

## Studying the effects of the uncertainty shock of the economic policies on Iran's economy with the DSGE approach

Arash Yavarifar<sup>1</sup>, Karim Emami Jazeh<sup>\*2</sup>, Teymoor Mohammadi<sup>3</sup>

Received: 26-05-2023

Accepted: 05-08-2023

### Extended Abstract

**Purpose:** Economic uncertainty is a situation in which the future economic environment is difficult to predict, and there is a high degree of risk or unknown issues involved. This can be caused by a variety of factors, such as political instability, financial market volatility, or natural disasters. Economic uncertainty can have a significant impact on macroeconomic variables, such as GDP growth, investment, and consumption.

Economic uncertainty can have a number of negative consequences for the economy. It can lead to a decrease in investment, consumption, and economic growth. It can also lead to an increase in inflation and financial market volatility. If there is a political crisis, businesses may become more cautious about making investment decisions, as they are not sure what the future holds. This can lead to a decrease in investment, which can dampen economic growth. Similarly, if there is a financial crisis, consumers may become more cautious about spending money, as they are not sure whether they will lose their jobs or their investments will lose value. This can lead to a decrease in consumption, which can also dampen economic growth.

**Methodology:** As a basis for analysis, the stochastic dynamic general equilibrium (DSGE) model was used in this study. It is a type of economic model that combines elements of both microeconomics and macroeconomics. They are used to simulate the effects of economic shocks on macroeconomic variables. The DSGE model used in this study was based on Iran's data from 1989 to 2022. The model was then used to simulate the effects of economic uncertainty shocks on a variety of macroeconomic variables, including GDP growth, investment, consumption, the exchange rate, the interest rate, and inflation.

<sup>1</sup>. PhD Student in Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University-Science and Research Branch, Tehran, Iran. Email: arash.yavarifar@gmail.com

<sup>2</sup>. Corresponding Author. Associate Professor, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University - Science and Research Branch, Tehran, Iran. Email: karim\_emami@yahoo.com

<sup>3</sup>. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: t.mohamadi@atu.ac.ir

Since the central bank in Iran is not independent, it is not possible to model the government and the central bank as two separate parts, but these two should be considered in the same framework. The government tries to balance its expenses in the form of current and construction expenses through the revenues from receiving a lump sum tax from the household, the sale of partnership bonds and the income from the sale of oil. In fact, it is assumed that most of the banks are owned by the government.

**Results and discussion:** The purpose of this study was to investigate the effects of economic uncertainty shocks on macroeconomic variables. The results indicate that the real variables of the economy such as investment, production, consumption, government spending, and taxes decreased in response to the shock of economic uncertainty. However, nominal variables such as the exchange rate, interest rate, and inflation rate increased in response to that shock. The results of the study suggest that economic uncertainty shocks can lead to instability in the economy. This is because economic uncertainty induces a decrease in economic activity, as businesses and consumers become more cautious about making investment and spending decisions. This can lead to a decrease in GDP growth, employment, and income. In addition, economic uncertainty can increase the inflation by making the demand for goods and services exceed the supply.

**Conclusions and Policy Implications:** The findings of this study suggest that economic uncertainty shocks can have a significant impact on macroeconomic variables. Policymakers should be aware of the potential negative consequences of economic uncertainty shocks and take measures to mitigate their impacts. This could include policies that promote economic stability, such as fiscal stimulus and monetary policy. By understanding the causes and consequences of economic uncertainty, policymakers and businesses can take steps to mitigate its negative impacts and promote economic stability.

**Keywords:** Economic uncertainty, Exchange rate, Production, inflation, Dynamic stochastic general equilibrium model (DSDE)

**JEL Classification:** E32, O29, E52, E30, C30.



# اثرات شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE\*

آرش یاورفر<sup>۱</sup>، کریم امامی جزه<sup>۲\*</sup>، تیمور محمدی<sup>۳</sup>

پذیرش: ۱۴۰۲-۰۵-۱۴

دریافت: ۱۴۰۲-۰۳-۰۵

## چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات شوک‌های نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی است. در این مطالعه از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شده است. یکی از نشانه‌های وجود نااطمینانی در یک نظام اقتصادی، نوسان زیاد متغیرهای اقتصادی است. تعامل بین سیاست‌های اقتصادی و متغیرهای اقتصاد کلان همواره در ادبیات اقتصادی مورد توجه بوده است. در این مطالعه اثرات مربوط به شوک نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که متغیرهای سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف بخش خصوصی در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته‌اند اما متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی افزایش یافته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده شوک ناشی از نااطمینانی اقتصادی با اثرگذاری بر رفتار کارگزاران اقتصادی در بخش خانوار و بنگاه منجر به ایجاد بی‌ثباتی در بهینه‌یابی شده و تبعات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده شده است.

**واژگان کلیدی:** نااطمینانی اقتصادی، نرخ ارز، تولید، تورم، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

طبقه‌بندی JEL: E32, O29, E52, E30, C30.

\* این مقاله برگرفته از رساله دکتری آرش یاورفر در گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات تهران است.

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. arash.yavarifar@srbiau.ac.ir

<sup>۲</sup> نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. karim\_emami@yahoo.com

<sup>۳</sup> دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. t.mohammadi@atu.ac.ir

## ۱- مقدمه

سیاست‌های اقتصادی دولت (سیاست‌های پولی، ارزی و مالی) می‌توانند زمینه‌ساز بروز نااطمینانی در اقتصاد باشند که این امر را در ادبیات اقتصادی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌گویند. یکی از مهم‌ترین عوامل تشدیدکننده نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را می‌توان ناشی از سیاست‌های دولت و مقامات پولی کشور دانست. دولت‌ها با توجه به افق زمانی پیش روی خود سیاست‌های مورد نظر را طراحی کرده و منافع ناشی از کاهش بیکاری را به افزایش در تورم یا بالعکس ترجیح می‌دهند. منظور از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت به وجود می‌آید؛ این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود. از سوی دیگر تغییر دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی، بی‌شک سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی را نیز تغییر خواهد داد و این تغییرات مداوم، خود عاملی برای گسترش بی‌ثباتی و نااطمینانی در اقتصاد خواهد شد (صمصامی و ابراهیم‌نژاد، ۱۳۹۸).

در جامعه‌ای که نااطمینانی حاکم باشد انتظار رشد بالا و پایدار نیز وجود ندارد. نااطمینانی در رابطه با سیاست‌های اقتصادی باعث شده که فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده اطمینان نداشته باشند. به همین دلیل فعالان اقتصادی توانایی ترسیم چشم‌اندازهای روشن و شفاف از آینده را نخواهند داشت. در واقع صاحبان سرمایه، دیگر نمی‌توانند در مورد سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری کنند و تولید و اشتغال با مشکل روبرو خواهد شد (ترکی و فراهانی، ۱۳۹۲).

بیکر و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) در ساخت شاخص نااطمینانی اقتصادی از ترکیب انحراف معیار متغیرهایی همچون سیاست پولی (نقدینگی)، سیاست ارزی (نرخ ارز حقیقی)، سیاست مالی (مالیات و مخارج دولت و ...) استفاده کردند. می‌توان این گونه استدلال کرد که نااطمینانی کلی اقتصادی و نااطمینانی مرتبط با سیاست‌گذاری اقتصادی که مورد توجه بوده است، عامل کلیدی در گسترش رکود و کند کردن بازگشت از رکودهای دوره‌ای به شمار می‌روند. مطالعات انجام شده دلالت بر این دارند که نااطمینانی اقتصادی را می‌توان در زمینه‌های مختلف از جمله نااطمینانی کلی و کلان اقتصادی، نااطمینانی مرتبط با سیاست‌گذاری اقتصادی، یا نااطمینانی مرتبط با متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داد. یکی از یافته‌های تثبیت شده در این مطالعات، این است که افزایش نااطمینانی در دوره‌های رکودی رخ می‌دهد. در واقع بسیاری از معیارها و جانشین‌هایی

<sup>۱</sup>. Baker et al.

که برای اندازه‌گیری نااطمینانی به کار رفته‌اند در رکودها افزایش قابل توجهی داشته‌اند (هییتی و دیگران، ۱۳۹۵).

اقتصاد ایران در سال‌های گذشته همواره شاهد تورم دو رقمی بوده که این شرایط تورمی بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین محققان و تحلیل‌گران از زوایای متفاوتی به بررسی این پدیده پرداخته‌اند. همچنین در این میان، یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تورم ایران، نرخ ارز است. با کاهش ارزش پول کشور، قیمت واردات و در نتیجه هزینه نهاده‌های وارداتی افزایش یافته و تولید و قیمت‌های داخلی تحت تأثیر قرار می‌گیرند؛ بنابراین، افزایش قیمت واردات به واسطه کاهش ارزش پول داخلی یکی از دلایل افزایش تورم داخلی و تضعیف رابطه مبادله است. کالو<sup>۱</sup> (۱۹۹۹) و کالو و رینهارت<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) بیان داشتند که به دلیل تورم باید نرخ ارز انعطاف‌پذیر باشد (علم‌الهدی و همکاران، ۱۳۹۴).

تحقیق حاضر با استفاده از رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید به بررسی اثرات وابسته به وضعیت شوک‌های نااطمینانی، بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازد. زمانی که نااطمینانی اقتصادی افزایش می‌یابد خانوار و بنگاه ممکن است برخی از هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بزرگ را کنار بگذارند و این مسئله تا زمانی که بی‌ثباتی برطرف شود ادامه خواهد داشت. بنابراین تأثیر منفی نااطمینانی و عدم قطعیت بر فعالیت‌های اقتصادی و متغیرهای کلان آشکار است. این مسئله تأکید می‌کند که اگر هزینه پروژه‌های سرمایه‌گذاری قابل برگشت نباشند شوک‌های نااطمینانی انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهند.

با توجه به این که تاکنون تحقیقات صورت گرفته در ایران، واکنش نوسانات قیمتی به شوک‌های نااطمینانی را مورد بررسی قرار نداده‌اند؛ پس این تحقیق، به منظور پرکردن این خلاء در ادبیات اقتصاد ایران، با استفاده از یک مدل استاندارد کینزی جدید متشکل از سه بخش خانوار، بنگاه و مقام پولی (بانک مرکزی) به مطالعه شوک‌های نااطمینانی بر متغیرهای کلان اقتصادی الگو می‌پردازد. در مطالعات پیشین در قالب مدل‌های سری زمانی به بررسی نااطمینانی سیاست اقتصادی پرداخته شده است اما مطالعه حاضر در قالب مدل DSGE اثر شوک سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی در ایران را مورد ارزیابی قرار می‌دهد.

1. Calvo

2. Calvo and Reinhart

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه به بررسی ادبیات تحقیق و مطالعات پیشین انجام شده در مورد موضوع تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم به روش شناسی تحقیق پرداخته شده است. در بخش چهارم مدل تجربی تحقیق برآورد گردیده است. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی پرداخته شده است.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

### ۲-۱- مبانی نظری

اصطلاح نااطمینانی و بحران مالی و اقتصادی، به وضعیتی اطلاق می‌شود که درصد قابل توجهی از ارزش برخی دارایی‌ها، به صورت غیرمنتظره از دست برود. سوابق تاریخی نشان می‌دهد بسیاری از بحران‌های مالی، ناشی از بحران در شبکه‌های بانکی بوده که نهایتاً به رکود اقتصادی و بحران بیکاری منجر شده است (شکیبایی و سعید، ۱۳۹۱). در واقع این شرایط به یک تغییر ناگهانی و سریع در همه یا اکثر شاخص‌های مالی (از جمله نرخ بهره و قیمت دارایی‌ها) و ورشکستگی و سقوط موسسات مالی می‌انجامد. همچنین، بحران مالی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن برخی موسسات مالی یا دارایی‌ها، به صورت غیرمنتظره بخش قابل توجهی از ارزش خود را از دست می‌دهند. در قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم بسیاری از نااطمینانی‌ها و بحران‌های مالی و اقتصادی با بحران‌های بانکی همراه بوده‌اند که در نهایت منجر به ایجاد رکود اقتصادی و بیکاری شده‌اند. بروز هر گونه عدم تعادل وسیع در بازارهای اقتصادی، در سطح داخل و خارج کشور که متأثر از عوامل درون‌زا و برون‌زای بازار باشد، بحران اقتصادی قلمداد می‌شود. به دلیل ارتباط بازارها با یکدیگر بازار پول و سرمایه، کار، کالا و خدمات، بحران از یک بازار به سایر بازارها سرایت کرده و گاه کل اقتصاد را درگیر می‌کند. در بحران اقتصادی تا زمانی که چشم انداز بهبود برای شماری از فعالیت‌ها بروز نکند، انتظارات معطوف به بدتر شدن اوضاع است.

از جمله موضوعات مهم و مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی، اطلاع از میزان و نحوه اثرگذاری شوک‌های مختلف بر اقتصاد است. هر چه درک و آگاهی از اثرگذاری شوک‌ها بر متغیرهای اقتصادی دقیق‌تر باشد، تدوین سیاست‌های متناسب با ویژگی‌های اقتصاد، برنامه‌ریزی برای کنترل اثرات شوک‌ها و رسیدن به اهداف تعیین شده کارآمدتر خواهد بود. در این راستا به کارگیری مدل‌هایی که چارچوبی برای ارتباط بین متغیرهای اقتصادی، پیش‌بینی و

ارزیابی پیامدهای خارجی و سیاست‌های وضع شده داخلی را فراهم می‌سازند، به عنوان ابزاری برای توصیف بهتر و درک واقعی‌تر از کارکردهای اقتصاد، ضروری به نظر می‌رسد (زیبیدی، ۱۳۹۹).

یکی از عوامل ایجاد نااطمینانی در اقتصاد کلان سیاست‌هایی است که دولت در برخورد با مشکلات کوتاه‌مدت اقتصادی اعمال می‌کند که ممکن است در اثر تشخیص نادرست وضع موجود و یا چگونگی اجرای سیاست و یا در نظر نگرفتن تمام ابعاد اثرگذاری سیاست به وجود آید. این نااطمینانی‌ها باعث می‌شود سرمایه‌گذاران بخش خصوصی با مشکل رو به رو شوند؛ از آن جهت که پیش‌بینی سودآوری‌ها در بخش‌های تجاری و غیرتجاری تقریباً غیرممکن می‌شود. در واقع ثبات سیاست‌های دولت اعتماد را در محیط اقتصادی داخل ایجاد کرده و در نتیجه سرمایه‌گذاران راحت‌تر در مورد سرمایه‌گذاری اقدام به تصمیم‌گیری می‌کنند.

یکی از رهیافت‌های مدل‌سازی که به دلیل انعطاف‌پذیری و امکان وارد کردن فروض و واقعیت‌های مختلف اقتصادی طی دهه‌های اخیر در تجزیه و تحلیل اثرات شوک‌ها مورد توجه بسیاری از محققین و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی<sup>۱</sup> است (کریستیانو و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵).

منظور از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت به‌وجود می‌آید، نه بی‌ثباتی ناشی از تغییر رژیم. این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکنندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکنندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضه پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت (کامارا و کویرالا<sup>۳</sup>، ۲۰۲۳).

تغییرپذیری، همان انحراف معیار است و یک مفهوم کاملاً آماری است و مفهوم عدم اطمینان، از انتظارات و پیش‌بینی شکل می‌گیرد. اگر عوامل اقتصادی نتوانند یک متغیر کلان مانند تولید یا تورم را به طور کامل پیش‌بینی کنند، نااطمینانی در آن متغیر به وجود می‌آید. از این تعریف مشخص می‌شود که نااطمینانی برعکس تغییرپذیری که صریحاً قابل مشاهده و محاسبه

1. DSGE

2. Christiano et al.

3. Kamara and Koirala



است، یک مفهوم ذهنی و به‌طور کامل قابل مشاهده نیست و تنها می‌توان تخمین‌ها و نماینده‌هایی برای آن در نظر گرفت. در بسیاری موارد تلویحاً تغییرپذیری با نااطمینانی معادل گرفته می‌شود. یعنی وقتی نااطمینانی تورم یا تولید چنان است که تغییرپذیری افزایش می‌یابد، چنین فرض می‌شود که نااطمینانی تورم یا تولید افزایش یافته است و در واقع وقتی معیار بهتری برای نااطمینانی وجود ندارد، از تغییرپذیری به عنوان معیار نااطمینانی استفاده می‌شود. اما این دو معادل نیستند، ممکن است تغییرات تورم یا تولید طوری باشد که انتظارات دقیقی از تغییر تورم یا تولید ایجاد کند. در این حالت نااطمینانی وجود ندارد اما تغییر وجود داشته و حذف نمی‌شود. نااطمینانی، در اینجا به معنی تغییرپذیری و نااطمینانی هر دو است. مفهوم آماری تغییرپذیری تورم شاخصی برای نوسان تورم است و نااطمینانی بیانگر تاثیر این نوسان بر ذهنیت عوامل اقتصادی و در پس آن رفتار اقتصادی است. در ادبیات اقتصادی بیشتر در مورد تاثیر نااطمینانی یک متغیر بر بخش واقعی اقتصاد بحث می‌شود تا تغییرپذیری آن متغیر.

نااطمینانی فضایی است که تصمیم‌فعالان اقتصادی اعم از خانوار، بنگاه و بخش دولتی در زمینه‌های مختلف با عدم اطمینان همراه است. در بیان مفهوم نااطمینانی می‌توان گفت و وضعیتی که وقایع آینده و یا احتمال رخ دادن آن‌ها پیش‌بینی شده نباشد. نااطمینانی وقتی وجود دارد که با اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد و یا با وجود مشخص بودن اتفاقات آینده احتمال آن‌ها قابل پیش‌بینی نیست. به بیان دیگر علت اصلی نااطمینانی فقدان دانش پیش‌بینی است (چن<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷). در حقیقت عدم اطمینان به حالتی گفته می‌شود که در آن دانش افراد محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به دست آمده و یا می‌آید ممکن نیست. بر این اساس نااطمینانی در اقتصاد کلان را می‌توان به عدم توانایی کارگزاران در پیش‌بینی دقیق نتایج تصمیمات خود تعبیر کرد (جعفری صمیمی، ۱۳۹۱)؛ بنابراین عدم اطمینان به این معنی است که در یک موقعیت معین یک فرد نمی‌تواند اطلاعات را به‌طور کمی و کیفی به‌گونه‌ای مناسب برای تشریح، پیش‌بینی و ارائه حکم به‌طور معین و به‌شکل مقداری مرتب سازد. فقدان اطلاعات معمول‌ترین عامل برای عدم اطمینان است (لعل خضری و آشنا، ۱۴۰۲).

<sup>1</sup>. Chen

## ۲-۲- مطالعات پیشین

جرو و ولف<sup>۱</sup> (۲۰۲۲) به بررسی نااطمینانی سیاست مالی در اقتصاد پرداختند. در این مطالعه از یک روش تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۸۰ استفاده کردند. نتایج بیانگر این بود که نااطمینانی سیاست مالی منجر به بروز چرخه تجاری در اقتصاد می‌شود.

چانگ و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۲) به بررسی واکنش نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی به شوک ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی پرداختند. در این مطالعه از مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی در بازه زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۸ برای ۷ کشور صنعتی استفاده شد. نتایج به دست آمده بیانگر این بود که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز در این کشورها داشته و منجر به افزایش در نرخ ارز این کشورها شده است. همچنین این نااطمینانی اثرات معنی‌داری بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید و سرمایه‌گذاری داشته است.

چو و کیم<sup>۳</sup> (۲۰۲۳) به بررسی اثرات کلان ناشی از شوک‌های نااطمینانی در کشور پرداختند. در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ استفاده شد. نتایج نشان داد که شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی اقتصادی اثرات معنی‌داری بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال داشته است.

کارمارا و کویرالا<sup>۴</sup> (۲۰۲۳) به بررسی شوک نااطمینانی سیاست پولی پرداختند. در این مطالعه از یک مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر-زمان و DSGE در بازه زمانی ۲۰۲۲-۱۹۸۵ استفاده کردند. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که شوک ناشی از نااطمینانی سیاست پولی منجر به کاهش تولید و افزایش در تورم و بی‌ثباتی اقتصادی می‌شود.

محمدی و اکبری‌فرد (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های زمانی ۱۳۴۱ تا ۱۳۸۴ به بررسی اثر شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی با استفاده از یک مدل بر مبنای الگوی ادوار تجاری با تکنولوژی درون‌زا پرداخته‌اند. در این پژوهش، بر مبنای روش بلنچارد-کان، شوک‌های دائمی و موقتی با تخمین مدل خود رگرسیون برداری (VAR) با استفاده از رفتار مشترک تولید ناخالص

1. Jerow and Wolff

2. Chang et al.

3. Cho and Kim

4. Kamara and Koirala

داخلی و بهره‌وری عوامل که متغیری مانا است، تجزیه شده‌اند. سپس، عکس‌العمل رشد اقتصادی نسبت به بهره‌وری کل عوامل تولید، شوک‌های طرف تقاضا (موقتی) و شوک‌های بهره‌وری (دائمی) برآورد شده است. نتایج حاکی است که شوک‌های طرف تقاضا به تنهایی اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته ولیکن شوک‌های طرف عرضه (شوک‌های بهره‌وری) اثر معنی‌دار و تجمعی بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند.

رئیس‌سی‌گاوگانی (۱۳۹۷) به بررسی اثر نامتقارن شوک‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران پرداخت. برای این منظور از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا متناسب با اقتصاد ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ استفاده شده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت دارای اثرات نامتقارن بر متغیرهای کلان اقتصادی هستند. شوک منفی مخارج دولت، بر مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید بخش خصوصی و همچنین تولید کل دارای اثر کاهنده، به میزانی شدیدتر، پایدارتر و بزرگ‌تر، نسبت به تکانه مثبت مخارج دولت بوده که دارای اثر فزاینده، اما کوچک‌تر و موقتی است.

پردل و اسفندیاری (۱۴۰۱) به بررسی تاثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت نفت پرداختند. جامعه آماری در این پژوهش کشورهای عضو اوپک بوده و داده‌ها شامل ۶ مقطع بین سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۳ بود. با استفاده از رگرسیون: برآوردگر خطی محلی، میزان و جهت اثر عدم قطعیت سیاست اقتصاد جهانی بر قیمت نفت برآورد شده است. نتایج نشان داد که شاخص انرژی جایگزین و شاخص نرخ بهره با یک وقفه پایدار ثابت هستند. همچنین در اکثر کشورهای مورد مطالعه، شاخص ارزش افزوده بخش صنعت با وقفه بر قیمت واقعی نفت تأثیر می‌گذارد.

لعل خضری و آشنا (۱۴۰۲) به بررسی رابطه پویای نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران پرداختند. در این مطالعه، رابطه نااطمینانی اقتصاد جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۶ تا مهر ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. همبستگی متغیرهای ذکر شده با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی شده است. بر اساس نتایج تحقیق، نااطمینانی اقتصاد جهانی رابطه معنی‌دار با تورم و نااطمینانی تورم در ایران دارد. همبستگی پویای شاخص نااطمینانی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در برخی دوره‌ها مثبت و برخی دوره‌ها منفی است.

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- خانوار

در این مدل فرض شده که خانوار در بازه  $kt \in [0,1]$  طبقه‌بندی شده و دارایی اولیه آن در زمان  $t$  به میزان  $y_{kt}$  واحد است. علاوه بر این فرض شده که دارایی خانوار دارای توزیع پواسن است. دارایی خانوار دو حالت است به طوری که  $y_{kt} \in \{y_1, y_2\}$  و  $y_1 < y_2$ . شدت انتقال از وضعیت اول به وضعیت دوم  $\lambda_1$  و بالعکس آن برابر با  $\lambda_2$  است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸).

$$y_{kt} = z_{kt} \quad (1)$$

$z_{kt}$  بیانگر شوک ناشی از خصوصیات سری متغیر است. مبادله اسمی خانوار در فضای تصادفی و همراه با اوراق بلندمدت با هم صورت می‌گیرد. همچنین فرض شده که اوراق در طول زمان دارای عایدی بهره‌ای است. اوراق قرضه صادر شده در زمان  $t$  دارای عایدی اسمی  $\delta e^{-\delta(s-t)}$  هستند، به طور کلی یک واحد از پول داخلی در طول دوران زندگی بیش از ارزش اوراق است. این امر بیانگر این است که سبد دارایی اوراق خانوار به وسیله عایدی اسمی پرداختی به صورت  $\delta A_{kt}$  است. به طوری که  $\delta$  نرخ خسارت<sup>۱</sup> و  $A_{kt}$  بیانگر ارزش اسمی سبد دارایی مبتنی بر اوراق است. فرآیند تغییرات این ارزش به صورت معادله (۲) است:

$$dA_{kt} = (A_{kt}^{new} - \delta A_{kt}) dt \quad (2)$$

به طوری که  $A_{kt}^{new}$  بیانگر ارزش اوراق جدید خریداری شده توسط خانوار در زمان  $t$  است. برای خانوار با موقعیت منفی خالص  $A_{kt}$  (-) نشان دهنده بدهکار بودن آن‌ها است. چنانچه  $Q_t$  بیانگر ارزش اسمی بازار برای اوراق باشد قید بودجه خانوار ( $k$ ) به صورت معادله (۳) است:

$$Q_t A_{kt}^{new} = P_t (y_{kt} - c_{kt}) + \delta A_{kt} \quad (3)$$

به طوری که  $c_{kt}$  بیانگر مصرف خانوار است. با ترکیب دو معادله فوق پویایی مربوط به ارزش اسمی خالص ثروت حاصل می‌شود:

$$dA_{kt} = \left( \frac{\delta A_{kt} + P_t (y_{kt} - c_{kt})}{Q_t} - \delta A_{kt} \right) dt \quad (4)$$

ارزش حقیقی خالص ثروت برابر با  $a_{kt} \equiv A_{kt}/P_t$  است. پویایی مربوط به معادله ارزش حقیقی خالص ثروت به صورت زیر به دست می‌آید:

<sup>۱</sup>. Amortization Rate

$$da_{kt} = \left[ \frac{\delta a_{kt} + y_{kt} - c_{kt}}{Q_t} - (\delta + \pi_t) a_{kt} \right] dt \quad (5)$$

به طوری که  $\frac{\delta a_{kt} + y_{kt} - c_{kt}}{Q_t} = A_{kt}^{New} / P_t \equiv a_{kt}^{new}$  ارزش حقیقی اوراق جدید کسب شده در دوره  $t$  است. فرض شده که هر خانوار با محدودیت قرض‌گیری برون‌زایی به صورت معادله (۶) مواجه است:

$$a_{kt} \geq \phi \quad (6)$$

به طوری که  $\phi \leq 0$  است.

خانوار دارای ترجیحاتی در روند مصرفی  $c_{kt}$  و تورم داخلی  $\pi_{kt}$  با نرخ تنزیل  $\rho > 0$  به صورت معادله (۷) است (شودر<sup>۱</sup>، ۲۰۲۰):

$$E_0 \left\{ \int_0^\infty e^{-\rho t} [u(c_{kt}) - x(\pi_t)] dt \right\} \quad (7)$$

تابع مطلوبیت مصرف، کراندار و پیوسته است که در آن  $u' > 0$  و  $u'' < 0$  برای مقادیر  $c > 0$  برقرار است. تابع عدم مطلوبیت تورم به صورت  $x' > 0$  برای  $\pi > 0$  و  $x' < 0$  برای  $\pi < 0$  است. خانوار، میزان مصرفی را انتخاب می‌کند که در هر نقطه زمانی حداکثر کننده تابع رفاه باشد. تابع ارزش<sup>۲</sup> خانوار در زمان  $t$  به صورت معادله (۸) است:

$$v(a, y) = \max_{\{c_s\}_{t=s}^\infty} E_t \left[ \int_0^\infty e^{-\rho(s-t)} u(c_s, \pi_s) ds \right] \quad (8)$$

با توجه به قید معادله حرکت مربوط به خالص ثروت مطرح شده در معادله (۹) و محدودیت قرض‌گرفتن و خلاصه نویسی  $v_{it}(a) = v(a, y_i)$  تابع ارزش خانوار در مقدار درآمد پایین ( $i = 1$ ) و درآمد بالا ( $i = 2$ ) معادله همیلتون - ژاکوبی - بلمن<sup>۳</sup> (HJB) تابع فوق به شکل زیر مطرح شده است (کانور و همکاران، ۱۳۹۸):

$$\rho v_{it}(a) = \frac{\partial v_{it}}{\partial t} + \max_c \left\{ u(c) - x(\pi_t) + s_{it}(a, c) \frac{\partial v_{it}}{\partial a} \right\} + \lambda_i [v_{jt}(a) - v_{it}(a)] \quad (9)$$

برای  $i, j = 1, 2$  و  $i \neq j$  به طوری که  $s_{it}(a, c)$  به عنوان یک متغیر هم‌وضعیت معرفی می‌شود که به صورت معادله (۱۰) است:

$$s_{it}(a, c) = \frac{\delta a + y_i - c}{Q_t} - (\delta + \pi_t) a \quad (10)$$

شرط مرتبه اول F.O.C برای مصرف به صورت معادله (۱۱) است:

1. Schoder

2. Value Function

3. Hamilton-Jacobi-Bellman

$$u'(c_{it}(a)) = \frac{1}{Q_t} \frac{\partial v_{it}(a)}{\partial a} \quad (11)$$

به طوری که  $c_{it}(a) \equiv c(a, y_i)$  است. بنابراین با افزایش در قیمت اوراق، مصرف خانوار افزایش یافته و با افزایش در شیب تابع ارزش، مصرف کاهش پیدا کرده است. قیمت بالای اوراق (هم ارز، عایدی پایین) انگیزه افزایش در مصرف و کاهش در پس‌انداز را به وجود می‌آورد. بر اساس ویژگی‌های بیان شده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تابع ارزش خانوار به صورت اکیداً مقعر بوده و بر این اساس با افزایش در خالص ثروت، مطلوبیت نهائی مصرف کاهش پیدا می‌کند ( $\frac{\partial u'}{\partial a} < 0$ ).

### ۲-۳- بنگاه تولیدکننده نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه را می‌خرد و از ترکیب زنجیره کالاهای واسطه، کالای نهایی تولید می‌کند. تولیدکننده نهایی که بر اساس رقابت کامل در بازار عمل می‌کند، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و با کشش جانشینی  $\theta$  جانشین ناقص یکدیگرند را تحت تابع تولید استاندارد، با کشش جانشینی ثابت<sup>۱</sup> تولید می‌کند (تقی‌پور و اصفهانیان، ۱۳۹۵):

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \theta > 1 \quad (12)$$

تولیدکننده نهایی مقداری از کالاهای متمایز واسطه را با توجه به قیمت آن‌ها خریداری می‌کند که سودش را حداکثر کند. یعنی:

$$\max Y_t(i) \left\{ P_t \left[ \int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di \right\} \quad (13)$$

از این حداکثرسازی تابع تقاضای زیر به دست می‌آید:

$$Y_t(i) = \left[ \frac{P_t(i)^{-\theta}}{P_t} \right] \quad (14)$$

شرط سود صفر در بخش بنگاه نهایی، شاخص قیمت کالای نهایی را به صورت معادله

(۱۵) ارائه می‌دهد:

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (15)$$

### ۳-۳- بنگاه تولیدکننده واسطه

<sup>۱</sup>. Constant Elasticity of Substitution

کالاهاى واسطه، توسط زنجیره‌ای از بنگاه‌ها که توسط اندیس  $i \in [0,1]$  مشخص می‌شود، تولید می‌شوند.

$$Y_t(i) = N_t(i) \quad (16)$$

در اینجا بازدهی ثابت نسبت به مقیاس مفروض است. محدودیت دوم تابع تقاضای است که بنگاه با آن مواجه است و محدودیت سوم این که در هر دوره برخی از بنگاه‌ها قادر به بهینه کردن قیمت‌ها نیستند. در بخش کالاهاى واسطه فرض شده قیمت‌ها دارای چسبندگی هستند. حقیقت تولیدکننده واسطه‌ای به مثابه رقابت-انحصاری عمل می‌کند و قیمت خود را بر اساس فرآیند قیمت‌گذاری کالو<sup>۱</sup> تنظیم می‌کند. در هر دوره احتمال  $(1 - \alpha)$  وجود دارد که بنگاه بتواند قیمت خود را مجدداً بهینه کند و با احتمال  $\alpha$  نمی‌تواند قیمت خود را بهینه کند.  $\alpha$  درجه انعطاف‌ناپذیری اسمی را اندازه‌گیری می‌کند. مقدار بزرگ‌تر  $\alpha$  نشان می‌دهد هر دوره تعداد کمتری از بنگاه‌ها قیمت خود را بهینه می‌کنند و زمان انتظاری بین تغییر قیمت‌ها افزایش می‌یابد. به پیروی از کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) این فرض در نظر گرفته شده که بنگاه‌هایی که نمی‌توانند قیمت خود را بهینه کنند، قیمت‌های خود را کامل یا ناقص بر اساس سطح تورم دوره قبل تنظیم می‌کنند، این فرض را شاخص‌بندی<sup>۲</sup> قیمت می‌گویند. یعنی بنگاه‌هایی که قیمت خود را بهینه‌یابی نکرده‌اند، قیمت‌های خود را مطابق قاعده ساده (۱۷) به روز می‌کنند:

$$P_t^*(i) = \pi_{t-1}^\varepsilon P_{t-1}^*(i) \quad (17)$$

به طوری که  $\varepsilon \in [0,1]$  پارامتری بوده که درجه شاخص‌بندی را اندازه می‌کند. با این که که بنگاه‌های منفرد، تولید متفاوت دارند اما از تکنولوژی یکسان استفاده کرده و تابع تقاضا با کشش مشابه مواجه‌اند. در واقع بنگاه‌ها مانند هم بوده، به جز این مسئله که قیمت‌های خود را در تاریخ‌های مختلف در گذشته بهینه کرده‌اند. بنابراین همه بنگاه‌ها با یک مسئله مواجه‌اند و همه بنگاه‌ها قیمت خود را یکسان تعیین می‌کنند. مسئله قیمت‌گذاری بنگاه از شرط مرتبه اول به دست می‌آید و توسط رابطه (۱۸) نشان داده می‌شود:

$$\max_{p_t^*} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \Delta_{t,t+j} \left( \frac{p_t^*(i) \Pi_{t,t+j-1}}{p_{t+j}} Y_{t+j-1}(i) - TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i)) \right) \quad (18)$$

$$s. t. Y_{t+j-1}(i) = \left[ \frac{p_t^*(i)}{p_t} \right]^{-\theta} Y_{t+j} \quad (19)$$

1. Calvo

2. Indexation

به طوری که  $P_t^*(i)$  قیمت بهینه جدید بنگاه نام بوده است و  $TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i))$  تابع هزینه کل حقیقی و  $\Delta_{t,t+j}$  عامل تنزیل تصادفی بنگاه است که برابر با  $\beta^i \left(\frac{C_{t+i}}{C_t}\right)^{-\sigma}$  بوده که برای  $j > 0$ ،  $\prod_{t,t+j-1} = \pi_t^\varepsilon, \pi_{t+1}^\varepsilon \dots \pi_{t+j-1}^\varepsilon = \prod_{i=0}^{j-1} \pi_{t+i}^{j-1}$ ، به ازای  $j = 0$ ، با حل شرط مرتبه اول منجر به رابطه کالوو برای قیمت‌گذاری می‌شود.

$$P_t^*(i) = \frac{\theta}{\theta-1} \cdot \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \Delta_{t,t+j} P_{t+j}^\theta Y_{t+j} MC_{t+j}^r}{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \Delta_{t,t+j} P_{t+j}^{\theta-1} Y_{t+j}} \quad (20)$$

$MC_t^r$  هزینه نهایی را نشان می‌دهد.

### ۳-۴- دولت و مقام پولی

مهم‌ترین بخش مدل مطالعه حاضر، مدل‌سازی دولت و بانک مرکزی است. به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی نمود، بلکه باید این دو را در یک چارچوب در نظر گرفت. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه داشتن بودجه خود است. در این مورد بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین بانک مرکزی سعی دارد در جهت رسیدن به اهداف خود که شامل ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، سیاست‌گذاری پولی را تنظیم کند.

دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود به شکل مخارج جاری و عمرانی را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات یکجا از خانوار، فروش اوراق مشارکت و درآمد حاصل از فروش نفت متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این سه نوع منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنانچه با وجود این سه منبع درآمدی، کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی (یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی)، که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد و این به معنی سلطه مالی است. با این حال نکته قابل توجه آن است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به دولت نیز خود در پایه پولی منعکس خواهد شد. پس آنچه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. (تقی پور و اصفهانیان، ۱۳۹۵) با این توضیحات به بیان ریاضی، قید بودجه دولت عبارت است از:



$$G_t + (1 + r_t) \frac{B_{t-1}}{P_t} + T_t = T a_t + \frac{w \cdot OR_t}{p_t^c} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (21)$$

به طوری که  $T a_t$  مالیات مقطوع،  $B_t$  اوراق قرضه،  $\frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t}$  تغییرات در پایه پولی،  $T_t$  پرداخت‌های انتقالی دولت و  $G_t$  مخارج دولت و  $OR_t$  درآمدهای نفتی دولت است. علاوه بر این دولت  $w$  درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند.

پایه پولی به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود که در آن  $DC_t$  اعتبارات داخلی و  $FR_t$  ذخایر خارجی (خالص دارایی‌های خارجی) بانک مرکزی است. در واقع، در این رابطه فرض شده عمده بانک‌ها نیز تحت تملک دولت هستند. بنابراین، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در مجموع اعتبارات داخلی را تشکیل می‌دهد.

$$M B_t = DC_t + FR_t \quad (22)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر  $P_t$  پایه پول حقیقی به دست خواهد آمد. فرض شده که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت رابطه (۲۴) باشد:

$$m b_t = d c_t + f r_t \quad (23)$$

$$f r_t = \frac{f r_{t-1}}{\pi_t} + \omega o r_t \quad (24)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت  $OR_t$  به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. به عبارت دیگر، فرض بر این است که دولت  $\omega \in (0, 1)$  درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و  $1 - \omega$  درصد از آن را در صندوق توسعه ملی نگه می‌دارد. بنابراین، تصمیم‌گیری در مورد نحوه خرج کردن درآمدهای نفتی جدید توسط پارامتر  $\omega$  مشخص می‌شود. در نتیجه، موجودی حقیقی صندوق نیز از فرآیند زیر تبعیت می‌کند که در آن  $1 - \omega$  درصد از درآمد نفت در هر دوره به این صندوق واریز می‌شود.

$$n f r_t = \frac{n f r_{t-1}}{\pi_t} + (1 - \omega) o r_t \quad (25)$$

با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، هدف اصلی بانک مرکزی کنترل حجم پول و نقدینگی است و نرخ بهره اسمی وجود ندارد، در این مطالعه از قاعده‌های مشابه قاعده تیلور استفاده شده که در آن ابزار اولیه سیاست‌گذار پولی به جای نرخ بهره اسمی، نرخ رشد نقدینگی است و در این قاعده، دو عامل انحراف تورم از تورم هدف و شکاف تولید به صورت انحراف تولید از روند بلندمدت آن، در تعیین نرخ رشد حجم نقدینگی اهمیت دارند. همچنین، نرخ تورم هدف ( $\pi^*$ ) با

توجه به اهداف تورم در برنامه‌های توسعه، انتخاب شده است. در ادامه، به بررسی چگونگی رفتار سیاست‌گذار پولی بهینه در اجرای این قاعده سیاستی پرداخته شده است.

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2(y_t - y^*) + \varepsilon_t^m \quad (26)$$

که در آن  $m_t$  نرخ رشد نقدینگی،  $(\pi_t - \pi^*)$  انحراف تورم از تورم هدف و  $(y_t - y^*)$  شکاف تولید است. همچنین جمله اخلاص  $\varepsilon_t^m$  دارای میانگین صفر با توزیع نرمال به صورت  $\varepsilon_t^m \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  است. هر گاه در مدل برآورد شده ضریب نرخ تورم بزرگ‌تر از یک باشد در این صورت بانک مرکزی ابزار سیاست پولی خود را در واکنش به تورم بالاتر افزایش می‌دهد. دوره‌هایی که در آن، رفتار سیاست پولی به طور توانمند نسبت به تورم واکنش نشان می‌دهد، سیاست پولی فعال نامیده می‌شود. همچنین، به دوره‌هایی که در آن، رفتار سیاست پولی واکنش توانمندی نسبت به تورم از خود نشان نمی‌دهد، سیاست پولی منفعل اطلاق می‌شود (مداح و طالب بیدختی، ۱۳۹۴). در مدل ذکر شده تعادل در بازار کالاهای مصرفی به صورت زیر است:

$$\sum_{i=1,2} v_i (c_{i1t} - c_{i2t} - n_{it}) + \bar{G}_t = 0 \quad (27)$$

تعادل بازار دارایی به صورت زیر است:

$$\sum_{i=1,2} v_i B_{it+1} = B_{t+1} \quad (28)$$

$$\sum_{i=1,2} v_i M_{it+1} = M_{t+1} \quad (29)$$

به منظور دستیابی به سیاست پولی بهینه تحت شرایط تعهد فرض می‌شود که در تمامی تخصیص‌های بهینه انجام شده  $\{c_{i1t}, c_{i2t}, n_{it}\}_{i=1,2,t \geq 0}$  و مقدار تراز مانده نقدی  $m_{i0}$ ،  $i = 1, 2$  داریم:

$$\max_{m_{i0}, \{c_{i1t}, c_{i2t}, n_{it}\}_{i=1,2,t \geq 0}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{i=1,2} \eta_i U^i(c_{it}, n_{it}) \quad (30)$$

نسبت به:

$$\begin{aligned} \frac{u_{11t}}{u_{12t}} &= \frac{u_{21t}}{u_{22t}} \\ \frac{u_{i1t}}{u_{i2t}} &\leq 1, i = 1, 2 \\ \frac{u_{11t}}{u_{1nt}} &= \frac{u_{21t}}{u_{2nt}} \\ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u_{i1t}c_{i1t} + u_{i2t}c_{i2t} + u_{int}n_{it}] &= [u_{i10} + u_{i20}b_{i0}] \frac{m_{i0}}{p_0} \end{aligned} \quad (31)$$

$$m_{20} = \phi_m m_{10} \quad (32)$$

بر اساس بهینه‌یابی صورت گرفته کارگزار نوع ۱ تحت تاثیر  $(1 - \tau_t)Q_{t-1}$  و کارگزار ۲ تنها تحت تاثیر نرخ مالیات درآمد نیروی کار و نرخ بهره اسمی مثبت است. ارزش پایین قیمت دارایی (غیر نقدی)  $Q_t$  منجر به افزایش قیمت کالای مصرفی کارگزاران نوع ۱ می‌شود. برای کارگزار نوع ۲ این امر بستگی به نسبت قیمت کالای مصرفی خریداری شده به صورت نقد به کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری در زمان  $t$  است. اگر کالای نقدی و اعتباری جانشین ناخالص برای یکدیگر باشند، میزان کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری با کاهش در قیمت دارایی کاهش خواهد یافت. اگر وزن کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری در تابع مطلوبیت کارگزار ۲ و وزن کارگزار نوع ۲ در تابع ترجیحات و قید بودجه دولت بالا باشد، در این صورت برای بهینگی باید نرخ تنزیل مثبت باشد زیرا در این صورت قیمت مصرف برای کارگزار ۲ نسبت به کارگزار ۱ کمتر است. بنابراین افزایش در نرخ تورم برای بازتوزیع ثروت در بین خانوار زمانی توسط دولت رخ می‌دهد که دولت توانایی و دسترسی کافی برای ابزار توزیع‌کننده منابع مالی بین خانوار نداشته باشد.

اگر دولت بتواند درآمد مالیاتی ناشی از مالیات بر حقوق و دستمزد داشته باشد در این صورت تعادل مدل رمزی به صورت  $Q_t = 1, t \geq 0$  است. اگر دولت بتواند نرخ‌های مالیاتی متفاوتی بر کارگزاران مختلف وضع کند، این شرایط منجر به این می‌شود که در تعادل قیمت نسبی کالاهای مصرفی خریداری شده به صورت نقد و اعتباری برابر شود. چنانچه وزن بهینه پارتویی  $\bar{\eta}_1$  باشد. در این صورت برای خنثی بودن اثر سیاست مالی باید شرایط زیر برقرار باشد:

$$\frac{u_{12t}/U_2^1}{u_{22t}/U_2^2} = \frac{\bar{\eta}_1}{v_1} \left( \frac{\bar{\eta}_2}{v_2} \right)^{-1}, t > 0 \quad (33)$$

در این مدل فرض شده که بانک مرکزی از رشد حجم پول به عنوان مهمترین ابزار سیاست پولی بر شکاف تولید و تورم اثرگذار است.

در راستای حل الگو، وضعیت اقتصاد در زمان  $t$  با توجه به تابع چگالی مشترک ثروت خالص و درآمد به صورت معادله (۳۴) است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸):

$$f_t(a, y) \equiv \{f_t(a, y_i)\}_{i=1}^2 \equiv \{f_{it}(a)\}_{i=1}^2 \quad (34)$$

چنانچه  $s_{it}(a, c_{it}(a)) \equiv s_{it}(a)$  باشد انتقال ثروت خالص حقیقی فرد در سیاست مصرف

بهینه رخ می‌دهد. پویایی‌های تابع چگالی در آمد-ثروت خالص به وسیله کلموگوروف آتی (KF)<sup>۱</sup> به صورت معادله (۳۵) است:

$$\frac{\partial f_{it}(a)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial a} [s_{it}(a)f_{it}(a)] - \lambda_i f_{it}(a) + \lambda_j f_{jt}(a) \quad (35)$$

در ادامه فرض می‌شود که بانک مرکزی وزن‌های پارتویی را به هر خانوار در راستای حداکثرسازی رفاه می‌دهد. چنان‌چه مقام پولی اعتبار کافی برای تعهد مسیر آتی تورم (مساله رمزی)<sup>۲</sup> را داشته باشد و مساله سازگاری زمانی در تصمیم بانک مرکزی در مورد تورم جاری بهینه در وضعیت جاری اقتصاد (تعادل مارکوف - اشتاکلبرگ)<sup>۳</sup> وجود داشته باشد می‌توان نقش سیاست پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید را مورد بررسی قرار داد. فرض می‌شود که بانک مرکزی خیر اندیش بوده و به دنبال حداکثرسازی رفاه کل اجتماع باشد. تابع رفاه اجتماعی به صورت رابطه (۳۶) است:

$$W_0 \equiv E_{f_0(a,y)}[v_0(a,y)] \quad (36)$$

معیار رفاهی فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$W_0 = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} E_{f_t(a,y)} [u(c_t(a,y)) - x(\pi_t)] dt \quad (37)$$

**حالت اول:** چنان‌چه بانک مرکزی متعهد به مسیر تورمی  $\{\pi_t\}_{t \in [0, \infty)}$  در زمان صفر باشد. مسیر تورم بهینه تابعی از توزیع اولیه  $f_0(a,y)$  به صورت  $\pi_t \equiv \pi^R[f_0(\cdot), t]$  است. تابع ارزش بانک مرکزی به صورت معادله (۳۸) است.

$$W^R[f_0(\cdot)] = \max_{\{\pi_t, Q_t, v_t(\cdot), c_t(0), f_t(0)\} \in [0, \infty)} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} E_{f_t(a,y)} [u(c_t(a,y)) - x(\pi_t)] dt \quad (38)$$

با توجه به قانون حرکت توزیع متغیرها اگر مقادیر  $c, f, v, Q$  در معادله (۳۸) حل شود با مقدار داده شده  $\pi$  مدل غیرتعادلی محاسبه می‌شود. با حل مساله رمزی در مورد تورم بهینه می‌توان

1. Kolmogorov Forward

2. Ramsey Problem

3. Markov Stackelberg Equilibrium

مسیر تورم را به صورت زیر استخراج کرد (شودر، ۲۰۲۰):

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}[Q_t(-a)u'(c_t(a,y))] + \mu_t Q_t \quad (39)$$

$$\frac{d\mu_t}{dt} = (\rho - \bar{r} - \delta - \pi_t)\mu_t - E_{f_{t(a,y)}}[-a^{new}(a,y)u'(c_t(a,y))] \quad (40)$$

معادله فوق بیانگر تورم بهینه تحت شرایط تعهد است. بر این اساس عدم مطلوبیت نهائی تورم برابر با دو جزء است. جزء اول  $E_{f_t(\cdot)}\{Q_t(-a)u'(c_t(\cdot))\}$  بیانگر میانگین ارزش حقیقی بازاری خالص تعهدات خانوار است که به وسیله مطلوبیت نهائی مصرف خانوار وزن داده شده است. بخش دوم در معادله فوق ارزش تعهد بانک مرکزی در زمان  $t$  است. تحت شرایط تعهدی در حالت حدی  $\rho \rightarrow \bar{r}$  نرخ تورم بهینه در شرایط تعادل پایدار به سمت صفر حرکت می‌کند.

**حالت دوم:** تحت شرایط صلاحیدگی، بانک مرکزی نمی‌تواند تعهدی برای تورم آتی بدهد. نرخ تورم در هر نقطه زمانی بستگی به مقدار تورم در هر زمان و توزیع ثروت-درآمد  $\pi_t \equiv \pi^M[f_t(\cdot)]$  دارد. تحت چنین شرایطی تابع ارزش مربوط به بانک مرکزی در زمان  $t$  به صورت معادله (۴۱) است:

$$W^M[f_t(\cdot)] = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} W_{\Delta t}^M[f_t(\cdot)] \quad (41)$$

$$W_{\Delta t}^M[f_0(\cdot)] = \max_{\{\pi_t, Q_t, v_t(\cdot), c_t(0), f_t(0)\} \in [t, t+\Delta t]} \int_t^{t+\Delta t} e^{-\rho(s-t)} E_{f_{s(a,y)}}[u(c_s(a,y)) - x(\pi_s)] ds + e^{-\rho\Delta t} W_{\Delta t}^M[f_{t+\Delta t}(\cdot)] \quad (42)$$

با حل معادله فوق نرخ تورم تحت شرایط صلاحیدگی به صورت زیر است:

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}[Q_t(-a)u'(c_t(a,y))] \quad (43)$$

لذا تورم بهینه در این شرایط همواره مثبت است.

#### ۴- برآورد مدل تجربی

در راستای مدل‌سازی تحقیق مهم‌ترین متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ تورم، نقدینگی، کسری بودجه دولت، ذخایر خارجی، پایه پولی و نرخ سپرده‌های بانکی در بازه زمانی

۱۴۰۱-۱۳۶۸ بوده است. اطلاعات مورد استفاده از وب سایت بانک مرکزی ایران و همچنین گزارش‌های فصلی منتشر شده توسط بانک مرکزی در بخش پولی و بانکی استخراج شده است. برآوردها در نرم افزار متلب صورت گرفته است. بر اساس بهینه‌یابی‌های صورت گرفته، پارامتر  $\sigma$  بیانگر کشش جانشینی بین دوره‌ای نیروی کار است. حال اگر بر اساس برآوردهای صورت گرفته کشش جبرانی عرضه نیروی کار معادل ۰,۲۸ باشد، در این صورت کشش بهره‌ای تقاضای پول به صورت ۲,۸۶ به دست آمده است. مقدار سطح بدهی دولت در حالت پایدار ۴۰,۹٪ از GDP زمانی که  $\tau = 0.32$  است.

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل پایه

$v_1$	$\gamma$	$\beta$	$\alpha$	مقدار پارامتر
۰,۵	۱,۱	۰,۹	۰,۷	
۴	۲	۵	۹	
۱	۰,۹	۰,۸	۰,۷	$\sigma$
۰,۵	۰,۶	۰,۵	۰,۵	$\psi$
۵	۰	۴	۲	
۰,۸	۰,۸	۰,۸	۰,۸	$\psi_1$
۲	۱	۳	۴	
۰,۸	۰,۸	۰,۸	۰,۸	$\psi_2$
۳	۲	۴	۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

ناهمگنی در نگهداری دارایی‌های اسمی و تقاضا برای خرید کالا دلالت بر این دارد که سیاست پولی اثرات توزیعی و سازگاری زمانی دارد تا توازن بین بازتوزیع ثروت و انگیزه کارایی وجود داشته باشد. در ادامه به منظور برآورد تاثیر شوک ناشی از سیاست پولی در مرحله اول، معادلات حل شده و پارامترهای الگو محاسبه می‌شوند. در ادامه به منظور برآورد پارامترهای ساختاری الگو از روش برآورد بیزی و الگوریتم متروپلیس-هستینگز<sup>۱</sup> با تکرار یک میلیون واحد و دو بلوک استفاده شده است. در این مطالعه شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی با استفاده از رویکرد برگر و بومن<sup>۲</sup> و بر اساس وزن ترکیبی از سیاست پولی، مالی و ارزی استخراج شده همچنین دوره رونق و رکود نیز بر اساس فیلتر میان‌گذر کریستیانو-فیتزجرالد<sup>۳</sup> در بازه زمانی

1. Metropolis-Hastings Algorithm

2. Berger and Bouwman

3. Christiano and Fitzgerald

۱۴۰۱-۱۳۶۸ محاسبه گردیده است.

پس از معرفی الگو ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود، تعیین شود. ضرایب از روش مقداردهی (کالیبرا سیون)، تخمین (مانند تخمین بیزی) و یا هر دو می‌توانند محاسبه گردند. در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درستنمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود. اگر اطلاعات اولیه در توزیع پیشین کامل و دقیق بوده و تخمین حداکثر درست‌نمایی نتواند کمکی به تخمین مدل کند روش بیزی تبدیل به کالیبراسیون (درجه‌بندی) می‌شود اما اگر اطلاعات توزیع پیشین کاملاً نادرست و غیردقیق باشد، روش بیزی تبدیل به روش حداکثر درست‌نمایی می‌شود.

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	تابع توزیع	منبع پارامتر
delta	۰,۰۵۴	۰,۰۵۵	بنا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
phika	۰,۳۴۵	۰,۳۴۵	بنا	جونتیللا و واتیجا <sup>۱</sup> (۲۰۱۸)
sigmac	۱,۴۵	۱,۴۵	گاما	رئیس‌گاوگانی (۱۳۹۷)
sigman	۱,۵۶	۱,۴۵	گاما	رئیس‌گاوگانی (۱۳۹۷)
bi	۱,۴۵	۱,۴۵	بنا	بوندرزی و همکاران <sup>۲</sup> (۲۰۲۰)
beta	۰,۹۸۸	۰,۹۸۸	بنا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
zetap	۰,۳۷۶	۰,۵۴۵	بنا	بوندرزی و همکاران (۲۰۲۰)
alphac	۰,۸۵۶	۰,۸۴۵	بنا	بوندرزی و همکاران (۲۰۲۰)
alphacg	۴۱۵,۰	۰,۴۱۵	بنا	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
alpha	۰,۹۸۲	۰,۹۷۹	بنا	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
alphaig	۰,۸۷۲	۰,۸۷۲	بنا	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
etac	۶,۱۹	۶,۱۹	گاما	جونتیللا و واتیجا (۲۰۱۸)
etai	۰,۶۴۶	۰,۶۴۶	گاما	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
etacg	۵,۴۵	۵,۴۵	گاما	جونتیللا و واتیجا (۲۰۱۸)
etaig	۱,۸۵	۱,۸۵	گاما	رئیس‌گاوگانی (۱۳۹۷)
etastr	۲,۵۲	۲,۵۰	گاما	رئیس‌گاوگانی (۱۳۹۷)
bm	۲,۰۹	۱,۸۹	گاما	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
omega	۰,۷۸	۰,۸۷	بنا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
sigma	۱,۱۹	۱,۱۹	گاما	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
h_1	-۲,۹۳	-۲,۹۳	نرمال	جونتیللا و واتیجا (۲۰۱۸)
h_2	-۲,۸۱	-۲,۸۱	نرمال	جونتیللا و واتیجا (۲۰۱۸)
h_3	۰,۱۱۲	۰,۱۱۹	نرمال	بوندرزی و همکاران (۲۰۲۰)
k_1	-۱,۳۱	-۱,۳۱	نرمال	رئیس‌گاوگانی (۱۳۹۷)
k_2	-۱,۹۹	-۱,۹۹	نرمال	رئیس‌گاوگانی (۱۳۹۷)
k_3	-۲,۰۵	-۲,۰۵	نرمال	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)

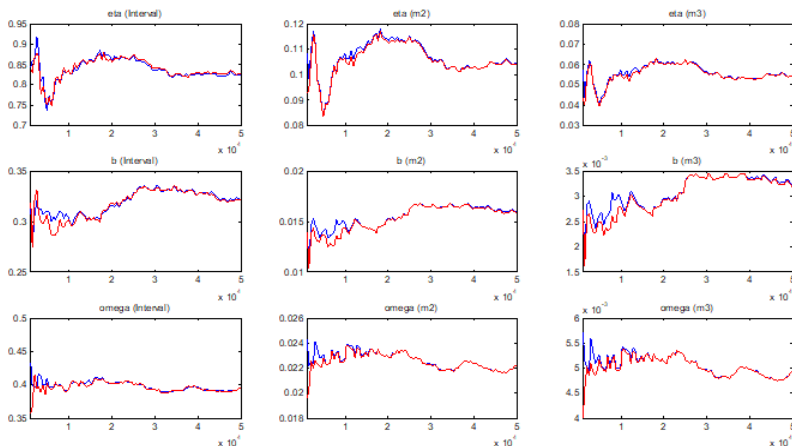
1. Junttila and Vataja

2. Bondzie et al

منبع پارامتر	تابع توزیع	میانگین پایین	میانگین پیشین	پارامتر
تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)	نرمال	-۰٫۸۵۷	-۰٫۸۵۷	k_4
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	بتا	۰٫۸۷	۰٫۸۷	rhorb
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	بتا	۰٫۶۸	۰٫۶۸	rhod
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	بتا	۰٫۸۹	۰٫۹۲	rhoa
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	بتا	۰٫۶۲	۰٫۶۲	rhop
بوندرزی و همکاران (۲۰۲۰)	بتا	۰٫۰۵	۰٫۰۵	rhomb
بوندرزی و همکاران (۲۰۲۰)	بتا	۰٫۸۴	۰٫۸۴	rhopi
جونتیللا و واتیجا (۲۰۱۸)	بتا	۰٫۶۹	۰٫۶۹	rhoy
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	گاما معکوس	۰٫۰۳	۰٫۰۳	u_a
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	گاما معکوس	۰٫۰۱	۰٫۰۱	u_rb
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	گاما معکوس	۰٫۰۲	۰٫۰۱	u_d
محاسبات محققین (۱۴۰۲)	گاما معکوس	۰٫۰۷	۰٫۰۹	u_p

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو (MCMC<sup>۱</sup>) است. در نمودار (۱) و نمودار (۲) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCMC و آزمون بازتخصیصی چندمتغیره آورده شده است.

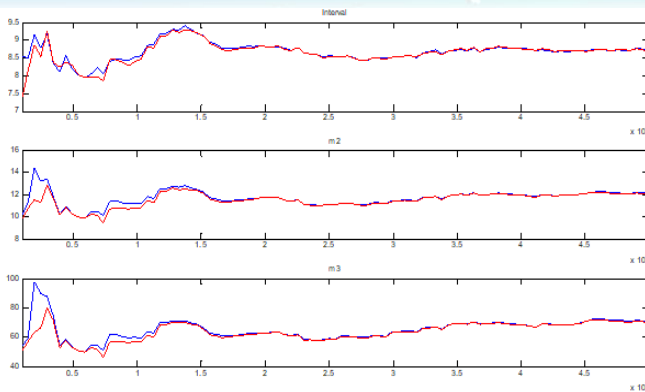


نمودار ۱: گشتاورهای اول، دوم و سوم زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو

منبع: یافته‌های پژوهش

<sup>۱</sup>. Markov Chain Monte Carlo





نمودار ۲: آزمون‌های باز تشخیصی چندمتغیره

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد. توابع عکس‌العمل آنی<sup>۱</sup>، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن شوک‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم متغیرهای انحراف تولید، تورم، مصرف و سرمایه‌گذاری با گشتاورهای شبیه‌سازی شده این متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است.

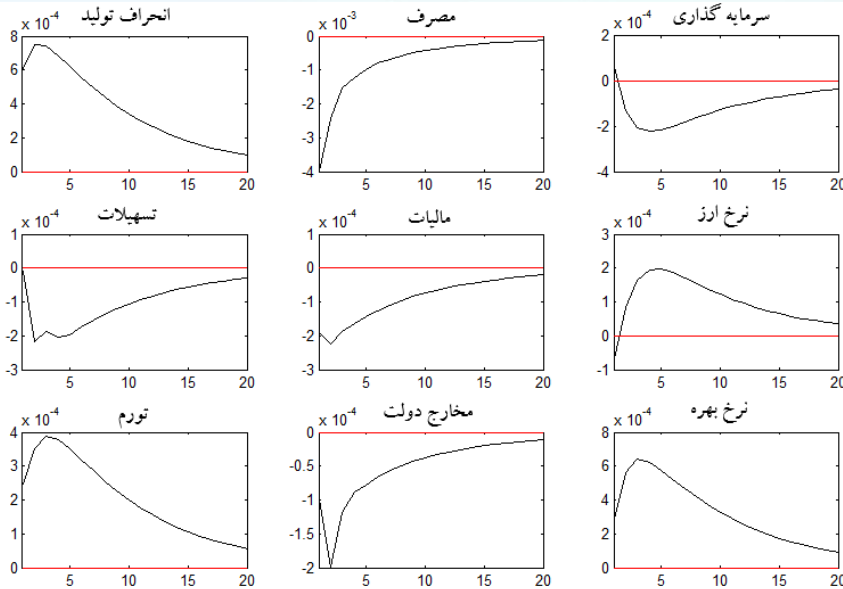
جدول ۳: مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده

متغیرها	داده‌های واقعی (سالانه)	مدل
انحراف تولید	۰/۰۹۵	۰/۰۹۴
تورم	۰/۰۴۶	۰/۰۴۵
مصرف	۰/۰۵۱	۰/۰۶۳
سرمایه‌گذاری	۰/۰۸۷	۰/۰۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از جدول (۳) مشخص است، گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) متغیرهای انحراف تولید، سرمایه‌گذاری و تورم مدل، تقریباً منطبق بر گشتاورهای مرتبه دوم داده‌های واقعی این متغیرها هستند و گشتاورهای مرتبه دوم مصرف مدل نیز با داده‌های واقعی تفاوت قابل توجهی ندارند. این وضعیت نشان از آن دارد که مدل طراحی شده می‌تواند برای بررسی‌های اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد. نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل در پاسخ به شوک ناطمینی اقتصادی به شرح زیر است:

<sup>۱</sup> Impulse Response Function (IRF)



نمودار ۳: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده از ناحیه شوک ناطمینانی سیاست اقتصادی

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

نتایج بدست آمده بیانگر این موضوع است که با وارد شدن یک شوک از ناحیه ناطمینانی اقتصادی منجر به افزایش در انحراف تولید شده و این انحراف در بلندمدت از بین رفته است. در واقع بروز ناطمینانی اقتصادی در سیاست‌های دولت منجر به افزایش در هزینه‌های تولید، طولانی شدن فرآیند تولید و تامین مالی پرهزینه برای اقتصاد شده که اثر آن بر تولید نمایان شده است. متغیر مصرف در واکنش به ناطمینانی اقتصادی کاهش یافته و اثر این شوک پس از ۵ دوره کاهش یافته است. ناطمینانی اقتصادی از کانال کاهش درآمد خانوارها منجر به اثرگذاری بر بهینه‌یابی مصرف‌کننده و در نتیجه کاهش در مخارج مصرفی خانوار می‌شود. متغیر سرمایه‌گذاری نیز در واکنش به شوک ناطمینانی اقتصادی کاهش یافته است و اثر شوک وارد شده پس از ۵ دوره تعدیل شده و در بلندمدت از بین رفته است. شوک ناشی از ناطمینانی اقتصادی همان‌گونه که ذکر گردید در این مطالعه از کانال نرخ تورم و نرخ بهره لحاظ شده است که با افزایش در ناطمینانی اقتصادی بواسطه کانال‌های ذکر شده منجر به کاهش در انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و افزایش در هزینه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. متغیر تسهیلات بانکی نیز همچون سرمایه‌گذاری در واکنش به

نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته و اثر شوک وارد شده بر این متغیر در بلندمدت از بین رفته است. در خصوص تسهیلات بانکی نیز با افزایش در نااطمینانی اقتصادی ریسک مربوط به نکول تسهیلات افزایش یافته در این صورت سیستم بانکی نیز تمایل کمتری به ارائه تسهیلات خواهد داشت. متغیرهای مالیات و مخارج دولت نیز در واکنش به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته و در بلندمدت اثر این شوک بر روی این دو متغیر از بین رفته است. به واسطه افزایش در نااطمینانی اقتصادی و کاهش در فعالیت اقتصادی درآمدهای مالیاتی دولت نیز کاهش یافته و از این رویکرد مخارج دولت نیز کاهش یافته است. در نهایت متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی ابتدا افزایش یافته اما پس از ۵ دوره اثر شوک تعدیل شده و اثر شوک بر روی این متغیرها در بلندمدت از بین رفته است. مشاهده گردید که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی بواسطه تغییر در رفتار کارگزاران اقتصادی و همچنین کاهش در فرآیند تولید و افزایش در هزینه‌های تولید متغیرهای نرخ بهره، تورم و ارز نیز افزایش یافته است.

### ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات شوک‌های نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی بود. در این مطالعه از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شده است. در این مطالعه با استفاده از فیلترهای میان‌گذر دوران رونق و رکود استخراج شده است و اثرات مربوط به شوک‌های نااطمینانی به دست آمده از ترکیب سیاست‌های پولی، مالی و ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند سرمایه‌گذاری، تولید، مصرف، مخارج دولت و مالیات در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته‌اند اما متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی افزایش یافته‌اند. نتایج به دست آمده از این مطالعه با دستاوردهای مطالعات چو و کیم (۲۰۲۳)، ترافیکانت و جرجیو<sup>۱</sup> (۲۰۱۹) و محمدی و همکاران (۱۴۰۱) همراستا بوده است. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های اقتصادی کشور قاعده‌مند بوده تا از نااطمینانی در اقتصاد جلوگیری شود. علاوه بر این به کارگیری مدل قیمت‌گذاری متناسب با ساختار قیمت‌گذاری اقتصاد ایران به ویژه برای مطالعات

1. Traficant and Giorgio

مربوط به اتخاذ سیاست‌های اقتصاد کلان و مطالعات مربوط به پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان است. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که به منظور کاهش اثرات اقتصادی مربوط به ناطمینانی در سیاست‌های اقتصادی سیاستمداران کشور در حوزه‌های مختلف از اعمال سیاست‌های صلاح‌دیدگی که منجر به کاهش شهرت و اعتبار سیاست‌گذار شده پرهیز کرده و علاوه بر این حساسیت سیاست‌های اعمال شده به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز و تورم در هر دوره سنجیده شود.

## References

- Alam al hodaa, S. S. Tarighi, S. Shabanzadeh, M. and Kajoeipoor, A. (2015). "Identifying and Sensitivity Analysis the Effective Factors on Main Forming Groups of Iran's Inflation: The Artificial Neural Network Approach". Financial Economics 9(31): 41-56 (In Persian).
- Augustine, C. A. Malindretos, J. and Nippani, S. (2004). "Variations in Exchange Rates and Inflation in 82 Countries: an Empirical Investigation". North American Journal of Economics and Finance 15(2): 227-247.
- Baker, S. R. Nicholas, B. and Steven, J. D. (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty". The Quarterly Journal of Economics 131(4): 1593-1636.
- Bondzie, E. A. Fosu, G. O. and Obu-Cann, E. (2020). "Technological Shocks Mechanism on Macroeconomic Variables: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Approach". Journal of Research in Humanities and Social Science 2(2): 10-20.
- Calvo, G. A. (1999). "Fixed vs Flexible Exchange Rates". Mimeo. University of Maryland.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran (1401). Statistical Reports (In Persian).
- Chang, B.H. Derindag, O.F. and Hacievliyagil, N. (2022). "Exchange Rate Response to Economic Policy Uncertainty: Evidence Beyond Asymmetry". Humanit Soc Sci Commun 9(4): 358-369.
- Chen, S. S. (2007). "Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns?". Journal of Money, Credit and Banking 39(2-3): 667-688.
- Cho, D. and Kim, H. (2023). "Macroeconomic Effects of Uncertainty Shocks: Evidence from Korea". Journal of Asian Economics 84(3): 25-38.
- Christiano, L. J. Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". Journal of Political Economy 113(1): 1-45.

- Gudarzi Farahani, Y. Esmaeili, B. and Adeli, O. (2022). "The Relationship between Policy Uncertainty and Accounting for Encrypted Financial Assets". Financial Accounting and Auditing Research **14**(54): 141-158 (In Persian).
- Jerow, S. and Wolff, J. (2022). "Fiscal Policy and Uncertainty". Journal of Economic Dynamics and Control **145**(2): 34-59.
- Junttila, J. and Vataja, J. (2018). "Economic Policy Uncertainty Effects for Forecasting Future Real Economic Activity". Economic Systems **42**(4): 569-583.
- Kamara, A. and Koirala, N. P. (2023). "The Dynamic Impacts of Monetary Policy Uncertainty Shocks". Economies **11**(17): 1-23.
- Laal Khezri, H. and Ashena, M. (2023). "Investigating the Dynamic Relationship of Global Economic Policy Uncertainty with Inflation and Inflation Uncertainty in Iran". New Economy and Trade **18**(1): 149-171 (In Persian).
- Madah, M. and Taleb Bidakhti, A. (2015). "Investigating the Behavior of Monetary and Financial Policy in Iran's Economy with Markov Rotation Approach". Quarterly Journal of Economic Research and Policies **23**(75): 167-187 (In Persian).
- Mohammadi, M. Khalili, F. and Askari, F. (2022). "Analysis of Macroeconomic Uncertainties on Forecasting Short-Term and Long-Term Activities of the Industrial Sector During the Period of 1370 to 1399 in Iran". Geography Quarterly (Regional Planning) **12**(3): 695-708 (In Persian).
- Mohammadi, T. and Akbarifard, H. (2008). "The Effect of Productivity Shocks on Iran's Economic Growth". Iranian Economic Research Quarterly **35**(2): 177-204 (In Persian).
- Pfeifer, J. (2018). "A Guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models". University of Cologne Unpublished Manuscript, 1-81.
- Pordel, P. and Esfandiari, M. (2022). "The Effect of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Countries)". Quarterly Journal of Quantitative Economics **23**(4): 45-68 (In Persian).
- Raisi Gavagani, Z. (2018). *Asymmetric Effects of Fiscal Policy Impulses on Iran's Economy with DSGE Model*, PhD Thesis, Islamic Azad University, Science and Research Unit (In Persian).
- Samsami, H. and Ebrahimnejad, A. (2019). "The Impact of the Economic Policy Uncertainty on the Entrepreneurship and Unemployment in Iranian Economy, Simultaneous Equations System Approach". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) **54**(4): 995-1016 (In Persian).
- Schoder, C. (2020). "A Keynesian Dynamic Stochastic Disequilibrium Model for Business Cycle Analysis". Economic Modelling **86**(3): 117-132.
- Shakibaei, A. and Said, M. (2011). "The Effect of the 2007-2009 Financial Crisis on Trade Convergence to Developed Countries (Case Study: OECD)". Regional Economy and Development (Knowledge and Development) **19**(4): 75-98. (In Persian)

- Taghipour, A. and Isfahanian, H. (2016). "Analysis of Business Cycles of Oil Impulses and Government Spending and Their Impact Mechanisms on Macroeconomic Variables: DSGE Model Approach". Financial Economics Quarterly **10**(35): 75-102 (In Persian).
- Torki, L. (2013). "Analyze the Effect of Uncertainty on Investment in the Selected Developing Countries". Journal of Economics and Regional Development **20**(5): 32-48. (In Persian).
- Zubaidi, H. (2019). *The Effects of Monetary and Technology Shocks on Production and Inflation in the Conditions of Gender Discrimination in Iran's Labor Market: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Model Approach*, PhD Thesis, Islamic Azad University, Science and Research Unit (In Persian).