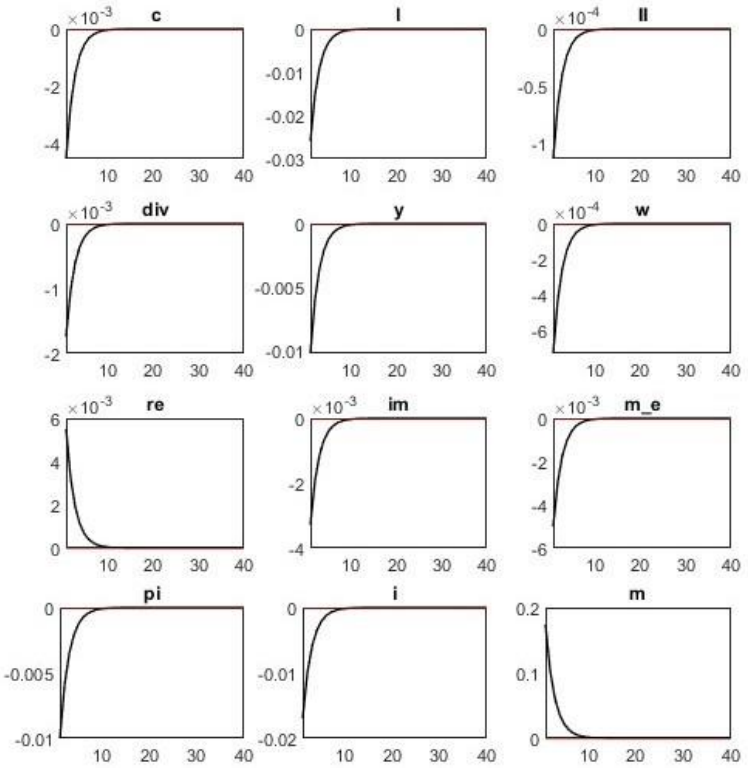
دنبال دارد که این امر نیز به نوبه خود کاهش مصرف بخش خانوار را تشدید می‌کند. این فرآیند در مجموع منجر به افت تولید کل (y) می‌شود. حاشیه سود محدود بنگاه‌ها، آن‌ها را وادار به اجرای سیاست‌های کاهش هزینه از جمله تعدیل نیروی کار و کاهش دستمزدها می‌کند که این امر نیز به نوبه خود انقباض اقتصادی را تشدید می‌نماید.

در این شرایط، افزایش مالیات با کاهش تقاضای داخلی و کندی رشد اقتصادی همراه است که به نوبه خود می‌تواند منجر به بدبینی سرمایه‌گذاران نسبت به آینده اقتصاد گردد. چنین وضعیتی نه‌تنها خروج سرمایه‌ها را تسهیل می‌کند، بلکه افزایش نرخ ارز را نیز در پی دارد. در نتیجه این تحولات، واردات (im) کاهش یافته و تقاضای خانوارهای ریکاردینی برای ارز خارجی (m^e) تقلیل می‌یابد، در حالی که صادرات (ex) افزایش خواهد یافت.

تکانه مثبت مالیاتی همچنین موجب کاهش تورم (pi) می‌شود که عمدتاً ناشی از تضعیف تقاضای کل است، چرا که از یک سو خانوارها با کاهش درآمد قابل تصرف مواجه شده و از سوی دیگر بنگاه‌های اقتصادی با کاهش سودآوری روبه‌رو می‌شوند. در پاسخ به کاهش رشد اقتصادی، بانک مرکزی با کاهش نرخ بهره (i)، اقدام به تشویق استقراض و سرمایه‌گذاری می‌نماید. این سیاست انبساطی موجب افزایش عرضه پول (m) از طریق گسترش اعتبارات بانکی شده و به تثبیت اقتصاد و جلوگیری از تشدید رکود کمک می‌کند. کاهش نرخ بهره نیز می‌تواند اثرات تضعیف‌کننده بیشتری بر ارزش پول ملی داشته باشد. در نهایت، نتایج تحلیل مسیر همگرایی حاکی از آن است که متغیرهای اقتصادی پس از وقوع تکانه، به تدریج و در بلندمدت به سطح تعادلی خود بازمی‌گردند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]



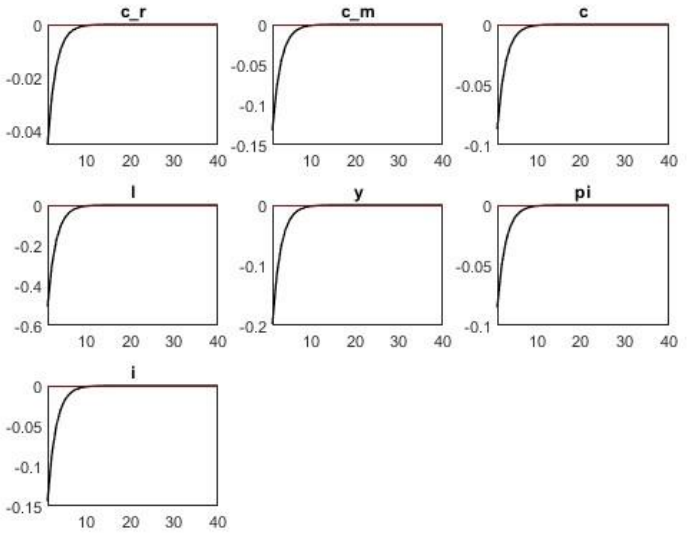
شکل ۶. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
بدون حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه مثبت مالیاتی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در سناریوی دوم که در آن مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در کنار مصرف‌کنندگان ریکاردینی حضور دارند، تأثیر تکانه مثبت مالیاتی به مراتب شدیدتر ظاهر می‌شود. دلیل این امر آن است که مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی با کاهش چشمگیر درآمد جاری مواجه شده و به دلیل عدم دسترسی به ابزارهای استقراض، مجبور به کاهش مصرف خود به میزان قابل توجهی نسبت به مصرف‌کنندگان ریکاردینی می‌شوند. درمقابل،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

مصرف‌کنندگان ریکاردینی با اتکا به پس‌اندازها یا توانایی استقراض، قادر به حفظ سطح مصرف خود در کوتاه‌مدت هستند، هرچند درآمد آن‌ها نیز کاهش یافته است.

از منظر بازار کار، کاهش ساعات کاری در میان مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی محسوس‌تر است، چرا که پیامدهای منفی کاهش سرمایه‌گذاری و تعدیل نیروی کار عمدتاً متوجه کارگران نیمه‌ماهر و غیرماهر می‌شود که عمدتاً از خانوارهای غیرریکاردینی محسوب می‌شوند. حضور این خانوارها همچنین موجب تشدید کاهش تقاضای کل شده و در نتیجه، افت تولید ناخالص داخلی را بیش از پیش عمیق‌تر می‌سازد. این شرایط کاهش شدیدتر تورم را در پی دارد که بانک مرکزی را مجاب می‌کند تا واکنش پولی قوی‌تری نشان داده و نرخ بهره را با شدت بیشتری کاهش دهد.



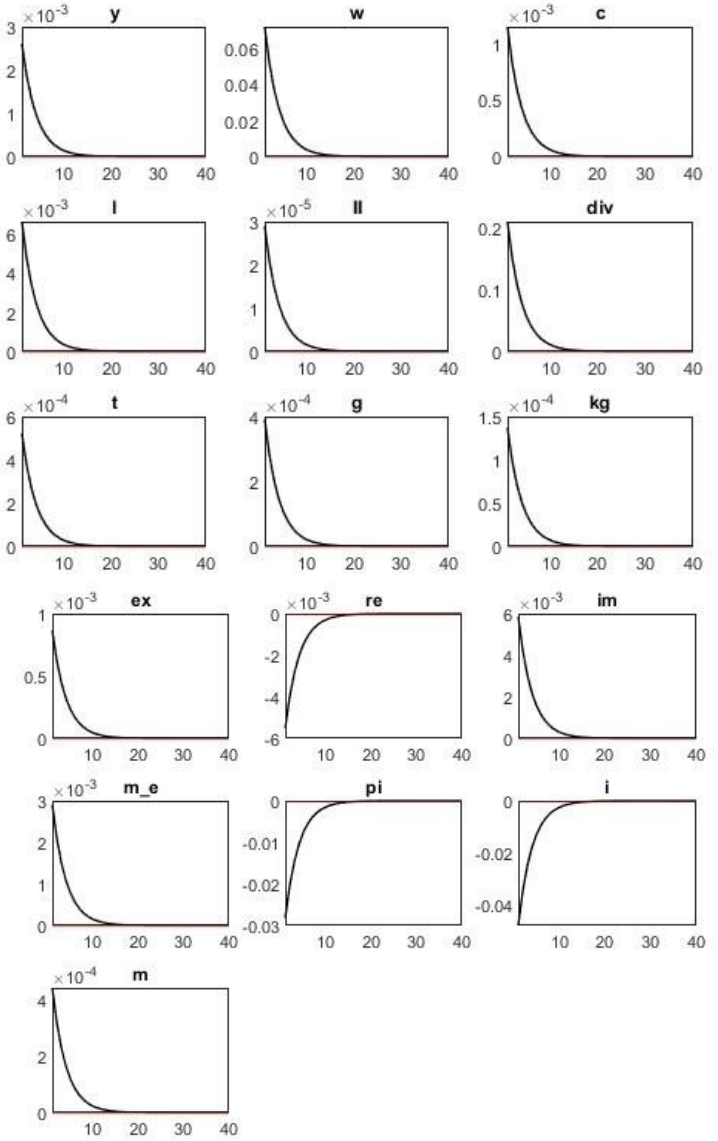
شکل ۷. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
با حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه مثبت مالیاتی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

در ادامه، به بررسی اثرات تکانه‌های مثبت فناوری بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پرداخته می‌شود. در سناریوی نخست، زمانی که مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در اقتصاد حضور ندارند، تکانه‌های مثبت فناوری منجر به افزایش بهره‌وری می‌شوند و به بنگاه‌ها این امکان را می‌دهند که با استفاده از نهاده‌های کمتر، همان مقدار کالا و خدمات را تولید کنند، یا با همان میزان نهاده‌ها، مقدار بیشتری کالا و خدمات تولید نمایند. بنابراین، نتیجه مستقیم یک تکانه مثبت فناوری، افزایش سطح تولید کل در اقتصاد (y) خواهد بود. افزون بر این، تکانه فناوری موجب افزایش دستمزد خانوارها می‌شود؛ در نتیجه، آن‌ها مخارج مصرفی خود (c) را افزایش داده و ساعات کار (l) را نیز افزایش می‌دهند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]



شکل ۸. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
بدون حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه مثبت فناوری
مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

اثرات مثبت تکانه‌های فناوری به همین‌جا ختم نمی‌شود، بلکه با کاهش هزینه‌های تولید، شرکت‌ها را به افزایش سرمایه‌گذاری (II) ترغیب می‌کند. سودآوری بیشتر بنگاه‌ها و کاهش هزینه‌های تولید، منجر به بازدهی بالاتر سود سهام (div) می‌شود که خود به افزایش بیشتر مصرف کل دامن می‌زند. افزون بر این، افزایش مصرف کل و سرمایه‌گذاری، درآمدهای مالیاتی دولت (t) را افزایش می‌دهد و توانایی آن را برای افزایش مخارج عمومی (g) و به‌ویژه تولید کالاهای عمومی (kg) تقویت می‌کند.

کاهش هزینه‌های تولید همچنین موجب افزایش رقابت‌پذیری تولید داخلی می‌شود که به نوبه خود صادرات (ex) را افزایش می‌دهد. از یک سو افزایش صادرات و از سوی دیگر افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، منجر به افزایش ورود ارز خارجی به کشور می‌شود. در نتیجه، نرخ ارز (re) کاهش می‌یابد و ارزش پول ملی تقویت می‌شود. این کاهش نرخ ارز، هزینه‌های واردات و نگهداری ارز خارجی را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، واردات (im) افزایش می‌یابد و ذخایر ارزی خانوارهای ریکاردینی (m^e) نیز بیشتر می‌شود.

در خصوص تورم، کاهش هزینه‌های تولید و بهبود کارایی عوامل تولید فشارهای انقباضی ایجاد کرده و قیمت‌ها را به سمت کاهش سوق می‌دهد. همچنین، کاهش نرخ ارز ناشی از افزایش صادرات و ورود ارز خارجی، به کاهش هزینه‌های واردات کمک کرده و فشارهای تورمی وارداتی را محدود می‌سازد. مجموع این عوامل به کاهش نرخ تورم (pi) منجر می‌شود. در نتیجه، بانک مرکزی نرخ بهره (i) را کاهش می‌دهد و عرضه پول (m) افزایش می‌یابد. بررسی مسیر همگرایی نشان می‌دهد متغیرها به مسیر تعادلی بلندمدت خود همگرا می‌شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

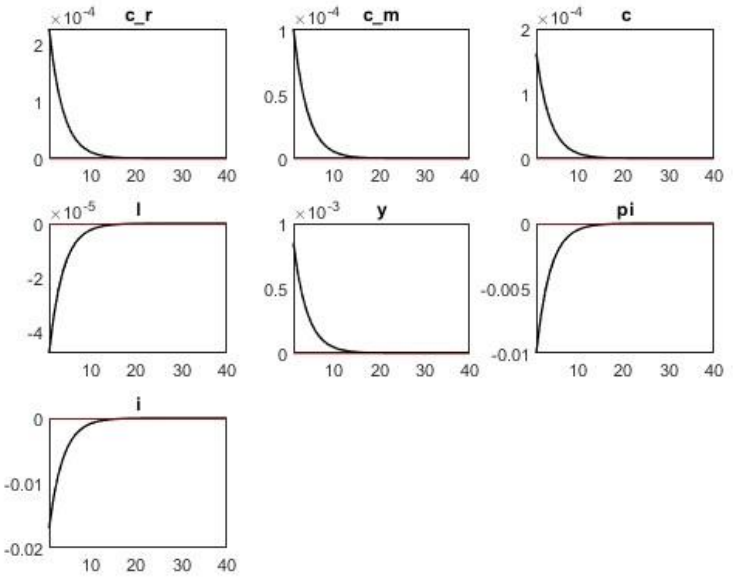
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

در سناریوی دوم، هنگامی که مصرف‌کنندگان غیر ریکاردینی در کنار مصرف‌کنندگان ریکاردینی وجود دارند، یک تکانه مثبت فناوری منجر به افزایش کمتری در مصرف خواهد شد، زیرا بهبود در فناوری به زمان نیاز دارد تا به افزایش واقعی درآمد جاری تبدیل شود. بنابراین، مصرف کنندگان غیرریکاردینی مصرف خود را بلافاصله افزایش نمی‌دهند، در حالی که مصرف کنندگان ریکاردینی بلافاصله با بهبود انتظارات درآمد (حتی قبل از افزایش درآمد جاری آنها) مصرف خود را با استقراض یا استفاده از پس انداز افزایش می‌دهند.

ساعات کار کل کاهش می‌یابد، زیرا ساعات کار مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی کاهش می‌یابد. دلیل این پدیده این است که دستمزد جاری خانوارهای غیرریکاردینی بلافاصله به اندازه‌ای افزایش نمی‌یابد که آنها را تشویق به کار بیشتر کند. علاوه بر این، عرضه نیروی کار مصرف کنندگان غیرریکاردینی انعطاف پذیری کمتری دارد، زیرا ممکن است مهارت‌های آنها با مشاغل جدید (مانند مشاغل فنی) سازگار نباشد و نمی‌توانند هزینه‌های آموزشی برای توسعه مهارت‌های خود را تحمل کنند. حضور خانوارهای غیرریکاردینی نیز به دلیل افزایش محدود مصرف آنها منجر به افزایش کمتر در تولید کل خواهد شد که با وجود در دسترس بودن فناوری، انگیزه شرکت‌ها را برای توسعه محدود می‌کند. این شرایط کاهش کمتر تورم را در پی دارد که بانک مرکزی را مجاب می‌کند تا نرخ بهره را با شدت کمتری کاهش دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]



شکل ۹. انحراف از وضعیت باثبات متغیرهای مدل،
با حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی در واکنش به تکانه مثبت فنآوری
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی

در این پژوهش، مکانیسم انتقال تکانه‌های منفی نفتی، تکانه‌های مثبت مخارج دولت، تکانه‌های مثبت مالیاتی و تکانه‌های مثبت فناوری و تأثیر آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران (به‌ویژه تولید، مصرف و ساعات کار) طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲، با تأکید بر نقش خانوارهای غیرریکاردینی بررسی شد. برای تحلیل این پویایی‌ها، از مدل DSGE مبتنی بر چارچوب کینزی جدید در اقتصاد باز استفاده شد. به‌منظور افزایش دقت برآورد پارامترها و تقویت اعتبار نتایج، از روش‌های بیزی بهره گرفته شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

مقایسه دو سناریوی اول (بدون مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی) و دوم (با حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی) نشان داد که خانوارهای غیرریکاردینی اثرات منفی تکانه‌های منفی نفتی و تکانه‌های مثبت مالیاتی را تشدید می‌کنند؛ به‌طوری‌که در مواجهه با این تکانه‌ها، کاهش مصرف، تولید و ساعات کار شدیدتر است. تفاوت این دو نوع تکانه در این است که با حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی، بانک مرکزی در واکنش به تکانه‌های منفی نفتی نرخ بهره را با شدت بیشتری افزایش می‌دهد؛ در حالی که در مواجهه با تکانه‌های مثبت مالیاتی، تمایل به کاهش بیشتر نرخ بهره دارد.

حضور خانوارهای غیرریکاردینی همچنین اثرات مثبت تکانه‌های مثبت مخارج دولت را تقویت می‌کند؛ به‌گونه‌ای که با وقوع این تکانه، مصرف، تولید و ساعات کار بیش‌تر افزایش می‌یابند. این نتایج با مطالعات طائفه جباری و همکاران (۱۴۰۱)، غرایی و همکاران (۱۳۹۸) و حقیقت و همکاران (۱۳۹۶) هم‌راستا است. در نتیجه، نرخ تورم بیش‌تر کاهش یافته و بانک مرکزی نرخ بهره را به میزان بیش‌تری کاهش می‌دهد.

از سوی دیگر، خانوارهای غیرریکاردینی اثرات مثبت تکانه‌های مثبت فناوری را خنثی می‌کنند؛ به‌گونه‌ای که مصرف و تولید افزایش کمتری داشته و ساعات کار کاهش می‌یابد. این یافته‌ها با نتایج فرلانتو و سنیکا (۲۰۱۲) همسو است. در نتیجه، کاهش تورم کمتر بوده و نرخ بهره توسط بانک مرکزی کمتر کاهش می‌یابد.

نتایج این مطالعه شامل چند توصیه مهم برای سیاست گذاران می‌باشد : اول- دولت باید اثرگذاری خانوارهای غیرریکاردینی در برابر تکانه‌های منفی نفتی، تکانه‌های مثبت مالیاتی و تکانه‌های مثبت فناوری را کاهش دهد. یکی از راهکارهای مؤثر می‌تواند

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

پرداخت حواله‌های نقدی موقت به خانوارهای کم‌درآمد (غیرریکاردینی) برای تشویق آنها به افزایش مصرف باشد. دوم- دولت باید مشوق‌های مالیاتی برای شرکت‌هایی که مصرف کنندگان غیرریکاردینی (کم درآمد یا کم مهارت) را استخدام می‌کنند، ارائه دهد. دولت همچنین باید یک سیستم مالیاتی تصاعدی منعطف را اجرا کند که نرخ‌های مالیات بر درآمد را برای گروه‌های کم درآمد کاهش دهد و مالیات بر ثروت و عایدی سرمایه را در دوره‌های رشد افزایش دهد. این امر برای اطمینان از این است که ساعات کاری پس از تکانه‌های منفی نفتی، تکانه‌های مثبت مالیاتی و تکانه‌های مثبت فناوری کاهش نمی‌یابد. سوم- دولت باید حمایت مالی از بنگاه‌های کوچک و متوسط را افزایش دهد تا وابستگی خانوارهای غیرریکاردینی به درآمد شغلی کمتر شود. چهارم- دولت باید با ارائه مشوق‌های مالیاتی برای پس انداز بلندمدت و ارائه ابزارهای سرمایه‌گذاری مطمئن و سودآور، پس انداز و سرمایه‌گذاری را در میان خانوارهای غیرریکاردینی تحریک کند. پنجم: بانک مرکزی باید نرخ بهره را به گونه‌ای تنظیم کند که ضمن تقویت آثار مثبت ناشی از حضور مصرف‌کنندگان غیرریکاردینی، از پیامدهای منفی احتمالی آن‌ها نیز بکاهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی، ایلناز؛ پورکاظمی، محمدحسین و ابراهیم بهرامی‌نیا (۱۳۹۵). «اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*.۷(۲۵)و ۱۳۲-۱۱۳ .

امیرعلی، محمد؛ بخشی دستجردی، رسول و محمد واعظ برزانی (۱۴۰۱). «آثار حقیقی کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری: رهیافتDSGE ». *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)و ۶۲۸-۵۸۳.

تک روستا، علی؛ مهاجری، پریسا؛ محمدی، تیمور و عباس شاکری (۱۳۹۸). «تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای منتخب با تأکید بر تکانه‌های ناشی از ریسک سیاسی اوپک». *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*. ۸(۳۰)و ۶۰-۲۳.

توکلی، سپیده؛ هوشمند، محمود؛ سلیمی‌فر، مصطفی و ابراهیم گرجی (۱۳۹۹). «بررسی نقش صندوق توسعه ملی در مواجهه با شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران از کانال مخارج دولت با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۳)، ۹۱-۵۷ .

توکلیان، حسین؛ محمدی، تیمور و یونس خداپرست (۱۴۰۱). «مدل سازی اثرات تکانه‌های قیمت نفت و ارتقای تکنولوژی تولید آن بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد DSGE». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۹(۱)، ۹۳-۵۳ .

جهانی رائینی، پروانه؛ مرتضوی، امیر و محمدمهدی مجاهدی (۱۳۸۵). «بررسی آثار درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران (به‌عنوان موردی مشابه بیماری هلندی)». *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۱۴(۳۹ و ۴۰)، ۱۰۴-۱۳۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

حقیقت، جعفر؛ حبیب‌زاده، امین و نازیلا محرم جودی (۱۳۹۶). «سیاست مالی اقتصاد ایران در یک مدل DSGE (با تأکید بر خانوارهای غیرریکاردین)». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۳)، ۵۸۰-۵۵۱.

حسینی‌نسب، سیدابراهیم و منا میرکاظمی مود (۱۳۸۸). «اثر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی منتخب کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت». *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۲(۷)، ۲۷-۴۳.

خیابانی، ناصر و حسین امیری (۱۳۹۱). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی». *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*. ۹(۳)و ۵۹-۲۵.

خوش کلام خسروشاهی، موسی (۱۳۹۸). «اثرات متقارن و نامتقارن تکانه‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷ (۱ (پیاپی ۲۵))، ۱۶۲- ۱۴۲ .

خیراندیش، الهام؛ مشیری، سعید؛ خیابانی، ناصر و احمدرضا جلالی نائینی (۱۳۹۹). «آثار شوک‌های قیمت جهانی نفت با در نظر گرفتن اثرات سرریز تجارت: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۳)، ۵۹-۲۹ .

رجبی، مصطفی و محدثه کریمی (۱۳۹۵). «تحلیل اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی و سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران،۱۳۹۲-۱۳۶۹، رویکرد الگوی خود توضیح برداری ساختاری». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. (۲۰)۵، ۲۷۴-۲۵۳.

روشن، رضا؛ پهلوانی، مصیب و محمد نبی شهیکی‌تاش (۱۳۹۳). «بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم یافته در ایران». *مدلسازی اقتصادی*، ۸(۱ (پیاپی ۲۵))، ۶۵-۵۳ .

رضازاده علی (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر نرخ ارز در ایران: رهیافت غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ». *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۲۴(۷۹)، ۱۴۴-۱۲۳.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

سلیمانزاده، ایرج؛ فعالجو، حمیدرضا و حسن حیدری (۱۳۹۸). «بررسی تأثیر تکانه درآمدهای نفتی ایران بر متغیرهای کلان اقتصادی در قالب مدل .(DSGE) *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۱)، ۱۸۲-۱۴۹.

شاکری، عباس (۱۳۹۹). *اقتصاد کلان* (نظریه‌ها و سیاست ها)، جلد دوم، انتشارات رافع.

صمدی، سعید؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و نوشین معلمی (۱۳۸۸). «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران». *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۱۷(۵۲)، ۲۶-۵.

طایفه جباری، رقیه؛ محمدی، تیمور و جاوید بهرامی (۱۴۰۱). «کاربردهای سیاست مالی با حضور خانوارهایی با مصرف سرانگشتی با استفاده از تحلیل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۹(۱)، ۵۶-۲۷.

غرایی، رها؛ اسلاملوییان، کریم؛ هادیان، ابراهیم و زهرا دهقان (۱۳۹۸). «نقش مشارکت خانوارها در بازارهای مالی در اثر گذاری تکانه پولی بر پویایی‌های اقتصاد کلان در ایران». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۳)، ۲۲-۱.

غفاری‌نژاد، امیرحسین؛ مداح، مجید و مصطفی سرگلزایی (۱۴۰۱). «ارتباط رقابت سیاسی، رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی در استان‌های کشور». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۳۰ (۱۰۱) ، ۴۶۴-۴۲۱ .

غلامپور، الهام؛ محمدی، تیمور؛ ابوالحسنی هستیانی؛ اصغر و محسن مهرآرا (۱۴۰۰). «واکنش اقتصاد کلان جهانی در پاسخ به تکانه‌های نفتی و مقایسه آسیب‌پذیری کشورهای منتخب: رهیافت خودبازگشت برداری جهانی». *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۰(۳۸)، ۱۹۴-۱۵۵.

قربانی، مسعود؛ چشمی، علی؛ سلیمی‌فر، مصطفی و عظیم نظری (۱۴۰۰). «اثرگذاری تکانه مالیات بر ارزش افزوده بر اقتصاد ایران؛ تحلیل حساسیت چسبندگی قیمت با الگوی DSGE». *پژوهشنامه مالیات*. ۲۹(۵۰)، ۱۷۷-۱۴۳ .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

کاویانی زهرا، یوسفی کوثر، جلالی نائینی احمدرضا، حسینی محمد (۱۴۰۰). «بررسی و اندازه‌گیری اثر حذف درآمدهای نفتی در یک مدل تولید و تجارت جهانی». *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۲۹ (۹۷)، ۱۰۰-۶۱ .

کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان (۱۳۹۱). «سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۸(۳)، ۱۱۷-۸۷.

متوسلی و همکاران (۱۳۸۹). «طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیو کینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۴(۱)، ۱۱۶-۸۷.

مشیری، سعید و خیراندیش، الهام (۱۳۹۸). «نقش تجارت در اثرگذاری شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۴(۲)، ۴۴۳-۴۶۳.

محنت فر، یوسف؛ فلاحتی، علی و نازنین زهرا ستوده (۱۳۹۸). «ارزیابی اثر نامتقارن شوک درآمد نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی (مطالعه تجربی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۴۸)». *راهبرد اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۳۵- ۵ .

مهرگان، نادر و یونس سلمانی (۱۳۹۳). «شوک‌های قیمتی پیش بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از مدل‌های چرخشی مارکف». *اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)*، ۳(۱۲)، ۲۰۹-۱۸۳ .

موسوی، خجسته و دهقانی (۱۴۰۲). «شکل گیری و پایداری عادت‌های مصرفی در خانوارهای ایران». *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال هفدهم شماره ۱ (پیاپی ۶۱، بهار ۱۴۰۲).

مهرآرا، محسن و کامران نیکی اسکویی (۱۳۸۵). «تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۰(۴۰)، ۳۲-۱ .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

نصیری، سمیرا؛ داودی، پرویز؛ صمصامی، حسین و حسین توکلیان (۱۴۰۲). «سیاست بهینه پولی و برآورد اعتبار سیاست گذار پولی در ایران با رویکرد DSGE». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۳(۸۸)، ۵۳- ۵.

Akarsu O., Aktug E. & M. Kucukbayrak (2024). "Hand-to-mouth households in the Eurosystem and the transmission of monetary policy". SSRN. https://doi.org/10.2139/ssrn.5014446

Calvo G.A. (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework". *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398.

Campagne B. & A. Poissonnier (2016). "Structural reforms in DSGE models: A case for sensitivity analyses". *Documents de Travail de l'Insee - INSEE Working Papers*, g2016-07, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.

Céspedes C., Fornero J.A. & J. Galí (2011). "Non-Ricardian aspects of fiscal policy in Chile". *Economía Chilena*, 14(2), 25-45.

Chikonda Mtendere Chilolo & Chortareas Georgios (2024). "Informality, rule-of-thumb consumers, and the effectiveness of monetary policy in emerging economies". *The Quarterly Review of Economics and Finance, Elsevier*, vol. 97(C).

Farzanegan M.R. & R. Zamani (2025). "Oil rents shocks and corruption in Iran". *Review of Development Economics*, 29(2), 887–916.

Farzanegan M.R. & T. Krieger (2017). "The response of income inequality to positive oil rents shocks in Iran: Implications for the post-sanction period". *MAGKS Papers on Economics* 201733.

Farzanegan Mohammad Reza & Markwardt Gunther (2009). "The effects of oil price shocks on the Iranian economy". *Energy Economics, Elsevier*, vol. 31(1), 134-151.

Francis N. & V.A. Ramey (2005). "Is the technology-driven business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revised". *Journal of Monetary Economics*, 52(8), 1379-1399.

Furlanetto F. & M. Seneca (2007). "Rule-of-thumb consumers, productivity and hours". *Working Paper 2007/05*, Norges Bank.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

Galí J. (1999). "Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations?". *American Economic Review*, 89(1), 249-271. Retrieved from NYU Stern.

Galí J., López-Salido J.D. & J. Vallés (2007). "Understanding the effects of government spending on consumption". *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.

Junlin Mu, Lipeng Yan & Shanshan Wu. (2022). "Growing with inequality: A DSGE model with heterogeneous human capital and endogenous economic growth". *Applied Economics*.

Kahneman D. (2003). "Maps of bounded rationality: Psychology for behavioral economics". *American Economic Review*, 93(5), 1449–1475. https://doi.org/10.1257/000282803322655392

Liu Z. & L. Phaneuf (2013). "The transmission of productivity shocks: What do we learn about DSGE modeling?". *Annals of Economics and Statistics*, (109-110), 283-304.

Marto R. (2014). "Assessing the impacts of non-Ricardian households in an estimated New Keynesian DSGE model". *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 150(2), 123-145.

Mu J., Yan L. & S. Wu (2022). "Growing with inequality: A DSGE model with heterogeneous human capital and endogenous economic growth". *Applied Economics*.
https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2117778

Morita H. (2015). "State-dependent effects of fiscal policy in Japan: Do rule-of-thumb households increase the effects of fiscal policy". *Journal of Macroeconomics*, 43(C), 49-61.

Mu J. & L. Yan (2021). A DSGE model with endogenous economic growth and fiscal expenditure (Working Paper). School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, China; Business School, Beijing Normal University, China.

Nakhli S.R. , Rafat M., Bakhshi Dastjerdi R. and M. Rafei (2020). "A DSGE Analysis of the Effects of Economic Sanctions: Evidence from the Central Bank of Iran". *Iranian Journal of Economic Studies*, 9(1), 35-70.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]

Palas M. (2017). *The role of heterogeneous households in the DSGE model: Application to the Czech Republic (Master's thesis). Charles University, Faculty of Social Sciences*, Institute of Economic Studies. (Supervisor: Božena Bobková).

Schilling M.A. (2015). "Technology shocks, technological collaboration, and innovation outcomes". *Organization Science*, 26(3), 668-686.

Straub R. & G. Coenen (2005). "Non-Ricardian households and fiscal policy in an estimated DSGE model of the Euro Area". *Computing in Economics and Finance*.

Vasilev A. (2020). "An RBC model with non-Ricardian households: Lessons for Bulgaria (1999–2018)". *Journal of Economics and Development*, 22(3), 45-67.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.66224/qjerp.34.117.46]