



Assessing the Impact of Monetary Policy and Total Factor Productivity on the Iranian Industrial Sector through the application of New Keynesian Models

Ghasem Palouj^{1*}, Seyyed Fakhredin Fakhre Hosseini², Mohammad Ali Rastgar³, Ahmad Tashkini⁴

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Strategic Management, Supreme National Defense University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: ghasemp@gmail.com

2. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Islamic Azad University, Tonekabon Branch, Mazandaran, Iran. Email: f_fkm21@yahoo.com

3. Assistant Professor, Department of Systems and Productivity Management, Faculty of Industrial Engineering & Systems, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: ma_rastegar@modares.ac.ir

4. Associate Professor, Department of Economics, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran. Email: atashkini@gmail.com

Article Info

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 16-05-2023

Accepted: 08-01-2024

Keywords:

DSGE model, Total Factor Productivity, Monetary policy, Industry Sector.

Abstract

The main objective of this paper is to examine the influence of monetary policy and total factor productivity on the industrial sector of Iran. By assuming the Iranian economy and the division of the economy into two sectors (namely, the industrial and other economic sectors), and drawing on the seasonal data between the years 2000-2022 and the Central Bank's Input-output table for 2016, the paper adopts a suitable dynamic stochastic general equilibrium model based on the regional New Keynesian framework. After assigning values to some parameters obtained in previous studies and deriving an estimation regarding some of them, the variables were simulated and compared with real data to validate the model.

The results of the model simulation indicate that the total factor productivity shock of the industry sector's (as well as the total factor productivity shock of other sectors) has increasing effects on total production, production of the industry sector, production of other sectors, consumption and has had a reducing effect on inflation in the economy. Also, the shock of liquidity growth will cause the growth of total production, industrial sector production and other sectors production and will increase consumption, employment and inflation.

Cite this article: Palouj, Ghasem., Fakhre Hosseini, Seyyed Fakhredin., Rastgar, Mohammad Ali., & Tashkini, Ahmad. (2024). Assessing the Impact of Monetary Policy and Total Factor Productivity on the Iranian Industrial Sector through the application of New Keynesian Models. *Journal of Defense Economics & Sustainable Development*, 9 (31), 125-146.

[20.1001.1.25382454.1403.9.31.6.0](https://doi.org/10.125382454.1403.9.31.6.0)



© The Author(s) 2024. Published by Defense Economics Scientific Association of Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license)



بررسی تأثیر سیاست پولی و بهره وری کل عوامل تولید بر بخش صنعت اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای کینزین جدید

قاسم پالوج^{۱*}، سیدفخرالدین فخرحسینی^۲، محمدعلی رستگار^۳، احمد تشکینی^۴

۱. دانشجوی دکترا، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت راهبردی، دانشگاه عالی دفاع ملی، تهران، ایران. نویسنده مسئول.

رایانامه: ghasemp@gmail.com

۲. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تنکابن، مازندران، ایران.

رایانامه: f_fkm21@yahoo.com

۳. دانشیار، گروه مدیریت سیستم و بهره وری، دانشکده مهندسی صنایع و سیستم ها، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

رایانامه: ma_rastegar@modares.ac.ir

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، تهران، ایران.

رایانامه: atashkini@gmail.com

چکیده

اطلاعات مقاله

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تأثیر سیاست پولی و بهره وری کل عوامل تولید بر بخش صنعت اقتصاد ایران می باشد. از این رو با توجه به اقتصاد ایران یک مدل مناسب تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید با فرض تفکیک اقتصاد به دو بخش صنعت و سایر بخش های اقتصادی، طراحی شده است. داده های مورد استفاده، شامل داده های فصلی سال های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۱ و جدول داده - ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی می باشد. با مقارنتی برخی پارامترها از مطالعات گذشته و برآورد تعدادی از آنها، متغیرها شبیه سازی شده با داده های واقعی مقایسه و اعتبار مدل ارزیابی گردید. نتایج حاصل از شبیه سازی مدل حاکی از آن است که تکانه بهره وری کل عوامل تولید بخش صنعت (و همچنین تکانه بهره وری کل عوامل تولید سایر بخش ها)، دارای اثرات فزاینده بر تولید کل، تولید بخش صنعت، تولید سایر بخش ها، مصرف و اثر کاهنده بر تورم در اقتصاد بوده است. علاوه بر این تکانه رشد نقدینگی، تولید کل و ارزش افزوده بخش صنعت و ارزش افزوده سایر بخش های اقتصاد را افزایش خواهد داد و موجب رشد تورم، مصرف و اشتغال می گردد.

نوع مقاله:

مقاله علمی

تاریخچه مقاله:

تاریخ ارسال: ۱۴۰۳/۰۲/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۲

واژگان کلیدی:

مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، بهره وری کل عوامل تولید، سیاست پولی، بخش صنعت.

استناد به مقاله: پالوج، قاسم؛ فخرحسینی، سیدفخرالدین؛ رستگار، محمدعلی و تشکینی، احمد. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر سیاست پولی و بهره وری کل عوامل تولید بر

بخش صنعت اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای کینزین جدید، ۹(۳۱)، ۱۲۵-۱۴۶. [20.1001.1.25382454.1403.9.31.6.0](https://doi.org/10.1001.1.25382454.1403.9.31.6.0)

ناشر: انجمن علمی اقتصاد دفاع ایران

نویسندگان ©



۱. مقدمه

در صورت وقوع بحران‌ها، سیاست‌های کلان اقتصادی نقش مهمی در تثبیت قیمت‌ها و رشد اقتصادی زیست محیطی اعمال می‌کنند. اکثر کشورهای جهان با کاهش نرخ بهره و تزریق نقدینگی سنتی به سیستم مالی خود به بحران‌ها پاسخ داده‌اند (هایزر و موچیدا، ۲۰۰۹^۱). با این حال، همه کشورها، بدلیل ساختار سیاسی مانند اتحادیه پولی اروپا و یا وابستگی به سیاست پولی خود، انعطاف‌پذیری لازم برای اجرای سیاست‌های کلان را ندارند (تومیک، ۲۰۱۲^۲). کشورهایی که نرخ بهره پایین‌تری دارند، ممکن است اثربخشی سیاست پولی خود را از دست بدهند زیرا کاهش نرخ بهره اضافی، می‌تواند ارزش پول ملی آن‌ها را با ایجاد جریان خروج سرمایه بی‌ثبات کند (هایزر و موچیدا، ۲۰۰۹). با توجه به این محدودیت‌های پولی، سیاست مالی برای تثبیت رشد اقتصادی و کنترل تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد (کرسانووا و همکاران، ۲۰۰۹^۳). معرفی بسته‌های محرک مالی قادر به افزایش تقاضای داخلی و کمک به مقابله با هر گونه از دست دادن اعتماد به نفس اقتصادی است (هایزر و موچیدا، ۲۰۰۹). با این حال، هزینه‌های غیرقابل تحمل، ممکن است منجر به کسری بودجه عظیم و همینطور سطوح بالای بدهی عمومی گردد. بدون پاسخ‌های مناسب سیاستی، اقتصاد ممکن است دچار رکود بلندمدت و عمیق گردد (کانن و همکاران، ۲۰۰۹^۴) و تکرار اشتباهات سیاستی ممکن است بحران را تشدید کند. لذا سوال مهم این است کدام نوع از سیاست برای بهبود رشد اقتصادی و کنترل تورم مناسب‌تر است؟

اقتصاددانان کینزی معتقد بودند که یک سیاست مالی توسعه یافته می‌تواند تقاضای کل و سطح تولید را از طریق ضرایب فزاینده افزایش دهد. در حالی که، پول‌گرایان معتقدند که سیاست پولی نقش مهم‌تری نسبت به سیاست مالی دارد. پول‌گرایان معتقد بودند که عرضه پول و رشد اقتصادی ارتباط مثبتی دارند، زیرا تولید به دلیل افزایش حجم پول افزایش خواهد یافت. اما درباره سیاست پولی یا مالی مناسب، پاسخ روشنی وجود ندارد. این روشن است که برای جلوگیری از هر نوع بحرانی، یک کشور باید برنامه جامع و مناسبی داشته باشد که با آن بتواند چنین رویدادهایی را درک و پیش‌بینی کند. با این حال، بیشتر تحقیقات موجود در مورد نقش سیاست پولی یا سیاست مالی به صورت جداگانه وجود دارد و به ندرت بر ترکیب و تعاملات بین سیاست‌های پولی و مالی تمرکز شده است.

از طرفی بخش صنعت به دلیل اهمیت و نقشی که در اقتصاد دارد، اصلی‌ترین حوزه به منظور تحقق اهداف موردنظر برای سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی محسوب می‌شود. از آنجایی که تداوم و افزایش تولید در کشور مستلزم نگاه مناسب به بخش صنعت است، توجه کافی به بخش صنعت و عوامل تقویت‌کننده آن، آشکار می‌باشد (رضایی و همکاران، ۱۳۹۹). لذا با توجه به مطالب ذکر شده، هدف این تحقیق بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و بهره‌وری کل عوامل تولید بر بخش صنعت اقتصاد ایران در چارچوب مدل‌های تعادل

¹ Heyzer & Mochida

² Tomsik

³ Kirsanova, Leith, & Wren-Lewis

⁴ Kannan, Scott, & Terrones

عمومی تصادفی می‌باشد. از این رو، پژوهش حاضر در پنج بخش تدوین شده است. بخش اول؛ مقدمه، بخش دوم؛ مبانی نظری و پیشینه تحقیق، بخش سوم؛ معرفی و تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، بخش چهارم؛ کالیبره کردن پارامترها، سنجش اعتبار مدل، شبیه‌سازی و توابع واکنش آنی و ارائه و نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم تقسیم بندی شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

نمونه اولیه مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی قبل از بحران سال ۲۰۰۷ که بر روی ساختار مدل چرخه واقعی تجاری ساخته شده بود تا چسبندگی‌های اسمی را در دو بازار کار و کالا و سایر بخش‌ها، امکان‌پذیر کنند. این مدل‌ها اغلب به عنوان مدل‌های Dsge کینزی جدید نامیده می‌شوند، اما برخی مدل‌های مزبور را به مدل‌های Dsge فریدمنیت^۱ می‌نامند. دلیل این نام‌گذاری این است که هسته اصلی این مدل‌ها بر اساس سخنرانی فریدمن (۱۹۶۸) در انجمن اقتصادی آمریکا، بنا نهاده شده است. بر اساس این دیدگاه، به غیر از ابر تورم‌ها، سیاست پولی در بلندمدت، اساساً هیچ تأثیری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید و نرخ بهره حقیقی ندارد. با این حال، به دلیل چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها، سیاست پولی در کوتاه‌مدت می‌تواند بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مؤثر باشد. به طور خاص، یک کاهش موقت در نرخ بهره اسمی با کاهش در نرخ بهره حقیقی همراه است؛ که این امر، خود موجب افزایش در فعالیت‌های اقتصادی و تورم خواهد شد.

مطابق با قاعده فیشر؛ تغییرات دائمی در سیاست پولی، موجب تغییرات به یک اندازه در تورم و نرخ بهره اسمی خواهد شد. اما مطابق با قاعده آنتی فیشرین^۲، تغییرات موقت در سیاست پولی، موجب تغییرات در نرخ بهره اسمی و تورم در جهت عکس یکدیگر خواهد شد. مدل‌های کینزی جدید؛ یون^۳ (۱۹۹۶)، کلاریدا، گالی و گرتلر^۴ (۱۹۹۹) و وودفورد و والش^۵ (۲۰۰۵) هر دو ویژگی را تأیید می‌کنند.

شهود اساسی پشت قاعده آنتی فیشرین، مدل کینزی جدید است که بیان می‌کند بنگاه‌ها قیمت‌های خود را بر اساس هزینه نهایی فعلی و آتی خود تعیین می‌کنند. وضعیت آینده اقتصاد، نسبتاً تحت تأثیر تکانه موقت سیاست پولی قرار نمی‌گیرد، بنابراین عدم پاسخ تورم به سیاست کاهش موقت در نرخ بهره اسمی، موجب کاهش نرخ بهره حقیقی خواهد شد. برای توضیح این مطلب باید گفت، جانشینی بین دوره‌ای خانوار موجب افزایش در مصرف جاری که این امر منجر به افزایش درآمد نیروی کار خواهد شد. این افزایش همزمانی منجر به افزایش مصرف و اشتغال می‌گردد. افزایش اشتغال باعث افزایش دستمزد و هزینه‌های نهائی شده که این امر منجر به افزایش تورم خواهد شد. از آنجا که تورم و نرخ بهره اسمی در جهت عکس یکدیگر حرکت

¹ Friedmanite

² anti-Fisherian

³ Yun

⁴ Clarida, Galí, and Gertler

⁵ Woodford, Walsh

می‌کنند، لذا مدل کینزی جدید دارای ویژگی آنتی فیشترین است. مدل‌های استاندارد کینزی جدید، قاعده فیش را تأیید می‌کند زیرا در بلندمدت این مدل‌ها تقریباً مشابه مدل‌های ادوار تجاری واقعی هستند.

جذابیت مدل‌های کینزی جدید برای بسیاری از محققان، بدلیل استواری بر مبانی خرد و همینطور توانایی در پاسخ به سوالات بیشماری که مدل‌های ادوار تجاری واقعی در برابر آن‌ها سکوت کرده بودند، می‌باشد. یکی از سوال‌های مهم مطرح شده این بود: نسخه‌های کمی این مدل‌ها باید چه ویژگی‌هایی داشته باشند؟ برای پاسخ به این سوال، ادبیات تجربی بر اثرات پویا در مواجهه با تکانه پولی متمرکز شد. این نوع تکانه مدتهاست که مورد توجه اقتصاددانان کلان بوده است. به عنوان مثال، فریدمن و شوارتز^۱ (۱۹۶۳) بخش عمده‌ای از تغییرات در ادوار تجاری را به تکانه‌های برونزا در عرضه پول نسبت دادند. در یک مدل ادوار تجاری واقعی، متغیرهای حقیقی به یک تکانه سیاست پولی واکنشی نشان نمی‌دهند در صورتیکه در یک مدل ساده کینزی جدید، این متغیرها در مواجهه با یک تکانه سیاست پولی، پاسخ نشان می‌دهند.

تکانه سیاست پولی می‌تواند اثرات مختلفی را در اقتصاد منعکس کند، زیرا سیاست‌گذاران اقدامات سیاستی خود را بر اساس داده‌های زمان-واقعی^۲ انجام می‌دهند که این داده‌ها ذاتاً دارای خطای اندازه‌گیری می‌باشند. لازم به ذکر است داده‌های اقتصادی زمان-واقعی و سایر آمار رسمی اغلب بر اساس برآوردهای اولیه است و بنابراین اغلب با در دسترس بودن برآوردهای بهتر، تعدیل می‌شود. برخی از اقتصاددانان معتقدند که سیاست اقتصادی، زمانی که بر اساس داده‌های زمان-واقعی که مستعد خطا هستند، در مقایسه با داده‌های دقیق‌تر (اصلاح شده)، ممکن است اثرات بسیار متفاوت‌تری داشته باشند. در یک مقاله مهم، سیمز^۳ (۱۹۸۶) استدلال کرد که باید تکانه‌های سیاست پولی را با اخلاص در تابع واکنش سیاست پولی با ابزار سیاست نرخ بهره کوتاه‌مدت، شناسایی کرد. برنانکه و بلیندر^۴ (۱۹۹۲) و کریستیانو، آیچنباوم و اوآنز^۵ (۱۹۹۶، ۱۹۹۹) تکانه‌های سیاست پولی را با استفاده از این فرض که هیچ تأثیر همزمانی بر روی تورم و تولید ندارند، شناسایی کرده‌اند.

۲-۲. پیشینه پژوهش

اوکانو و همکاران^۶ (۲۰۲۴) در مطالعه خود با استفاده از منحنی فیلیپس کینزی جدید، ارتباط بین تورم و شکاف تولید را نشان می‌دهند. تحت تأثیر سیاست پولی و مالی بهینه، نرخ بهره اسمی و نرخ مالیات هر دو به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌شوند. تغییر نرخ مالیاتی از طریق تثبیت شکاف تولید، تثبیت تورم را فراهم می‌کند. علاوه بر این، تغییر در نرخ مالیاتی، مازاد مالی را ایجاد می‌کند.

¹ Friedman and Schwartz

² real-time data

³ Sims

⁴ Bernanke and Blinder

⁵ Christiano, Eichenbaum, and Evans

⁶ Okano, E., Inagaki, K., & Eguchi

ویتینوف و همکاران^۱ (۲۰۲۳) در مطالعه خود به تأثیر ساختار اقتصادی بین بخشی بر خواص مدل‌های DSGE، پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد تغییرات در قیمت‌های نسبی پس از یک تکانه صنعتی، می‌تواند بر تولید، واردات و تورم تأثیر داشته باشد.

بواکز و همکاران^۲ (۲۰۲۲) در مقاله خود نشان می‌دهند تکنه‌های مخارج دولت منجر به پاسخ‌های ناهمگون ارزش افزوده بخشی می‌شود که در میان صنایع بالادستی بزرگ‌تر است.

مولنارووا و ریتر^۳ (۲۰۲۲) در مطالعه خود به اهمیت نسبی تکنه‌های تقاضا و فناوری در ایجاد نوسانات چرخه تجاری، هم در سطح کل و هم صنایع جداگانه، پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد تکنه‌های تقاضای کل محرک اصلی نوسانات کل هستند. علاوه بر این نشان دادند افزایش بهره‌وری در یک صنعت، موجب کاهش قیمت محصولات آن صنعت شده و این امر منجر به افزایش استفاده از نهاده تولیدی آن صنعت در صنایع پایین دستی، بسته به کشش‌های جانشینی آنها، می‌شود.

لئو^۴ (۲۰۲۰) در مطالعه خود به اثر تکنه‌های مالی در اقتصاد داده - ستانده با پیوندهای تجاری و مالی بنگاه‌ها، نشان می‌دهد تکنه‌های مالی در صورت وجود چسبندگی مالی، می‌تواند بر بخش‌های بالادستی اقتصاد تأثیر بگذارد.

پستن و همکاران^۵ (۲۰۲۰) در مقاله خود به موضوع انتشار تکنه‌های سیاست پولی در اقتصادی با تولید ناهمگن^۶، برای بررسی انتقال تکنه‌های سیاست پولی یک مدلی تعادل عمومی پویای تصادفی ارائه می‌کنند که در آن ناهمگنی در چسبندگی قیمت، ساختار داده - ستانده، و اندازه بخش‌ها؛ با هم تعامل دارند.

گاوورپ^۷ (۲۰۱۹) در مقاله مدل چند بخشی داده - ستانده تعادل عمومی پویای تصادفی جمهوری چک، با استفاده از پیوندهای داده - ستانده بین بخش‌ها، اقتصاد را به سه بخش صنعت، مالی و سایر تفکیک می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که این مدل در مقایسه با مدل یک بخشی و بدون پیوندهای داده - ستانده، برآورد دقیق‌تری را برای ارزیابی متغیرهای کل فراهم و ساختار جزئی تری از اقتصاد ارائه می‌دهد.

گالسسی و راشدی^۸ (۲۰۱۹) در مقاله خود با فرض مدل کینزین جدید با دو بخش خدمات و تولید، به بررسی سیاست پولی می‌پردازند. با توجه به تحول ساختاری از بخش تولید به بخش خدمات، سهم خدمات در تامین نهاده‌های واسطه‌ای در طول زمان افزایش یافته است. در کشورهایی که حساسیت بیشتری به نهاده‌های واسطه‌ای بخش خدمات دارند، تورم به تکنه‌های سیاست پولی واکنش کمتری نشان می‌دهد.

¹ Votinov, Lazaryan

² Bouakez, et.al

³ Molnarova, Reiter

⁴ Luo

⁵ Pasten, et.al,

⁶ Heterogeneous Production Economy

⁷ Gawthorpe

⁸ Galesi, Rashedi

بنی سعید و همکاران (۱۴۰۲) نشان داده‌اند سیاست‌های پولی متعارف و غیرمتعارف نقش مهم و معنی‌داری در رشد اقتصادی دارد. کشت کاران و همکاران (۱۳۹۹) در بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن ایران با الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE نشان دادند، یک واحد تکانه مثبت باعث می‌شود ارزش خالص در بخش مسکن ۱۲ درصد افزایش یابد. از طرفی با تغییر در اندازه تکانه و همچنین با اعمال یک سیاست پولی مشابه، یکبار در رکود و بار دیگر در رونق، واکنش متغیرهای الگو نیز متفاوت خواهد بود.

عطار و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود نشان دادند، یک تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های اقتصادی، دارای اثرات فزاینده بر تولید کل، تولید بخشی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری بوده و پس از چند دوره، اقتصاد به تعادل مجدد می‌رسد. سعادت مهر و غفاری (۱۳۹۸) در بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران نشان دادند که تکانه افزایش حجم پول، باعث افزایش تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال در کنار افزایش تورم می‌شود. همچنین تکانه افزایش مخارج دولتی، تولید، اشتغال و تورم را افزایش داده اما سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد.

کشاوری و پارسا (۱۳۹۷) با بررسی تأثیر تکانه اخبار و نیز تکانه سیاست پولی بر نوسانات بخش مسکن نشان می‌دهند تکانه اخبار می‌تواند منجر به نوسانات قیمت مسکن شود. اما تأثیرگذاری تکانه صحیح اخبار متفاوت از تکانه ناصحیح اخبار است بدین صورت که اثر تکانه ناصحیح اخبار در بخش مسکن ماندگار است. علاوه بر این تأثیر تکانه سیاست پولی بر قیمت حقیقی بخش مسکن منفی است.

وفامند و همکاران (۱۳۹۷) در بررسی اثرات تکانه‌های پولی بر تولید نشان می‌دهند که سیاست‌های مثبت و منفی پولی در دوره رکود و همچنین در دوره رونق اقتصادی دارای اثرات نامتقارن بر رشد تولیدات داخلی بوده و میزان اثرگذاری تکانه‌های پولی مثبت و منفی بر تولید، در دوران رکود نسبت به دوران رونق بیشتر است.

تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات فوق‌الذکر در این است که این پژوهش، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران طراحی می‌کند که در آن اقتصاد به دو بخش صنعت و سایر بخش‌ها تفکیک شده است و تلاش دارد تأثیر سیاست‌های پولی و بهره‌وری کل عوامل تولید را بر بخش صنعت و برخی متغیرهای کلان اقتصادی نشان دهد.

۳. روش شناسی پژوهش

۳-۱. تصریح الگو

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات و یافتن پاسخ برای هدف تحقیق از مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) به پیروی از کاستا^۱ (۲۰۱۸) استفاده خواهد شد. مدل پیشنهادی شامل خانوار، بخش بنگاه‌ها که خود از دو بخش بنگاه نمونه تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه

^۱ Costa Junior

بخشی، دولت و مقام پولی می‌باشد. به منظور مدل‌سازی قسمت بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه بخشی از مطالعه بواکز و همکاران (۲۰۲۲) استفاده شده است. در فرایند تعدیل موجودی سرمایه، هزینه تعدیل میزان بهره‌برداری از سرمایه در مدل لحاظ شده است. به تبعیت از مطالعات گرین وود و همکاران^۱ (۱۹۸۸)، کینگ و ریبلو^۲ (۲۰۰۰)، کریستیانو و همکاران^۳ (۲۰۰۵)، هزینه تعدیل موجودی سرمایه تابعی از تغییر در سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده است. در این مدل عادات بیرونی مصرف‌کننده (چشم هم چشمی) در بخش خانوارها لحاظ شده است، تا اینکه مدل پایداری در رفتار مصرف‌افراد را بخوبی بیان نماید (فوهر،^۴ ۲۰۰۰ و مک کالوم و نلسون،^۵ ۱۹۹۹).

علاوه بر موارد فوق، به دلیل ویژگی خاص اقتصاد ایران که عمدتاً درآمد آن به نفت وابسته است و دولت در این اقتصاد غالب است، بخش نفت و مخارج دولت جایگاه ویژه‌ای در مدل دارد که بصورت معادلات مختلف در مدل لحاظ شده است و همچنین مکانیزیم‌های ارتباطی نفت با سایر متغیرها مدل‌سازی شده است. متغیر نفت هم از کانال تابع تولید و هم از طریق تغییر در پایه پولی سایر متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. درخصوص سیاست‌گذاری بخش پولی چون در ایران نرخ بهره کنترل شده است، از بهره به عنوان ابزار پولی استفاده نمی‌شود در عوض از نرخ رشد نقدینگی استفاده می‌شود. سیاست‌های پولی در چارچوب هم قاعده و صلاحدید مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۳-۱-۱. خانوارها

خانوارها از مصرف کالاها و نگهداری مانده‌های حقیقی پول برای خانوار مطلوبیت و ارایه کار بیشتر از مطلوبیتش کاسته می‌شود. ارزش حال مطلوبیت‌هایی خانوار نمونه به شکل زیر می‌باشد:

$$E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{1}{1-\sigma_c} (c_t^i - hc_{t-1})^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_l} (L_t^i)^{1+\sigma_l} + \frac{1}{1-\sigma_m} \left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c} \right)^{1-\sigma_m} \right] \quad (1)$$

که در آن β عامل تنزیل زمانی، σ_c عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_l بیانگر عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_m عکس کشش مانده حقیقی پول نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد.

فرض می‌شود مصرف کل (C_t)، ترکیبی از مصرف کالای بخش صنعت (C_t^M) و سایر بخش‌های اقتصادی (C_t^S) است که توسط بنگاه‌های تولیدی تأمین می‌شود. این کالاها از طریق جمعگر دیگسیت-استیگیلیتز با هم ترکیب می‌شوند، یعنی

$$C_t = \left[\chi_M \frac{1}{\eta_c} (C_t^M)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + \chi_S \frac{1}{\eta_c} (C_t^S)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \quad (2)$$

¹ Greenwood et al.

² King & Rebelo

³ Christiano et al.

⁴ Fuhrer

⁵ McCallum and Nelson

که در آن χ_M و χ_S به ترتیب سهم کالاهای بخش صنعت و سایر بخش‌های اقتصاد در کل سبد مصرفی خانوارها و $\chi_M + \chi_S = 1$ و η_C کنش جانشینی بین کالاهای بخش صنعت و سایر بخش‌ها را نشان می‌دهد. خانوارها هزینه خرید سطح مصرف ترکیبی C_t را حداقل می‌کنند. در خصوص کالاهای بخش صنعت و سایر بخش‌ها، آنها مسئله زیر را حل می‌کنند:

$$\min_{C_t} P_t^M C_t^M + P_t^S C_t^S$$

s. t

$$C_t = \left[\chi_M \frac{1}{\eta_C} (C_t^M)^{\frac{\eta_C-1}{\eta_C}} + \chi_S \frac{1}{\eta_C} (C_t^S)^{\frac{\eta_C-1}{\eta_C}} \right]^{\frac{\eta_C}{\eta_C-1}} \quad (۳)$$

که در آن مصرف کالای بخش صنعت (C_t^M) و سایر بخش‌ها (C_t^S) و P_t^M و P_t^S به ترتیب شاخص قیمت کالای بخش صنعت و سایر بخش‌ها است. از حل شرایط مرتبه اول رابطه (۳) می‌توان توابع تقاضا برای کالاهای مصرفی دو بخش مذکور به صورت زیر به دست آورد:

$$C_t^M = \chi_M \left(\frac{P_t^M}{P_t^C} \right)^{-\eta_C} C_t \quad (۴)$$

$$C_t^S = \chi_S \left(\frac{P_t^S}{P_t^C} \right)^{-\eta_C} C_t \quad (۵)$$

که در آن P_t^C بیانگر شاخص کل قیمت مصرف کننده می‌باشد.

با جایگزینی روابط (۴-۵) در سبد مصرفی خانوارها $P_t^M C_t^M + P_t^S C_t^S$ به ترتیب روابط بین شاخص کل قیمت مصرف کننده کالاهای تولیدی (P_t^C)، شاخص قیمت مصرف کننده کالاهای بخش صنعت (P_t^M) و شاخص قیمت مصرف کننده سایر بخش‌ها (P_t^S) به دست می‌آید، یعنی

$$P_t^C = \left[\chi_M (P_t^M)^{1-\eta_C} + \chi_S (P_t^S)^{1-\eta_C} \right]^{\frac{1}{1-\eta_C}} \quad (۶)$$

بعد از ترکیب بهینه کالاهای هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت مورد انتظار خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداقل کننده.

قید بودجه بین دوره‌ای خانوارها را بر حسب قیمت‌های حقیقی را می‌توان بصورت زیر بیان کرد:

$$c_t^i + I_t^i + b_t^i + m_t^{c,i} = (1 + r_{t-1}^d) \frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} - T_t^i + y_t^i \quad (۷)$$

که در آن I_t^i میزان سرمایه‌گذاری، b_t^i اوراق مشارکت، r_{t-1}^d بیانگر نرخ بهره اسمی اوراق مشارکت، T_t^i مالیات خانوارها، P_t^i شاخص قیمت سرمایه‌گذاری می‌باشد و خانوار ثروت خود را بصورت مانده واقعی پول $m_t^{c,i}$ و اوراق مشارکت b_t^i نگهداری می‌کنند و y_t^i بیانگر درآمد خانوارها می‌باشد که بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t^i = \frac{W_t^i}{P_t^c} L_t^i + R_t^k k_{t-1}^i - \psi(z_t^i) k_{t-1}^i \quad (۸)$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار ($\frac{W_t^i}{P_t^c} L_t^i$)، اجاره سرمایه منهای هزینه مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه به دست می‌آید. در رابطه (۸)، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقی سرمایه است. شروط مرتبه اول برای هر دوره بشرح زیر است:

$$(\partial c_t) (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_C} = \lambda_t \quad (۹)$$

$$(\partial I_t) \quad Q_t \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \cdot \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t Q_{t+1} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 = \lambda_t \quad (10)$$

$$(\partial K_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} R_{t+1}^k + \beta (1 - \delta) E_t Q_{t+1} \quad (11)$$

$$(\partial b_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t^d) \frac{1}{n_{t+1}^c} = \lambda_t \quad (12)$$

$$(\partial m_t^c) \quad \varepsilon_t^M (m_t^c)^{-\sigma_m} = \lambda_t - \beta E_t \lambda_{t+1} \frac{1}{n_{t+1}^c} \quad (13)$$

$$(\partial L_t) \quad -L_t^{\sigma_1} + \lambda_t \frac{W_t}{P_t^c} = 0 \quad (14)$$

۳-۱-۲. بنگاه‌ها

۳-۱-۲-۱. بنگاه نمونه تولیدکننده کالای نهائی

تولیدکننده کالاهای نهائی به تبعیت از دکسیتز^۱ (۱۹۹۷)، واحدهای کالای بخشی Y_t^i که توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای بخش صنعت و سایر بخش‌ها تولید می‌شود، را با قیمت اسمی P_t^i خریداری و کالای نهائی خود یعنی Y_t را تولید می‌کند:

$$\left[\omega_M \frac{1}{\zeta} (Y_t^M)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} + \omega_S \frac{1}{\zeta} (Y_t^S)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} \right]^{\frac{\zeta}{\zeta-1}} \geq Y_t \quad (15)$$

که در آن ζ - کشش قیمتی تقاضا برای کالای بنگاه بخشی را نشان می‌دهد. مارک-آپ^۲ ناخالص برابر است با $\frac{\zeta}{\zeta-1}$ با حل شرط مرتبه اول، تابع تقاضای برای هر دو بنگاه نمونه بصورت زیر خواهد بود:

$$Y_t^M = \left[\frac{P_t^M}{P_t^c} \right]^{-\zeta} Y_t \quad (16)$$

$$Y_t^S = \left[\frac{P_t^S}{P_t^c} \right]^{-\zeta} Y_t \quad (17)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهائی در بازارهای رقابتی فعالیت می‌کند، لذا سود این بنگاه صفر است؛ شرط سود صفر P_t^c بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t^c = \left[\omega_M (P_t^M)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} + \omega_S (P_t^S)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} \right]^{\frac{\zeta}{\zeta-1}} \quad (18)$$

برای همه $t=0, 1, \dots$ در این معادله قیمت کالای نهائی P_t^c فقط به قیمت کالای واسطه P_t^i بستگی دارد که $i = M$ و S است.

۳-۲-۱-۲. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه بخشی

در بخش کالاها، بنگاه i در دوره t ، واحد از کالا را به صورت زیر تولید می‌کند:

$$[H_t^i]^{\xi_i} [B_t^i K_{t-1}^i]^{\alpha_i} [L_t^i]^{v_i} = Y_t^i \quad i = M, S \quad (19)$$

که در آن $0 < v_i, \xi_i, \alpha_i < 1$ است. L_t^i نیروی کار بخشی، K_{t-1}^i موجودی سرمایه و H_t^i نهاده‌های واسطه در بخش‌های مختلف را نشان می‌دهند. لازم به ذکر است که خانوار با توجه به نرخ دستمزد W_t به میزان L_t^i واحد

¹ Dixit-Stiglitz

² markup

نیروی کار به i امین تولیدکننده کالای هر بخش عرضه می‌کند. کل نیروی کار عرضه شده به تولیدکننده‌های این دو بخش توسط خانوار منتخب در هر دوره برابر است با:

$$L_t = [\psi_M(L_t^M) + \psi_S(L_t^S)] \quad (20)$$

علاوه بر این برای سرمایه و نهاده واسطه نیز می‌توان اینگونه بیان کرد:

$$K_t = [\kappa_M(K_t^M) + \kappa_S(K_t^S)] \quad (21)$$

$$H_t = [\lambda_M(H_t^M) + \lambda_S(H_t^S)] \quad (22)$$

در سه معادله اخیر تکانه بهره‌وری B_t^i از یک فرایند اتورگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$B_t^i = \rho_t^{B^i} B_{t-1}^i + \varepsilon_t^{B^i} \quad (23)$$

بنگاه نمونه تولیدکننده کالاهای بخش صنعت و سایر بخش‌ها در بازار رقابت انحصاری کالای خود را به فروش می‌رساند. پس، بنگاه نمونه تولیدکننده i ، قیمت P_t^i را در طی دوره t مشخص می‌کند. بنگاه تولیدکننده کالای بخش i در تصمیم پویا در یک زمان صفر، هزینه‌هایش را با توجه به مقدار معینی تولید حداقل می‌کند. لذا تابع هدف بنگاه بخش i به صورت زیر است:

$$\min_{H_t^i, K_{t-1}^i, L_t^i} \frac{W_t^i}{P_t^i} L_t^i + R_t^K K_{t-1}^i + P_t^H H_t^i \quad (24)$$

s. t

$$[H_t^i]^{\xi_i} [B_t^i K_{t-1}^i]^{\alpha_i} [L_t^i]^{v_i} = Y_t^i$$

W_t^i دستمزد اسمی بخش i ، R_t^K نرخ بازدهی سرمایه و Y_t^i تقاضای کالای بخش i که شامل بخش صنعت و سایر بخش‌ها و P_t^H قیمت نهاده‌های واسطه است. شرایط مرتبه اول مربوط به مسئله بهینه یابی بنگاه‌ها عبارتند از:

$$\frac{W_t^i}{P_t^i} = [H_t^i]^{\xi_i} [B_t^i K_{t-1}^i]^{\alpha_i} [L_t^i]^{-v_i} (1 - v_i) \quad (25)$$

$$R_t^K = [H_t^i]^{\xi_i} [B_t^i K_{t-1}^i]^{-\alpha_i} [L_t^i]^{v_i} (1 - \alpha_i) \quad (26)$$

$$P_t^H = [H_t^i]^{-\xi_i} [B_t^i K_{t-1}^i]^{-\alpha_i} [L_t^i]^{-v_i} (1 - \xi_i) \quad (27)$$

که در آن μ_t ضریب لاگرانژ و بیانگر هزینه نهایی بر حسب قیمت‌های حقیقی است.

از ترکیب دو معادله (۲۵) و (۲۶) رابطه نسبت سرمایه به نیروی کار به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{K_{t-1}^i}{L_t^i} = \frac{(1 - \alpha_i) W_t^i}{(1 - v_i) R_t^K P_t^i} \quad (28)$$

از ترکیب دو معادله (۲۵) و (۲۷) رابطه نسبت نیروی کار به نهاده‌های واسطه به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{H_t^i}{L_t^i} = \frac{(1 - \xi_i) W_t^i}{(1 - \alpha_i) P_t^H P_t^i} \quad (29)$$

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای برای تعدیل قیمت‌ها از روش کالو^۱ (۱۹۸۳) استفاده می‌کنند. یعنی در هر دوره تنها $(1 - \theta_p)$ درصد از آنها قادر خواهند بود تا بطور بهینه قیمت محصول خود را تعدیل کنند، بقیه بنگاه‌ها (θ_p) درصد) که نمی‌توانند در دوره جاری قیمت‌ها را بصورت بهینه تعیین کنند براساس قیمت‌های گذشته با استفاده از فرمول زیر بصورت جزئی قیمت‌ها را شاخص‌بندی می‌کنند.

$$P_{t+1}^i = (\pi_t^i)^{\tau_p} P_t^i \quad (30)$$

¹ Calvo (1983)

که در آن $\pi_t^i = \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i}$ بیانگر نرخ تورم تولیدات بخش i و τ_p پارامتری است که درجه شاخص‌بندی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. شرط مرتبه اول و ترکیب آن با قاعده تغییرات شاخص قیمت کل، نهایتاً رابطه پویایی‌های نرخ تورم داخلی را به صورت لگاریتم-خطی، می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\hat{\pi}_t^i = \frac{\beta}{1+\beta\tau_p} + \frac{\tau_p}{1+\beta\tau_p} \hat{\pi}_{t-1}^i + \frac{1}{1+\beta\tau_p} \cdot \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p} \widehat{mc}_t^i \quad (31)$$

معادله (۳۱) منحنی فیلیپس برای بخش i را نشان می‌دهد که در اینجا $i = M, S$ دو بخش صنعت و سایر بخش‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر دو منحنی فیلیپس خواهیم داشت.

۳-۱-۳. مقام پولی

مشابه مطالعه برگ و همکاران (۲۰۱۰) برای کشورهای در حال توسعه با درآمد پائین و دارای درآمد نفتی و مطالعه دقیر^۲ (۲۰۱۰) برای کشور غنا، قید بودجه دولت به قیمت حقیقی از طریق رابطه زیر بیان می‌شود:

$$g_t + \frac{(1+r_t^d)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega \cdot EX_t \cdot o_t}{p_t^c} + T_t + other_t + fa_t + \frac{GBD_t}{p_t^c} \quad (32)$$

که در آن g_t کل مخارج دولت، EX_t نرخ ارز اسمی، o_t درآمدهای ارزی نفتی، b_t اوراق مشارکت، T_t درآمدهای مالیاتی، $other_t$ سایر درآمدها و fa_t واگذاری شرکت‌های دولتی، GBD_t کسری بودجه دولت است. همان‌طور که مشخص است دولت ω درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند.

برای سیاست‌گذار پولی، فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد بدهی بانک ها به بانک مرکزی (بخشی از پایه پولی) می‌باشد. این فرض بهترین فرضی است که می‌تواند رفتار سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را توضیح دهد. همچنین فرض می‌شود که سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد بدهی بانکها به بانک مرکزی (ابزار پولی) را به‌صورت کاملاً صلاح‌دیددی در جهت رسیدن به دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می‌کند. به‌علاوه، فرض می‌شود که بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی برای تورم که برای عموم اعلام گردد، ندارد. با این حال به دلیل وجود هدف‌گذاری در برنامه‌های توسعه، سیاست‌گذاران همیشه سعی دارند تا یک هدف ضمنی را دنبال نمایند. با توجه به این نکات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به‌شکل لگاریتم-خطی) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\theta}_t = \rho_\theta \hat{\theta}_{t-1} + \theta_\pi \hat{\pi}_t^c + \theta_y \hat{y}_t + \theta_{rer} \widehat{rer}_t + \varepsilon_t^\theta \quad (33)$$

$$\hat{\theta}_t = \hat{m}_t^c - \hat{m}_{t-1}^c + \hat{\pi}_t^c \quad (34)$$

که در آن $\hat{\theta}_t$ نرخ رشد اسمی پایه پولی^۳، $\hat{\pi}_t^c$ و \widehat{rer}_t به‌ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید و نرخ ارز حقیقی از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_π ، θ_y و θ_{rer} ضریب اهمیتی که سیاست‌گذاری به‌ترتیب برای شکاف تورم، تولید و نرخ ارز لحاظ می‌کند.

¹ Berg et al.

² Dagher et al. (2010)

^۳ البته این ابزار ممکن است نرخ رشد نقدینگی نیز باشد که در مرحله کالیبره کردن و برآورد پارامترها آزمون خواهد شد.

۳-۱-۴. تعادل بازار

بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

$$y_t = c_t + i_t + g_t + \frac{ex_t(P_t^e x_t + o_t)}{P_t^c} \quad (35)$$

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

۴-۱- کالیبره کردن پارامترها

در این قسمت نتایج حاصل از مقداردهی پارامترها ساختاری الگو و محاسبه مقادیر بابت‌های متغیرها ارائه می‌گردد. برای برخی ضرایب از مقادیر مطالعات پیشین استفاده شده و برخی دیگر مانند تعدادی از نسبت‌ها و پارامترها در وضعیت تعادل یکنواخت با استفاده از داده‌های فصلی بانک مرکزی برای سال‌های ۱۳۷۹ - ۱۴۰۱ بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ و جدول داده - ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی، محاسبه شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق بر حسب میلیارد ریال و متغیر نرخ ارز به صورت ریال می‌باشد. برای روندزایی متغیرها از رهیافت فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده است. سایر ضرایب نیز بر اساس الگوریتم معرفی شده توسط کانوا (۲۰۰۷) به گونه‌ای مقداردهی شده است که بیشترین انطباق بین گشتاورهای مدل طراحی شده با داده‌های واقعی را حاصل نماید. نتایج حاصل از مقداردهی الگو در جدول (۱) آورده شده است.

جدول شماره (۱) نتایج حاصل از مقداردهی نسبت‌های مدل

متغیر	عنوان	مقدار	منبع
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	۰/۹۷	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
h	درجه پایداری عادات	۰/۳	فخرحسینی (۱۳۹۳)
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌های مصرف	۰/۸	کاوند (۱۳۸۹)
σ_I	عکس کشش نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی	۲/۹۲	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
σ_m	عکس کشش مانده حقیقی پول نسبت به نرخ بهره	۱/۳۱۵	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
η_c	کشش جانشینی بین کالاهاى بخش صنعت و سایر بخش‌ها	۱/۶	محاسبات تحقیق
χ_M	سهم کالاهاى بخش صنعت	۰/۲۱	محاسبات تحقیق
χ_S	سهم کالاهاى سایر بخش‌ها	۰/۷۹	محاسبات تحقیق
φ	کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۱	نرمال شده
ν_M	سهم نیروی کار در تابع تولید بخش صنعت	۰/۴۸۳	محاسبات تحقیق
ν_S	سهم نیروی کار در تابع تولید سایر بخش‌ها	۲/۹۲	محاسبات تحقیق
ξ_M	سهم نهاده در تابع تولید بخش صنعت	۰/۶۲۳	محاسبات تحقیق
ξ_S	سهم نهاده در تابع تولید سایر بخش‌ها	۲/۷۱	محاسبات تحقیق
λ_M	وزن نهاده برای بخش صنعت	۰/۴۲۳	محاسبات تحقیق
λ_S	وزن نهاده برای سایر بخش‌ها	۰/۵۷۷	محاسبات تحقیق
κ_M	وزن سرمایه برای بخش صنعت	۰/۱۴۴	محاسبات تحقیق
κ_S	وزن سرمایه برای سایر بخش‌ها	۰/۸۵۸	محاسبات تحقیق

منبع	مقدار	عنوان	متغیر
محاسبات تحقیق	۰/۱۸۸	وزن نیروی کار برای بخش صنعت	ψ_M
محاسبات تحقیق	۰/۸۱۲	وزن نیروی کار برای سایر بخش‌ها	ψ_S
محاسبات تحقیق	۰/۴۲	ضریب فرایند خودرگسیون تکانه بهره‌وری صنعت	ρ_M
محاسبات تحقیق	۰/۳۸	ضریب فرایند خودرگسیون تکانه بهره‌وری سایر بخش‌ها	ρ_S
شاهمرادی (۱۳۸۹)	۰/۰۴۲	نرخ استهلاک سرمایه	δ
منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	-۱/۵۴	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	θ_π
منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	-۱/۷۰	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	θ_y
منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۰/۸۰	ضریب اهمیت نرخ ارز حقیقی در تابع عکس‌العمل پولی	θ_{rer}
منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۰/۳۷	ضریب خودرگسیونی مرتبه اول تکانه پولی	ρ_θ
پارسا و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۲۵	ضریب خودرگسیونی مرتبه اول تکانه درآمدهای نفتی	ρ_o
محاسبات تحقیق	۰/۱۴	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید	ynoM_yno
محاسبات تحقیق	۰/۸۶	نسبت ارزش افزوده سایر بخش‌ها به تولید	ynoS_yno
محاسبات تحقیق	۱/۱۶	نسبت شاخص قیمت کالاهای بخش صنعت به شاخص قیمت مصرف کننده	gama_Mbar
محاسبات تحقیق	۱/۰۸	نسبت شاخص قیمت کالاهای سایر بخش‌ها به شاخص قیمت شاخص مصرف کننده	gama_Sbar

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. سنجش اعتبار مدل

برای بررسی و ارزیابی میزان موفقیت مدل ارایه شده، از میزان سازگاری و نزدیکی گشتاورهای تولید شده از کالیبراسیون مدل ساختگی با گشتاورهای دنیای واقعی استفاده می‌کنیم. به عبارت دیگر، با استفاده از پارامترهای برآورد شده و نسبت‌های محاسبه شده می‌توان اقدام به شبیه‌سازی سری‌زمانی متغیرها در مدل کرد که هر چه گشتاورهای این سری‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای سری‌های زمانی متناظر در دنیای واقعی بیشتر به هم نزدیک باشد، نشان از موفقیت مدل ارایه شده در شبیه‌سازی دنیای واقعی دارد.

جدول شماره (۲) مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی (نمونه مورد بررسی

حاوی داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۱ است)

متغیرها	نوسانات (انحراف معیار)		نوسانات نسبی (نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید)	
	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل
تورم	۰/۰۱۸	۰/۰۲۵	۰/۶۲	۰/۹۶
مصرف	۰/۰۳۲	۰/۰۲۱	۱/۱۰	۰/۸۴
تولید	۰/۰۲۹	۰/۰۲۶	۱	۱

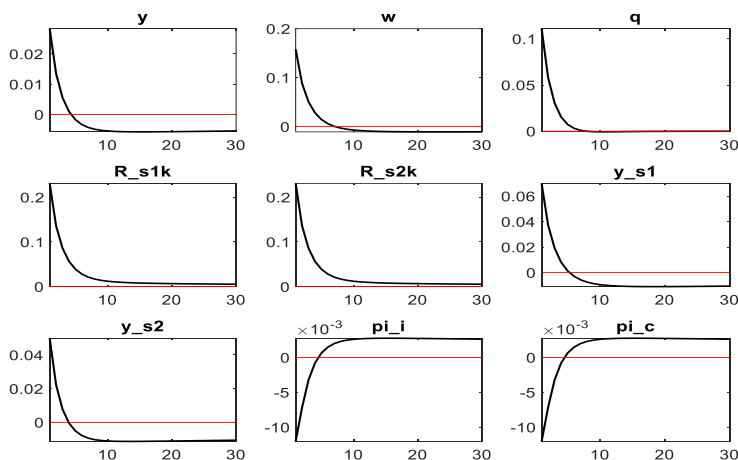
منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. نتایج کمی شبیه سازی سیستم معادلات مدل و تجزیه و تحلیل آن

در این قسمت، با استفاده از پارامترهای برآوردی و همچنین محاسبه برخی پارامترها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، سیستم معادلات لگاریتم - خطی با استفاده از نرم افزار dynare شبیه‌سازی شده است که در قسمت بعدی تحلیل آثار تکانه بهره‌وری بخش‌های صنعت و سایر بخش‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین تکانه نقدینگی و درآمدهای نفتی و سپس تجزیه واریانس هر یک از تکانه‌ها بر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی تشریح و ارائه می‌گردد.

الف. آثار تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت

براساس نمودار شماره (۱) مشاهده می‌شود که وقوع یک تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت (به میزان ۲ درصد) باعث افزایش تولید و سرمایه‌گذاری می‌شود؛ جایی که تولید به حدود ۲/۵ درصد افزایش یافته و سرمایه‌گذاری نیز به تدریج افزایش می‌یابد و در نتیجه آن حجم موجودی سرمایه کشور نیز افزایش می‌یابد. نهایتاً به دلیل افزایش تقاضای نیروی کار، دستمزد نیز حدوداً تا ۱۵ درصد افزایش می‌یابد. این تکانه موجب افزایش تولید بخش صنعت به میزان ۶ درصد و تولید سایر بخش‌ها به اندازه ۴ درصد خواهد شد. تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت، در ابتدا موجب می‌شود نرخ تورم حدود ۱ درصد کاهش یابد و بعد از ۱۰ دوره به وضعیت باثبات خود باز گردد.



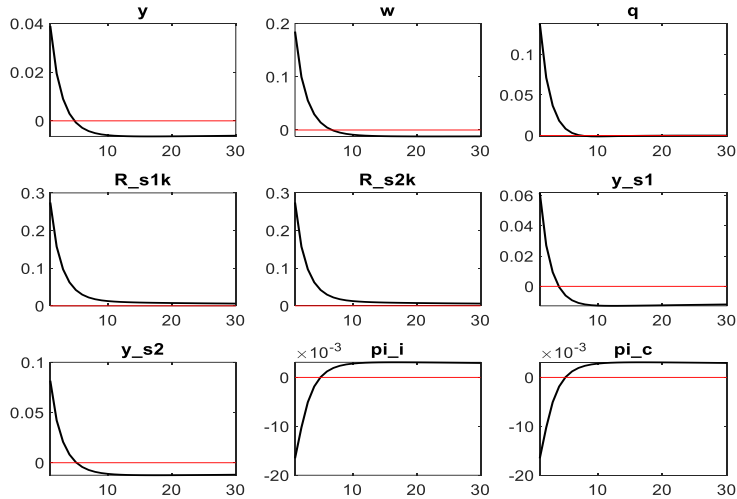
نمودار شماره (۱) توابع عکس العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه بهره‌وری بخش صنعت به اندازه ۲ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

Y: تولید کل؛ y_{s1} و y_{s2} به ترتیب تولید بخش صنعت و تولید سایر بخش‌ها، w: دستمزد، q: موجودی سرمایه، R_{s1k} و R_{s2k} نرخ بازدهی سرمایه بخش صنعت و سایر بخش‌ها، π_i : قیمت کالای سرمایه‌ای و π_c : نرخ تورم

ب. آثار تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش سایر بخش‌ها

براساس نمودار شماره (۲) مشاهده می‌شود که وقوع یک تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش سایر بخش‌ها (به میزان ۲ درصد) موجب افزایش تولید بخش صنعت به میزان ۶ درصد و تولید سایر بخش‌ها به اندازه ۸ درصد می‌شود و بعد از ۱۰ دوره به وضعیت باثبات باز خواهد گشت.



نمودار شماره (۲) توابع عکس العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه بهره‌وری بخش سایر بخش‌ها به اندازه ۲ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

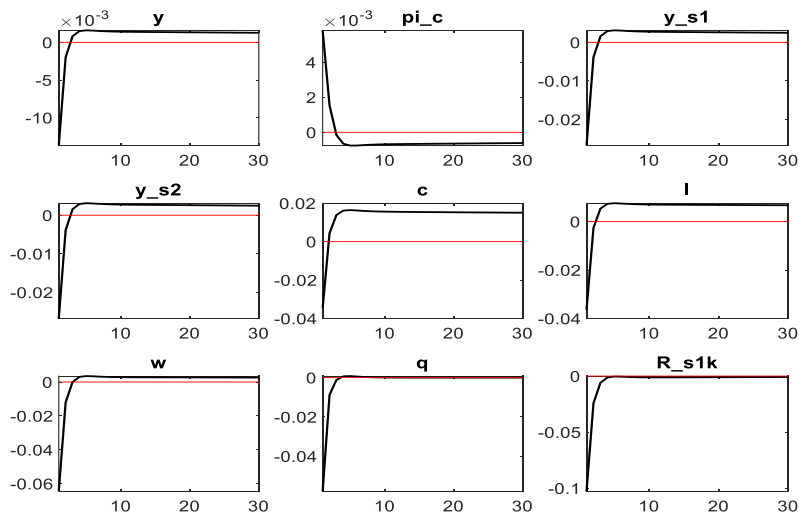
Y: تولید کل؛ y_{s1} و y_{s2} به ترتیب تولید بخش صنعت و تولید سایر بخش‌ها، W: دستمزد، q: موجودی سرمایه، R_{s1k} و R_{s2k} نرخ بازدهی سرمایه بخش صنعت و سایر بخش‌ها، π_i : قیمت کالای سرمایه‌ای و π_c : نرخ تورم

یک تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش سایر بخش‌ها، موجب افزایش تولید و سرمایه‌گذاری می‌شود. جایی که تولید به حدود ۴ درصد افزایش یافته و سرمایه‌گذاری نیز به تدریج افزایش می‌یابد و در نتیجه آن حجم موجودی سرمایه کشور نیز افزایش می‌یابد. تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش سایر بخش‌ها به میزان ۲ درصد، در ابتدا موجب نرخ تورم حدود ۱/۵ درصد کاهش می‌یابد و بعد از ۸ دوره به وضعیت باثبات باز خواهد گشت. علاوه بر این نهایتاً به دلیل افزایش تقاضای نیروی کار، دستمزد نیز حدوداً تا ۲۰ درصد افزایش می‌یابد.

ج. آثار تکانه درآمدهای نفتی دولت

مکانیزم اثرگذاری نفت در این مدل هم از طریق تغییر در خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی که باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول شده و هم از طریق تغییر در درآمدهای نفتی دولت انجام می‌شود که

مخارج دولت به ویژه مخارج عمرانی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از طرفی نیز توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه نفتی، نشان می‌دهد با افزایش درآمدهای حاصل از نفت، چون بخش عظیمی از این درآمد به بانک مرکزی فروخته می‌شود، باعث افزایش ذخایر خارجی بانک مرکزی شده و نهایتاً پایه پولی را افزایش می‌دهد. افزایش درآمدهای ارزی دولت، باعث کاهش نرخ ارز در بازار آزاد می‌شود، دلیل آن این است که با افزایش درآمدهای ارزی، دولت ارز بیشتری در اختیار بانک مرکزی قرار داده و در نتیجه وضعیت ارزی بانک مرکزی بهبود یافته و قدرت مانور زیادی برای عرضه ارز در بازار داشته و نهایتاً نرخ ارز را در بازار پایین می‌آورد. با کاهش نرخ ارز، واردات افزایش خواهد یافت. در نتیجه تکانه ۲ درصدی افزایش درآمدهای نفتی، طرف تقاضای اقتصاد چه از سوی دولت و واردات کالاها و خدمات و چه به لحاظ گسترش پایه پولی و نقدینگی حالت انبساطی داشته که به تبع آن مصرف خصوصی افزایش می‌یابد، تقاضای کل افزایش یافته و وضعیت اشتغال بهبود یافته و نهایتاً تورم ۰/۵ درصد افزایش خواهد یافت.



نمودار شماره (۳) توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه درآمدهای نفتی به اندازه ۲ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

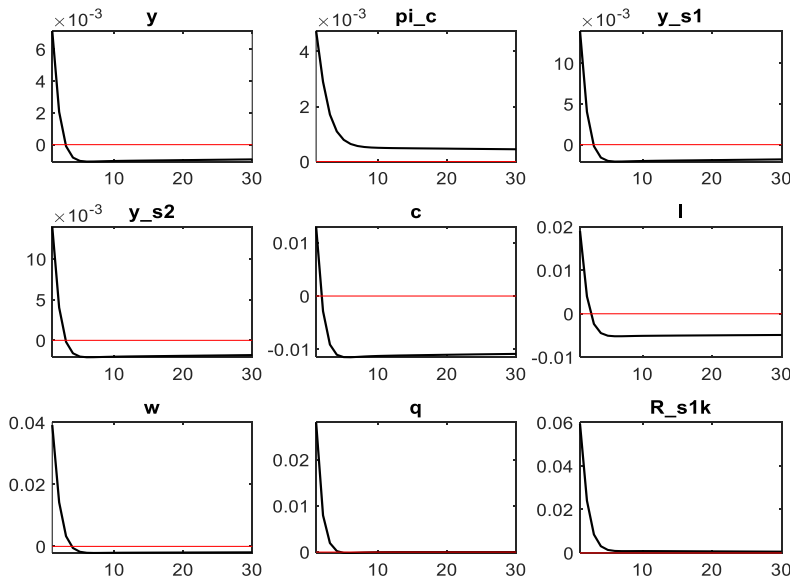
Y: تولید کل؛ y_{s1} و y_{s2} به ترتیب تولید بخش صنعت و تولید سایر بخش‌ها، w: دستمزد، q: موجودی سرمایه، R_{s1k} و نرخ بازدهی سرمایه بخش صنعت، i: اشتغال، pi_i : قیمت کالای سرمایه‌ای و pi_c : نرخ تورم

د. آثار تکانه رشد نقدینگی

با وارد شدن تکانه رشد نقدینگی به میزان ۲ درصد در اقتصاد ایران، تورم را به میزان ۰/۵ درصد افزایش داده و به تبع آن دستمزدهای اسمی افزایش می‌یابد، لذا سیاست‌گذاران بایستی برای رسیدن به اهداف خود،

لازم است که در اعمال هرگونه سیاست، تبعات ناشی از افزایش پایه پولی را در نظر بگیرند. با ایجاد شرایط تورمی، بدلیل کاهش نرخ بهره حقیقی، میزان مصرف نیز از طریق معادله اولر افزایش می‌یابد، زیرا در فرایند بهینه‌یابی مصرف خانوارها، مطلوبیت نهایی پس‌انداز آنها در برابر مصرف کاهش یافته و مصرف خود را افزایش می‌دهند.

تکانه ۲ درصدی در نقدینگی، تولید را به میزان ۰/۶ درصد در سال اول افزایش داده و این میزان، به تدریج کاهش می‌یابد. در واقع نقدینگی جدید ایجاد شده که به شکل سپرده‌های جدیدی در بانک‌ها نگهداری می‌شود، بخشی از آن به صورت اعتبارات بانکی به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده می‌شود. با توجه به اینکه اعتبارات بانکی، به عنوان یک عامل تسهیل کننده برای خرید نهاده می‌باشد، باعث می‌شود ارزش افزوده بخشی از فعالیت‌ها تحت تأثیر قرار گرفته و موجب افزایش تولید این بخش‌ها گردد؛ بطوریکه ارزش افزوده بخش صنعت و سایر بخش‌های اقتصاد به موجب این تکانه، افزایش می‌یابد. همچنین تکانه مثبت رشد نقدینگی، مصرف و اشتغال را افزایش می‌دهد.



نمودار شماره (۴) توابع عکس العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه رشد نقدینگی به اندازه ۲ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

Y: تولید کل؛ y_{s1} و y_{s2} به ترتیب تولید بخش صنعت و تولید سایر بخش‌ها، w: دستمزد، q: موجودی سرمایه، R_{s1k} و نرخ بازدهی سرمایه بخش صنعت، l: اشتغال، π_i : قیمت کالای سرمایه‌ای و π_c : نرخ تورم

هـ. تجزیه واریانس

در این بخش و بر اساس جدول تجزیه واریانس، رفتار متغیرهای درون‌زای اصلی مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مشخص شود اثرات کدام یک از چهار تکانه نقدینگی، درآمد نفتی، بهره‌وری بخش صنعت و بهره‌وری سایر بخش‌ها؛ اثرگذاری و سهم بیشتری بر تغییرات متغیرهای تولید کل، تولید بخش صنعت، تولید سایر بخش‌ها و تورم کل دارد. بر این اساس در نوسانات هر دو متغیر تولید کل و تولید بخش صنعت به ترتیب تکانه‌های نقدینگی، بهره‌وری بخش صنعت، درآمدهای نفتی و بهره‌وری سایر بخش‌ها بیشترین سهم را دارد. برای نوسانات متغیر تولید سایر بخش‌ها، پس از تکانه نقدینگی سهم غالب با تکانه درآمد نفتی است. در مورد متغیر تورم کل، تکانه نقدینگی با سهم بیش از ۹۷ درصد تاثیرگذارترین عامل می‌باشد.

جدول شماره (۳) اثر اولیه تکانه ۲ درصدی تکانه‌ها بر متغیرهای اقتصادی (درصد)

عنوان متغیر	تکانه نقدینگی	تکانه درآمدهای نفتی	تکانه بهره‌وری بخش صنعت	تکانه بهره‌وری سایر بخش‌ها	جمع کل تکانه‌ها
تولید کل	۶۹/۱	۱۰/۹	۱۱/۵	۸/۹	۱۰۰
تولید بخش صنعت	۴۷/۰	۱۸/۵	۲۲/۶	۱۱/۹	۱۰۰
تولید سایر بخش‌ها	۵۴/۳	۲۶/۴	۱۲/۷	۶/۷	۱۰۰
تورم کل	۹۷/۴	۲/۷	۰/۰۲	۰/۰۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

۵-۱. نتیجه‌گیری

مقاله حاضر با بکارگیری یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مشتمل بر بخش‌های خانوار، بنگاه، دولت، بانک مرکزی (مقام پولی)، به بررسی اثر تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های صنعت و سایر بخش‌ها اقتصاد ایران و تکانه‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر متغیرهای اقتصادی کلان و بخشی می‌پردازد.

بررسی‌های به عمل آمده‌گویی آن است که هر دو تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش سایر بخش‌ها، منطبق بر انتظارات تئوریک، باعث انتقال منحنی عرضه (کل یا بخشی) به سمت راست شده و در اولین مرحله از فرایند پویای تعدیل متغیرهای موجود در مدل، باعث افزایش تولید و کاهش قیمت‌ها می‌شوند. نتایج این تکانه‌ها را می‌توان افزایش مصرف، اشتغال و دستمزد، کاهش تورم بخشی و کل و افزایش سرمایه‌گذاری و تولید کل و تولید بخشی عنوان کرد.

بر این اساس مشاهده می‌شود که ارتقاء بهره‌وری به عنوان یکی از منابع رشد اقتصادی در اقتصاد ایران نیز، منطبق بر مباحث تئوریک، نقش مثبت خود را در ارتقاء تولید کل و تولیدات بخشی نشان داده و به خوبی مؤید این سیاست مندرج در قوانین پنجساله توسعه (پیشرفت) اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی

ایران است که با درجه اعتماد بالایی می‌توان به اثر این سیاست کلان بر رشد اقتصادی، کاهش تورم و تثبیت قیمت‌ها، افزایش رفاه عمومی، بهبود قدرت خرید پول و ... اشاره کرد.

بر اساس نتایج بدست آمده از شبیه‌سازی مدل، در نتیجه افزایش درآمدهای نفتی دولت، با بسط نقدینگی، مصرف افزایش می‌یابد، و با افزایش تقاضای کل، تورم افزایش خواهد یافت. مطابق با نتایج مدل، در نتیجه تکانه مثبت رشد نقدینگی، تورم افزایش خواهد یافت و به تبع آن دستمزدهای اسمی افزایش می‌یابد، با ایجاد شرایط تورمی، بدلیل کاهش نرخ بهره حقیقی، میزان مصرف نیز از طریق معادله اولر افزایش می‌یابد، زیرا در فرایند بهینه‌یابی مصرف‌کنندگان، مطلوبیت نهایی پس‌انداز آنها در برابر مصرف کاهش یافته و مصرف خود را افزایش می‌دهند. نتایج نشان داد تکانه مثبت نقدینگی، تولید را افزایش داده و از طریق اعتبارات بانکی، ارزش افزوده بخش‌ها تحت تاثیر قرار گرفته و موجب افزایش تولید این بخش‌ها می‌گردد؛ بطوریکه ارزش افزوده بخش صنعت و سایر بخش‌های اقتصاد به موجب این تکانه، افزایش می‌یابد. همچنین تکانه مثبت رشد نقدینگی، مصرف و اشتغال را افزایش می‌دهد.

۵-۲. پیشنهادها

با توجه به نتایج پژوهش بهره‌وری کل عوامل تولید موجب تقویت تولید در بخش صنعت شده است. لذا بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران به منظور نیل به تحقق اهداف سیاست‌گذاری‌های صورت گرفته در برنامه‌های پنج‌ساله، با توجه به دامنه گسترده اثرگذاری این عامل بر متغیرهای مختلف اقتصادی، امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر می‌نماید که باید مد نظر مسئولین امر قرار گیرد.

با توجه به نتایج پژوهش رشد نقدینگی یکی از عوامل موثر بر تورم بوده است. لذا در سیاست‌گذاری برای کاهش تورم بایستی ملاحظات کاهش رشد نقدینگی را مد نظر قرار داد. به عنوان توصیه سیاستی، به منظور کنترل رشد نقدینگی تعیین شده با پیگیری جدی سیاست کنترل مقداری رشد ترازنامه بانک‌ها و موسسات اعتباری و جریمه بانک‌های متخلف از طریق افزایش نسبت سپرده قانونی، اقدامات موثری را در جهت کنترل و کاهش قدرت خلق پول بانک‌ها و در نهایت کاهش رشد نقدینگی انجام داد.

از طرفی نفت در اقتصاد ایران بدلیل وابستگی ساختاری به بخش‌های اقتصادی، عادات مصرفی مردم و واردات، نقش اساسی در تغییر تمام متغیرهای اقتصادی دارد. لذا تا زمانی که تغییر اساسی در ساختارهای اقتصادی صورت نگیرد، تکانه‌های افزایش قیمت نفت اقتصاد را به رکود برده، مصرف و سرمایه‌گذاری کاهش یافته و تورم را افزایش می‌دهد (جهادی، علمی، ۱۳۹۰). به عنوان توصیه سیاستی، همانگونه که صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۵) نیز پیشنهاد می‌نماید، به منظور کاهش اثرگذاری درآمدهای نفتی بر نوسانات اقتصادی و دستیابی به ثبات محصول می‌توان از طریق اتخاذ سیاست‌های مناسب به قطع ارتباط بین تکانه نفتی و تولید ناخالص داخلی پرداخت. لذا لازم است بانک مرکزی با اتخاذ سیاست ضد ادواری مناسب، به ازاء یک میزان ارزش وثیقه‌ای مشخص، اقدام به کاهش میزان تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی نماید؛ در نتیجه، با بروز تکانه‌های نفتی، بخش خصوصی در جهت مخالف تولید خود را تعدیل کرده و از این طریق می‌توان به ثبات محصول دست یافت.

منابع و مأخذ

منابع فارسی

- بنی سعید، الهام؛ زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم. (۱۴۰۲). تجزیه و تحلیل اثرات سیاست‌های پولی متعارف و غیرمتعارف بر رشد اقتصادی در شرایط نااطمینانی با استفاده از روش تعادل عمومی تصادفی. *اقتصاد باثبات*، ۴(۱)، ۲۵۱.
- رضایی، محسن؛ حسنی مقدم، رفیع؛ متقی، سمیرا؛ فرهنگ، امیرعلی و صادقی، فرزانه. (۱۳۹۹). سیاست گذاری پولی و رشد بخش صنعت (بررسی وضع موجود و آرایه الگوی مطلوب)، *راهبرد اقتصادی*، ۳۳(۳)، ۵-۳۶.
- سعادت مهر، مسعود و غفاری، هادی. (۱۳۹۸). بررسی مقایسه ای اثرگذاری سیاست های پولی و مالی بر اقتصاد ایران در قالب یک الگوی DSGE، *مطالعات و سیاست های اقتصادی*، ۱۱(۱۶)، ۵۱-۷۴.
- عطار، خلیل؛ فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث. (۱۳۹۸). بررسی اثر تکانه بهره وری کل عوامل تولید بخش های کشاورزی، صنعت و خدمات بر متغیرهای کلان و بخشی اقتصاد ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱)، ۱۸۳-۲۱۴.
- فخرحسینی، سیدفخرالدین. (۱۳۹۳). ادوار تجاری حقیقی تحت ترجیحات مصرفی و فراغت در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۳(۱۱)، ۸۱-۱۰۶.
- کشاورز، هادی و پارسا، حجت. (۱۳۹۷). تکانه اخبار سیاست پولی و رونق و رکود بخش مسکن: یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا، *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۶(۸۶)، ۱۴۱-۱۶۸.
- کشت کاران، نجمه؛ بهبودی، داود و پناهی، حسین. (۱۳۹۹). اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد DSGE، *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۴(۲۱۸)، ۱۹۵-۲۱۸.
- محمدی پور، علی؛ سلمان پور زنوز، علی و فخرحسینی، سیدفخرالدین. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر تکانه های قیمتی انرژی بر اقتصاد نفت محور ایران در قالب متد مدلسازی نئوکینزی و استفاده از معادلات تعادل عمومی پویای تصادفی، *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۱۵(۵۷)، ۱۲۹-۱۶۴.
- منظور، داوود و تقی پور، انوشیروان. (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت: مورد مطالعه ایران. *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۳(۷۵)، ۴۴-۷.
- وفامند، علی؛ حقیقت، جعفر؛ فلاحی، فیروز و کریمی، زهرا. (۱۳۹۷). بررسی اثرات تکانه های پولی بر تولید: رویکرد Markov-switching DSGE، *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۸(۸۸)، ۲۰۹-۲۴۴.

منابع لاتین

- Bernanke, B. S. (1990). The federal funds rate and the channels of monetary transnission.
- Bouakez, H., Rachedi, O., & Santoro, E. (2023). The government spending multiplier in a multisector economy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(1), 209-239.
- Christiano, L. J. (1999). Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End. *Handbook of Macroeconomics/Elsevier North-Holland.*, 1, 65-148.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. S., & Evans, C. (1994). The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16-34.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, 37(4), 1661-1707.
- Costa, C. (2018). *Understanding dsge models: theory and applications*. Vernon Press.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (2008). A monetary history of the United States, 1867-1960. (Vol. 14). Princeton university press.
- Fuhrer, J. C. (2000). Optimal monetary policy in a model with habit formation (No. 00-5). Federal Reserve Bank of Boston.
- Galesi, A., & Rachedi, O. (2019). Services deepening and the transmission of monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, 17(4), 1261-1293.
- Gawthorpe, K. (2019). Input-Output DSGE Model for the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 28(5), 612-630.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Huffman, G. W. (1988). Investment, capacity utilization, and the real business cycle. *The American Economic Review*, 402-417.
- Heyzer, N., & Mochida, S. (2009). *The global economic and financial crisis: Regional impacts, responses and solutions*. New York, NY: United Nations Publications.
- Kannan, P., Scott, A., & Terrones, M. E. (2014). From recession to recovery: how soon and how strong. *Financial crises: causes, consequences, and policy responses*, 239.
- King, R. G., & Rebelo, S. T. (1999). Resuscitating real business cycles. *Handbook of macroeconomics*, 1, 927-1007.

- Kirsanova, T., Leith, C., & Wren-Lewis, S. (2009). Monetary and fiscal policy interaction: the current consensus assignment in the light of recent developments. *The Economic Journal*, 119(541), F482-F496.
- Luo, S. (2020). Propagation of financial shocks in an input-output economy with trade and financial linkages of firms. *Review of Economic Dynamics*, 36, 246-269.
- McCallum, B. T., & Nelson, E. (1999). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of Monetary economics*, 43(3), 553-578.
- Molnárová, Z., & Reiter, M. (2022). Technology, demand, and productivity: What an industry model tells us about business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 134, 104272.
- Okano, E., Inagaki, K., & Eguchi, M. (2024). Revisiting the fiscal theory of sovereign risk from a DSGE viewpoint. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 91, 101953
- Pasten, E., Schoenle, R., & Weber, M. (2020). The propagation of monetary policy shocks in a heterogeneous production economy. *Journal of Monetary Economics*, 116, 1-22.
- Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis?. *Quarterly Review*, 10(Win), 2-16.
- Tomsik, V. (2012). Some insights into monetary and fiscal policy interactions in the Czech Republic. *BIS Paper*, (67j).
- Votinov, A., Lazaryan, S., & Polshchikova, Y. (2023). The Impact of the Cross-Sectoral Economic Structure on the Properties of DSGE Models. *Russian Journal of Money and Finance*, 82(1), 32-54.
- Woodford, M., & Walsh, C. E. (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(3), 462-468.
- Yun, T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 345-370.