

ORIGINAL ARTICLE

Measuring the Effect of Uncertainty of Economic Policies in Business Cycles on Macroeconomic Variables With DSGE Model Approach

Yazdan Gudarzi Farahani¹, Mohsen Mehrara², Zoleikha Morsali Arzanagh³, Ebrahim Abbasi⁴

1. Assistant Professor, Department of Islamic Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Qom, Iran.

2. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

3. Department of Accounting and Management, Islamic Azad University, Karaj Branch, Karaj, Iran.

4. Department of Management, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.

Correspondence

Yazdan Gudarzi Farahani
Email: y.gudarzi@qom.ac.ir

Received: 16/May/2024

Accepted: 28/Agu/2024

How to cite

Gudarzi Farahani, Y., Mehrara, Y., Morsali Arzanagh, Z. & Abbasi, E. (2025). Measuring the Effect of Uncertainty of Economic Policies in Business Cycles on Macroeconomic Variables With DSGE Model Approach. *Economic Growth and Development Research*, 15(58), 15-27.

(DOI:[10.30473/EGDR.2024.71351.6852](https://doi.org/10.30473/EGDR.2024.71351.6852))

ABSTRACT

The purpose of this paper was to investigate the effects of uncertainty of economic policies in business cycles on macroeconomic variables. In this study, a dynamic stochastic general equilibrium approach and statistical data for the period 1989-2022 have been used. In this study, based on the analysis of the period of boom and recession, the shock from the uncertainty component of economic policy in this period was investigated on macroeconomic variables. The results show that during the boom period, the effects of economic policy uncertainty shock on variables such as production, investment, and consumption were less than during the recession period, and during the recession period, the negative effect of this shock on the mentioned variables was more severe. In addition to this, the effect of economic policy uncertainty shock on the variables of inflation rate, interest rate and exchange rate has also been positive during economic boom and recession and has led to an increase in these nominal variables.

KEYWORDS

Uncertainty, Economic Policy, Business Cycle, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.

JEL: O55, K22, L20.



«مقاله پژوهشی»

سنجش اثر شوک ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی در چرخه‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی با رویکرد مدل DSGE

یزدان گودرزی فراهانی^۱، محسن مهرآرا^۲، زلیخا مرسلی ارزنق^۳، ابراهیم عباسی^۴

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات شوک ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی در چرخه‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی بوده است. در این مطالعه از یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی و اطلاعات آماره بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۴۰۱ استفاده شده است. در این مطالعه بر اساس تجزیه دوران رونق و رکود شوک وارد شده از ناحیه مؤلفه ناطمینانی سیاست اقتصادی در این دوران بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شد. نتایج بدست آمده بیانگر این موضوع بوده است که در دوران رونق اثرات شوک ناطمینانی سیاست اقتصادی بر متغیرهایی مانند تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف کمتر از دوران رکود بوده است و در دوران رکود اثر منفی این شوک بر متغیرهای ذکر شده شدیدتر بوده است. علاوه بر این اثر شوک ناطمینانی سیاست اقتصادی بر متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز نیز در دوران رونق و رکود اقتصادی مثبت بوده و منجر به افزایش در این متغیرهای اسمی شده است.

واژه‌های کلیدی:

ناطمینانی، سیاست اقتصادی، چرخه تجاری، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: O55, K22, L20.

۱. استادیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، ایران.
۲. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
۳. گروه حسابداری و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج، کرج، ایران.
۴. گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:

یزدان گودرزی فراهانی
ایمانامه: y.gudarzi@qom.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۷

استناد به این مقاله:

گودرزی فراهانی، یزدان؛ مهرآرا، محسن؛ مرسلی ارزنق، زلیخا و عباسی، ابراهیم (۱۴۰۴). سنجش اثر شوک ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی در چرخه‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی با رویکرد مدل DSGE. فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۵(۵۸)، ۲۷-۱۵.

(DOI:10.30473/EGDR.2024.71351.6852)



۱- مقدمه

سیاست‌های اقتصادی دولت (سیاست‌های پولی، ارزی و مالی) می‌تواند زمینه‌ساز بروز ناپایداری در اقتصاد باشند که این امر را در ادبیات اقتصادی، ناپایداری سیاست‌های اقتصادی می‌گویند. منظور از ناپایداری 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 ناپایداری در اقتصاد خواهد شد (صمصامی و ابراهیم‌نژاد^۱، ۱۳۹۸: ۹۹۶).

از آنجاکه اکثر این شوک‌ها ماهیت تصادفی دارند، از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج هستند و برای عاملین اقتصادی نیز، ماهیت شوک‌های آتی یا احتمال‌های مربوط به وقوع آن‌ها و یا هر دوی این موارد نامشخص و ناشناخته است. در چنین شرایطی، عاملین اقتصادی نسبت به میزان قیمت‌های آینده، نامطمئن خواهند بود. این ناپایداری در بازارهای جهانی، منجر به شکل‌گیری نوسانات قیمتی خواهد شد. این نوسانات نیز به نوبه خود، ناپایداری در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشورها را به همراه دارد. به عبارتی به واسطه‌ی نوسانات قیمتی، ناپایداری از بازارهای جهانی به اقتصاد داخلی کشورها انتقال می‌یابد. همین مسئله، تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های آتی در مسائل مرتبط با قیمت را برای تمامی کشورها پیچیده و مشکل می‌سازد (رحیمیان و همکاران^۲، ۱۴۰۰: ۳۸).

تحقیق حاضر با استفاده از رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی^۳ کینزی جدید به بررسی اثرات شوک‌های ناپایداری در سیاست‌های اقتصادی با توجه به چرخه تجاری اقتصاد ایران می‌پردازد. در راستای این مدلسازی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید بر اساس ویژگی‌های اقتصاد ایران برای دوره زمانی (۱۳۶۸ الی ۱۴۰۱) برآورد می‌گردد.

۲- پیشینه پژوهش

یکی از مسائل کلیدی که اقتصاددانان و محققان هنگام تجزیه و تحلیل سیر فعالیت اقتصادی با آن مواجه‌اند، تلاش برای

توضیح چرخه‌های تجاری است. بررسی موضوع ادوار یا چرخه تجاری از آن جهت دارای اهمیت است که رکود اقتصادی به معنای افزایش بیکاری و فقر است. همچنین افزایش نوسانات و فضای بی‌ثباتی می‌تواند سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را کاهش دهد و نیز در شرایط رکودی دولت‌ها در کشورهای درحال توسعه در تأمین مخارج بهداشتی، آموزشی و عمرانی دچار مشکل می‌شوند (استرلی و همکاران^۴، ۲۰۰۱: ۱۹۲). مطابق نظر لوکاس اولین گام در طراحی سیاست‌های تثبیت اقتصادی، شناخت و درک چرخه‌های تجاری است (لوکاس^۵، ۱۹۸۱: ۶۷۰). اثرات یک شوک ناپایداری بر تورش قیمت‌گذاری اسمی در دوران رونق و رکود اشاره به وضعیتی دارد که در آن حوادث آتی را نمی‌توان مشخص کرد یا اینکه اگر پیش‌آمدها معلوم باشند، احتمال وقوع آن‌ها را نمی‌توان تعیین نمود و در این صورت تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل خواهد بود (گریب و پری^۶، ۲۰۰۰: ۴۷).

ناپایداری، به معنای تغییرات غیرقابل پیش‌بینی یک متغیر اقتصادی است. از آن جایی که نمی‌شود این تغییرات را برای آینده پیش‌بینی کرد تأثیر زیادی بر سایر متغیرهای اقتصادی می‌گذارد. ناپایداری سیاست‌های اقتصادی بی‌ثباتی‌هایی است که به دلیل تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت ایجاد می‌شود. غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی می‌توان این بی‌ثباتی را سنجش کرد، همچون ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد عرضه پول، رشد تولید ناخالص ملی، کسری بودجه دولت و بسط اعتبارات داخلی (باسو و بندیک^۷، ۲۰۱۸: ۱۵۲۹).

مطالعه صورت گرفته توسط اندرسون و یورگنسون^۸ (۲۰۲۰) در خصوص ارتباط بین شوک ناپایداری سیاست اقتصادی و رفتار متغیرهای کلان اقتصادی در طول چرخه تجاری بیانگر این است که در دوره رونق و دوره رکود این رفتار متفاوت بوده است. این مطالعه نشان داد که این مدل کینزی جدید در بازتولید واکنش‌های مختلف به شوک‌های ناپایداری در دوره رونق و دوره رکود نقش به سزایی دارد. این تفاوت در توابع واکنش آتی، ناشی از تفاوت در شرایط اولیه است که آن نیز ناشی از تفاوت در مقادیر وضعیت چرخه تجاری است. در نتیجه، مکانیزم‌های درون‌زای مدل، باعث می‌شوند شوک

4. Easterly et al.

5. Lucas

6. Grier & Perry

7. Basu & Bundick

8. Andreasen & Jørgensen

1. Samsami & Ebrahimnejad

2. Rahimian et al.

3. DSGE

اقتصادی و کاربردهای سیاستی آن پرداختند. در این مطالعه طراحی یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویای محیطی (E-DSGE) نشان داد که افزایش عدم اطمینان در مورد سیاست‌های اقتصادی با کاهش بعدی سرمایه‌گذاری همراه است، زیرا شرکت‌ها ترجیح می‌دهند تصمیمات سرمایه‌گذاری را به تعویق بیندازند. همچنین این مطالعه نشان می‌دهد که عدم قطعیت در مورد مقررات آب و هوایی هم اثرات رکودی و هم اثرات تورمی دارد و یافته‌های نظری را تأیید می‌کند. تجزیه و تحلیل بیشتر نشان داد که ابزارهای سیاست پولی مناسب می‌تواند هزینه رفاه ناشی از عدم اطمینان سیاست زیست محیطی را تعدیل کند و بر نیاز بانک مرکزی به اتخاذ موضع تهاجمی‌تر در تثبیت تولید ناخالص داخلی و تورم در مواجهه با شوک‌های عدم اطمینان سیاست‌های زیست محیطی تأکید دارد (هوانگ و پونزی، ۲۰۲۴: ۲۱۴).

هوانگ و همکاران^۳ به بررسی اثرات متغیر در زمان و رابطه علی بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازدهی بازار سرمایه پرداختند. در این مطالعه از اطلاعات آماری در گروه هفت کشور و بازارهای نوظهور هفت کشور از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۲ و آزمون علیت گرنجر جدید با رویکرد متغیر - زمان بر اساس بردار تعمیم یافته استفاده شد. نتایج آزمون‌های گرنجر خطی و غیرخطی برای کل دوره نمونه نشان داد که شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی یا ملی تأثیر علی بر بازار سهام در کمتر از نیمی از ۱۴ کشور دارد. آزمون‌های علیت گرنجر متغیر - زمان نشان داد که دوره‌ای که شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازار سهام تأثیر می‌گذارد اغلب با یک بحران بین‌المللی بزرگ یا رویداد ملی همراه است (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۴: ۸۵).

آدجی و همکاران به بررسی وابستگی بین زمانی نااطمینانی سیاست اقتصادی و چرخه تجاری در منتخبی از اقتصادهای نوظهور پرداختند. در این مطالعه از اطلاعات آماری ۶ اقتصاد نوظهور در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۹ استفاده شد. به منظور تحلیل روابط بین متغیرها از همبستگی چندگانه مویک و وابستگی چندگانه بین مقطعی مبتنی بر برآوردگر انتقال گسسته استفاده شد. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی همبستگی مثبتی با شاخص قیمت مصرف کننده داشته است (آدجی و همکاران، ۲۰۲۲: ۶۰۴).

یاوری‌فر و همکاران به بررسی اثرات شوک ناشی از

نااطمینانی در دوره رکود نسبت به دوره رونق واکنش شدیدتری ایجاد کند. به عبارت دیگر، برای ایجاد واکنش‌های نامتقارن حاصل از شوک‌های نااطمینانی، به هیچ یک از انواع قیود ضمنی لازم یا تغییر پیش‌بینی نشده در پارامترهای ساختاری، نیازی نیست (کاسیاتور و راونا، ۲۰۲۱). این عدم تقارن‌ها با شرایط غیرخطی در منحنی عرضه کل (فیلیس) ایجاد می‌شوند که باعث می‌شود، بنگاه قیمت‌های اسمی بالاتری را نسبت به قیمت‌های بهینه در صورت عدم وقوع نااطمینانی، تعیین کند. در واکنش به شوک نااطمینانی، در دوره رکود، بنگاه افزایش قیمت‌ها را صعودی‌تر از دوره رونق تعیین می‌کند که آن را تورش قیمت‌گذاری اسمی صعودی وضعیت احتیاطی می‌نامند. همچنین بنگاه قادر است قیمت‌های خود را در هر دوره با قیمت‌های چسبده مجدداً تنظیم کند، البته این کار بدون هزینه نیست. در چنین وضعیتی، نوسانات شرطی تورم، بر قیمت جاری تأثیر می‌گذارد، زیرا به نفع بنگاه است که بلافاصله پس از شوک نااطمینانی، قیمت‌ها را افزایش دهد تا از افزایش‌های شدیدتر قیمت‌های آتی مصون بماند. با این کار، خود را از تورش قیمتی شدیدتر در آینده مصون می‌کند. دو عامل باعث تورش شدیدتر قیمت در دوره رکود اقتصادی نسبت به دوره رونق می‌شود:

۱. نوسانات تورمی در دوره رکود بیشتر از دوره رونق است.
۲. بنگاه سودهای آتی را با استفاده از ضریب تنزیل تصادفی مصرف، تنزیل می‌کند که به دلیل مصرف کمتر و مطلوبیت نهایی بیشتر، سطح بالاتری در دوره رکود نسبت به دوره رونق دارد؛ بنابراین، بنگاه در دوره رکود اقتصادی به سودهای آتی، وزن بیشتری می‌دهد که این امر به افزایش تورش قیمت‌ها کمک می‌کند.

همچنین در دیدگاه کلاسیک جدید و کینزین جدید در راستای بررسی نقش سیاست پولی و مالی بر بخش اسمی و حقیقی اقتصاد توجه به نوع سیاست‌های اجرایی، وقفه سیاستی، قابلیت پیش‌بینی‌پذیری در سیاست می‌تواند اثرات متفاوتی بر انتظارات کارگزاران اقتصادی داشته باشد که این موضوع رفتار خود را در متغیرهای کلان اقتصادی نشان خواهد داد. علاوه بر این با توجه به شرایط رونق و رکود سیاست‌های پیش‌بینی نشده می‌تواند منجر به شدت در بروز نااطمینانی در سیاست اقتصادی شود.

هوانگ و پونزی^۲ به بررسی محیط نااطمینانی سیاست

3. Hong et al.

4. Adjei et al.

1. Cacciatore & Ravenna

2. Huang & Punzi

تدافعی مالیات‌دهندگان با رویکرد PMG پرداختند. هدف این مطالعه بررسی تأثیر میزان جمع‌آوری مالیات بر رابطه بین نااطمینانی از سیاست‌های اقتصادی و بار مالیاتی در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران شامل ۸۳ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۰ با رویکرد پانل ARDL بود. نتایج نشان داد که جمع‌آوری مالیات اثر منفی و معنی‌داری بر رابطه بین نااطمینانی تورم و بار مالیاتی شرکت‌ها داشته است. ضریب مدل تصحیح خطا نیز در سطح ۹۵ درصد اطمینان منفی و معنی‌دار بوده است (حیدری و همکاران^۴، ۱۴۰۱: ۲۴).

۳- روش‌شناسی پژوهش

روش انجام این تحقیق تحلیلی-توصیفی است. جامعه آماری مطالعه حاضر اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ است. اطلاعات آماری مورد استفاده در این مطالعه از وب سایت و پایگاه داده‌ای بانک مرکزی استخراج شده است.

۳-۱- خانوار

در مطالعه حاضر اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل شده است که افق بی‌نهایت دارند. از سید با کشش جانشینی ثابت (CES) از کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای داخلی و وارداتی استفاده می‌کنند و دارایی‌های مالی را به شکل پول نقد m_t ، اوراق قرضه دولتی b_t یک ساله با نرخ سود اسمی i_t را نگاه می‌دارد (فلیس و تویستا^۵، ۲۰۱۰: ۱۴). خانوار مطلوبیت خود را از کالاهای مصرفی خصوصی C_t و نگهداری تراز حقیقی پول $(m_t = \frac{M_t}{P_t})$ کسب می‌کند و به واسطه عرضه کار (N_t) مطلوبیت از دست می‌دهد. تابع مطلوبیت خانوار به شکل زیر است:

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_i \left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t \right) \quad (1)$$

(۲)

$$U_t = \frac{C_t^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\chi_m}{1-\sigma_m} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma_m} - \chi_{ir} \frac{N_t}{1+\sigma_{ir}}$$

که در آن $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل بین دوره‌ای، σ_c کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_m کشش جانشینی تراز حقیقی پول و σ_{ir} نیز عکس کشش نیروی کار فریش^۶ برای نیروی کار است. خانوار ترجیحات خود را نسبت به قید بودجه و

نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده شوک ناشی از نااطمینانی اقتصادی منجر به بروز بی‌ثباتی در متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود (یآوری‌فر و همکاران^۱، ۱۴۰۲: ۳۹).

گودرزی و عباسی‌نژاد به بررسی تأثیر تکانه نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. برای این منظور از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۰ بر اساس فراوانی اطلاعات تعدیل شده فصلی استفاده شد. نتایج بدست آمده از تکانه وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست پولی نشان دهنده این است که متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و انحراف تولید واکنش مثبتی به این تکانه از خود نشان داده‌اند اما سایر متغیرها از جمله سرمایه‌گذاری، اشتغال، مخارج دولت، درآمد‌های مالیاتی و مخارج مصرفی بخش خصوصی واکنش منفی از خود نشان دادند (گودرزی و عباسی‌نژاد^۲، ۱۴۰۲: ۱۰۶).

محمدی و همکاران به بررسی اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد و سیاست در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۸ پرداختند. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش ARDL استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان داد که نااطمینانی کلان اقتصادی قدرت پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد را بهبود می‌بخشد. همچنین مشاهده شد که نااطمینانی کلان اقتصادی می‌تواند بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرگذار باشد، در نتیجه فرضیه‌های مطرح شده در تحقیق مورد تأیید قرار گرفت. نااطمینانی به عواملی اشاره دارد که احتمالاً روی تصمیمات مالی سرمایه‌گذاران مانند سیاست‌های آتی دولت، روندهای مالی و اثرات بالقوه و احتمالی آنها تأثیر می‌گذارد. در سطح کلان نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی منجر به کاهش نرخ رشد اشتغال و سرمایه‌گذاری و افزایش نوسانات ارزش سهام می‌گردد همچنین این عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی، بر روی اشتغال و بازار کسب و کار (بیکاری و خوداشتغالی) اثرگذار است. بنابراین بازار کار و اشتغال، به عنوان بازاری مهم در اقتصاد، از نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی اثرپذیری دارد (محمدی و همکاران^۳، ۱۴۰۱: ۳۵).

حیدری و همکاران به بررسی اثرات بلندمدت جمع‌آوری مالیات و نااطمینانی از سیاست‌های اقتصادی بر رفتارهای

4. Heydari et al.
5. Felices & Tuesta
6. Frisch

1. Yavarifar et al.
2. Gudarzi Farahani & Abbasinejad
3. Mohammadi et al.

$$C_t = [\alpha_c^{\frac{1}{\theta_c}} C_t^{\frac{\theta_c-1}{\theta_c}} + (1 - \alpha_c) C_t^{pm \frac{\theta_c-1}{\theta_c}}]^{\frac{\theta_c}{\theta_c-1}} \quad (۹)$$

علاوه بر این، مانند کالاهای مصرفی، فرض می‌شود که سرمایه‌گذاری خصوصی کل نیز از الگوی CES پیروی می‌کند و به صورت سرمایه‌گذاری تولید داخلی (I_t^d) و سرمایه‌گذاری کالای وارداتی (I_t^{pm}) تقسیم می‌شود. در رابطه فوق θ_I کشش جانشینی بین سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی و α_I سهم سرمایه‌گذاری در تولید داخل از کل سرمایه‌گذاری است.

$$I_t^{Pa} = [\alpha_I^{\frac{1}{\theta_I}} I_t^{\frac{\theta_I-1}{\theta_I}} + (1 - \alpha_I) I_t^{pm \frac{\theta_I-1}{\theta_I}}]^{\frac{\theta_I}{\theta_I-1}} \quad (۱۰)$$

۳-۲- بنگاه

مدل حاضر دربرگیرنده دو نوع بنگاه داخلی یعنی تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و تولیدکننده کالاهای نهایی است. کالاهای واسطه‌ای، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر هستند که تولیدکننده کالای نهایی آن‌ها را بر اساس منطق جمعگر دیکسیت-استیگلیتز به شکل زیر ترکیب می‌کند.

$$y_t^d = [\int_0^1 y_t^d(i)^{\frac{\theta_d-1}{\theta_d}} di]^{\frac{\theta_d}{\theta_d-1}} \quad (۱۱)$$

با حل شرط مرتبه اول معادله فوق، تابع تقاضا برای محصول متمایز تولیدی هر یک از بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت زیر بدست می‌آید:

$$y_t^d(i) = [\frac{P_t^d(i)}{P_t^d}]^{-\theta_d} y_t^d \quad (۱۲)$$

در این جا $P_t^d(i)$ قیمت کالای واسطه i ام و P_t^d شاخص قیمت کالاهای تولید داخل است. می‌توان رابطه میان شاخص قیمت کالای نهایی تولیدی داخلی و قیمت کالاهای واسطه‌ای را به صورت زیر نوشت:

$$P_t^d = [\int_0^1 P_t^d(i)^{1-\theta_d} di]^{\frac{1}{1-\theta_d}} \quad (۱۳)$$

اما بنگاه‌های واسطه، نهاده‌های نیروی کار و سرمایه را به عنوان نهاده در فرایند تولید استفاده می‌کنند. با توجه به این که بخش نفت نیز در مدل بطور مجزا در نظر گرفته شده است، تولید این بخش شامل تولید کالاهای غیرنفتی است:

$$y_{noil_t}(j) = \quad (۱۴)$$

قاعده حرکت سرمایه (K_{t+1}) حداکثر می‌کند و فرض بر آن است که خانوارها مالک موجودی سرمایه هستند که به بنگاه نمونه در هر دوره اجاره داده می‌شود. در رابطه فوق، سمت راست درآمد خانوار است که شامل عرضه سرمایه K_t از طریق نرخ بازگشت سرمایه r_t ، و دستمزد نیروی کار W_t در ایران است که با نرخ مالیات بر دستمزد t^w از او کسر می‌شود. همچنین، پرداخت‌های انتقالی (Tr_t) و پول داخلی تورم زدایی شده $\frac{m_{t-1}}{\pi_t}$ است. در سمت پرداخت خانوار (سمت چپ) مصرف کالا (C_t)، مالیات بر ارزش افزوده (t^{VA})، مقدار سرمایه‌گذاری (I_t) و میزان پول داخلی (m_t) است.

$$C_t(1 + t^{VA}) + m_t + I_t^{Pa} = W_t N_t(1 - t^w) + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + Tr_t + r_t K_t \quad (۳)$$

حرکت فرایند انباشت سرمایه بخش خصوصی به صورت زیر ارائه شده است.

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t^{Pa} \quad (۴)$$

$$I_t^{Pa} = I_t^P + F_t \quad (۵)$$

در این رابطه I_t^{Pa} سرمایه‌گذاری افزوده شده‌ای است که بخشی از آن توسط خود بنگاه بخش خصوصی I_t^P و بخشی از آن توسط تخصیص انجام شده از سوی صندوق توسعه ملی F_t فراهم شده است. F_t در واقع آن بخشی از درآمدهای نفتی است که در هر دوره به بخش خصوصی جهت افزایش انباشت سرمایه مورد نیاز خود تخصیص داده می‌شود.

حداکثرسازی تابع مطلوبیت با توجه به قیود معرفی شده، روابط زیر حاصل می‌شود.

$$N_t^{\sigma_{ir}} = \frac{\lambda_t w_t^{ir}(1-t^w)}{\chi_{ir}} \quad (۶)$$

$$\lambda_t = m_t^{-\sigma_m} \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (۷)$$

$$\frac{C_t^{-\sigma_c}}{1-t^{VA}} = \beta E_t [\frac{C_{t+1}^{-\sigma_c}}{1-t^{VA}} (r_{t+1}(1-\delta))] \quad (۸)$$

همچنین، در این رابطه مصرف کل C_t بر اساس الگوی CES به مصرف کالای داخلی (C_t^d) و مصرف کالای وارداتی (C_t^{pm}) تقسیم می‌شود. در رابطه فوق θ_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی و α_c سهم کالای مصرفی تولید داخل در کل مصرف است.

$$\pi_t^d = (v_d / (1 + \beta v_d) \pi_t^c - 1)^d (\beta / (1 + \beta v_d) \pi_t^c + 1)^d ((1 - v_d) (1 - \beta v_d) / (\beta v_d (1 + \beta v_d))) (mc_t)^d \quad (22)$$

همچنین، می‌توان تقاضای مورد نیاز تولید برای کالاهای واسطه را به دو قسمت کالاهای واسطه داخلی و وارداتی تقسیم کرد. بنابراین، شکل تقاضای کالای واسطه بصورت الگو CES به شکل زیر خواهد بود:

$$In_t = [\alpha_{In}^{\frac{1}{\theta_{In}}} d_{In}^{\frac{\theta_{In}-1}{\theta_{In}}} + (1 - \alpha_{In})^{\frac{1}{\theta_{In}}} In_t^m]^{\frac{\theta_{In}}{\theta_{In}-1}} \quad (23)$$

با بهینه‌سازی رفتار می‌توان تقاضا برای هر یک از کالاهای واسطه داخلی و وارداتی را بشکل زیر بدست آورد که P_t^{In} قیمت کالای واسطه در بازار داخل و P_t^{Inm} قیمت کالای واسطه وارداتی است.

$$In_t^m = (1 - \alpha_{In}) \left(\frac{P_t^{Inm}}{P_t^{In}} \right)^{-\theta_{In}} In_t \quad (24)$$

$$In_t^d = \alpha_y \left(\frac{P_t^{Ind}}{P_t^{In}} \right)^{-\theta_{In}} In_t \quad (25)$$

۳-۳- بخش تجارت خارجی

در مطالعه حاضر، بخش تجارت خارجی به دو قسمت صادرات و واردات تقسیم شده است تا از این طریق بتوان آثار تحریم‌های مالی بین‌المللی را به عنوان یکی از دو نوع تحریم مورد نظر بررسی کرد. بنگاه‌های تولید کننده کالای واسطه، بخشی از محصول خود را در بازار خارجی به فروش می‌رسانند. همانند قبل نیز در اینجا یک جمعگر (به عنوان مثال شرکت صادرکننده) وجود دارد که کالاهای تولید داخل را جمع‌آوری نموده و آنها را به بازار خارجی می‌فروشد. کالای صادرشده توسط هر عرضه کننده به کل قیمت کالای صادراتی و قیمت هر کالای صادراتی توسط هر بنگاه $P_t^x(i)$ بستگی دارد.

$$y_t^x = \left[\int_0^1 y_t^x(i)^{\frac{\theta_y-1}{\theta_y}} di \right]^{\frac{\theta_y}{\theta_y-1}} \quad (26)$$

بنابراین تقاضا و شاخص قیمت صادرات هر جمعگر برای

$$A_t K(j)_t^\alpha N(i)_t^\omega In_t^{1-\alpha-\omega}(j)$$

تقاضای بنگاه برای نیروی کار، سرمایه (K_t) و کالای واسطه (In_t) و نیز هزینه نهایی را می‌توان از طریق حداقل سازی مخارج بدست آورد. در این روابط i از اندیس mc کنار گذاشته شده است زیرا فرض می‌شود که تمام بنگاه‌ها هزینه نهایی یکسانی دارند.

$$N(i)_t = \omega \frac{y_{noil_t}(i)}{w_t^{ir}} mc_t \quad (15)$$

$$K_t(j) = \frac{\alpha y_{noil_t}(i)}{r_t} mc_t \quad (16)$$

$$In_t(j) = (1 - \alpha - \omega) \frac{y_{noil_t}(i)}{P_t^{In}} mc_t \quad (17)$$

$$mc_t = \quad (18)$$

$$\left(\frac{1}{\omega} \right)^\omega \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha-\omega} \right)^{1-\alpha-\omega} w_t^{ir\omega} r_t^\alpha P_t^{In^{1-\alpha-\omega}}$$

بنگاه‌های تولید کننده، تولیدات خود را به دو بازار داخلی و خارجی عرضه می‌کنند که P_t^d و $y_t^d(i)$ به ترتیب عرضه و قیمت کالای تولید شده به بازار داخلی است. همچنین، $y_t^x(i)$ عرضه کالای تولید شده به بازار خارجی با قیمت $Ex_t P_t^x$ است. شکل تابع تولید با کشش ثابت مطابق زیر است:

$$y_{noil_t}(i) = [a_y^{\frac{1}{\theta_y}} y_t^{\frac{\theta_y+1}{\theta_y}}(i) + \quad (19)$$

$$(1 - \alpha_y)^{\frac{1}{\theta_y}} y_t^x(i)^{\frac{\theta_y+1}{\theta_y}}]^{\frac{\theta_y}{\theta_y+1}}$$

بنگاه‌های تولید کننده، سود خود را برای تعیین عرضه به بازارهای داخلی و خارجی حداکثر می‌کنند:

$$y_t^x = (1 - \alpha_y) \left(\frac{Ex_t P_t^x}{P_t^y} \right)^{\theta_y} y_{noil_t}(i) \quad (20)$$

$$y_t^d = \alpha_y \left(\frac{P_t^d}{P_t^y} \right)^{\theta_y} y_{noil_t}(i) \quad (21)$$

با توجه به شرایط مرتبه اول و ترکیب آن با قاعده تغییرات شاخص قیمت کالاهای تولید داخل، در نهایت می‌توان رابطه پویایی‌های نرخ تورم کالاهای تولید داخل (منحنی فیلیپس کینزی جدید) را به صورت خطی- لگاریتمی زیر بیان کرد:

صادرات به شکل زیر است:

$$y_t^x(i) = \left[\frac{P_t^x(i)}{P_t^x} \right]^{-\theta_x} y_t^x \quad (27)$$

$$P_t^x = \left[\int_0^1 P_t^{x1-\theta_x} di \right]^{\frac{1}{1-\theta_x}} \quad (28)$$

حال اگر بر اساس مدل کالوو تنها $1 - \theta_x$ درصد از صادرکنندگان فرصت پیدا می‌کنند تا به صورت بهینه قیمت‌های خود را تعیین کنند، برای سایر صادرکنندگان قیمت‌ها بر اساس تورم دوره قبل تعدیل خواهد شد که بر اساس شاخص‌سازی قیمت صادرات به شکل زیر است:

$$P_{t+1}^x(i) = (\pi_t^x)^{\tau_x} P_t^x(i) \quad (29)$$

به این ترتیب منحنی فیلیپس کینزی برای صادرات به شکل زیر در می‌آید:

$$\hat{\pi}_t^x = \left(\frac{v_x}{1 + \beta v_x} \hat{\pi}_{t-1}^x \right) \left(\frac{\beta}{1 + \beta v_x} \hat{\pi}_{t+1}^x \right) \quad (30)$$

$$\left(\frac{(1-v_x)(1-\beta v_x)}{\beta v_x(1+\beta v_x)} \hat{m}c_t^x \right)$$

صادرکنندگان کالاهای واسطه داخلی را به قیمت P_t^d خریداری می‌کنند و به مصرف‌کنندگان خارجی به قیمت P_t^x می‌فروشند.

اما بنگاه‌های وارداتی می‌توانند از سه طریق مورد توجه قرار گیرند: کالاهای مصرفی (C_t^M)، کالاهای سرمایه‌ای (I_t^M) و کالاهای واسطه‌ای (In_t^M). برای این منظور، در هر یک از سه حالت مذکور واردکننده در هر بخش به عنوان جمع‌گر مد نظر قرار می‌گیرد تا کالای مورد نظر را وارد نموده و سپس در اختیار تقاضا کنندگان از جمله بخش خصوصی و یا دولتی در بازار رقابت انحصاری قرار دهد. در اینجا، C_t^M عرضه کالای وارداتی است که تابعی از کالای خریداری شده از هر واردکننده (i) است.

$$C_t^M = \left[\int_0^1 C_t^x(i)^{\frac{\theta_{cm}-1}{\theta_{cm}}} di \right]^{\frac{\theta_{cm}}{\theta_{cm}-1}} \quad (31)$$

جمع‌گر هزینه خود را جهت تعیین تقاضا از هر واردکننده و قیمت کالای وارداتی حداقل می‌کند.

$$C_t^M(i) = \left[\frac{P_t^{cm}(i)}{P_t^{cm}} \right]^{-\theta_{cm}} C_t^M \quad (32)$$

$$P_t^{cm} = \left[\int_0^1 P_t^{cm1-\theta_{cm}} di \right]^{\frac{1}{1-\theta_{cm}}} \quad (33)$$

مجدداً طبق روش کالوو، تنها $1 - \theta_{cm}$ درصد از

بنگاه‌های واردکننده فرصت پیدا می‌کنند تا به صورت بهینه قیمت‌های خود را تعیین کنند و مابقی بنگاه‌ها قیمت کالاهای وارداتی خود را بر اساس شاخص‌بندی زیر تعدیل می‌کنند.

$$P_{t+1}^{cm}(i) = (\pi_t^{cm})^{\tau_{cm}} P_t^{cm}(i) \quad (34)$$

لذا شاخص قیمت واردات عبارت است از:

$$P_t^{cm1-\theta_{cm}} \quad (35)$$

$$= \vartheta_{cm} [(\pi_{t-1}^{cm})^{\tau_{cm}} P_{t-1}^{cm}]^{1-\theta_{cm}} + (1 - \vartheta_{cm}) P_t^{cm*1-\theta_{cm}}$$

هر واردکننده کالای مصرفی تصمیم می‌گیرد که قیمت بهینه P_t^{cm*} را برای حداکثر سازی سود خود بدست آورد. بنابراین منحنی فیلیپس کینزی برای کالاهای وارداتی به شکل زیر است:

$$\hat{\pi}_t^{cm} \quad (36)$$

$$= \left(\frac{v_{cm}}{1 + \beta v_{cm}} \hat{\pi}_{t-1}^{cm} \right) \left(\frac{\beta}{1 + \beta v_{cm}} \hat{\pi}_{t+1}^{cm} \right)$$

$$\left(\frac{(1-v_{cm})(1-\beta v_{cm})}{\beta v_{cm}1 + \beta v_{cm}} \hat{m}c_t^{cm} \right)$$

در حقیقت، واردکنندگان، کالاهای مورد نیاز را از بازارهای خارجی با قیمت P_t^f خریداری کرده و با قیمت P_t^{cm} به بازار داخلی می‌فروشند. لازم به ذکر است که نرخ ارز به صورت بازار آزاد در نظر گرفته شده است.

۳-۴- بخش نفت

در این مطالعه درآمدهای حاصل از صادرات نفت به صورت یک فرایند خودبازگشت مرتبه اول $AR(1)$ در نظر گرفته می‌شود.

$$Oil_t = \quad (37)$$

$$Oil_{t-1}^{oil} \exp(\varepsilon_t^{oil}); \varepsilon_t^{oil} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{oil}^2)$$

علاوه بر این، فرض می‌شود که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی (NDF_t) در هر دوره از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$NDF_t = NDF_{t-1} + \phi_F Oil_t - F_t + \quad (38)$$

$$\alpha_{nd} NDF_t + Z_t$$

که در آن NDF_{t-1} مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره فعلی منتقل می‌شود. ϕ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی، F_t تسهیلات اعطا شده صندوق به بخش خصوصی، ND_t خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق، α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق است که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود و Z_t سود

می‌کند:

$$c_t^G = [\alpha_{cG}^{\frac{1}{\theta_{cG}}} G d_{cG}^{\frac{\theta_{cG}+1}{\theta_{cG}}} + \quad (42)$$

$$(1 - \alpha_{cG})^{\frac{1}{\theta_{cG}}} c_t^{Gm} (i)^{\frac{\theta_{cG}+1}{\theta_{cG}}}]^{\frac{\theta_{cG}}{\theta_{cG}-1}} \quad (43)$$

$$I_t^G = [\alpha_{IG}^{\frac{1}{\theta_{IG}}} G d_{IG}^{\frac{\theta_{IG}+1}{\theta_{IG}}} + \quad (44)$$

همچنین، فرض می‌شود نرخ رشد حجم پول از قاعده زیر پیروی می‌کند (گلدوست و همکاران، ۱۳۹۷):

$$\dot{m}_t = m_{t-1}^{\rho_m} \pi_t^{\rho_\pi} y_t^{\rho_y} Re_t^{\rho_{re}} \quad (45)$$

که در این جا $\dot{m}_t = \frac{m_t}{m_{t-1}} \pi_t$ است. با این حال تابع عکس‌العملی که در آن ضرایب تنها در دوران رکود و رونق تغییر می‌کنند، نوعی قاعده خواهد بود که به صورت نامتقارن عمل می‌کند. لذا می‌توان گفت حساسیت مقام پولی نسبت به دو هدف خود در هر لحظه از زمان در حال تغییر است. با در نظر گرفتن این واقعیت، در مرحله بعد تابع عکس‌العمل معرفی شده یک مدل با پارامترهای متغیر در طول زمان خواهد شد.

$$\rho_y = \alpha_1 + \alpha_2 \rho_{y,t-1} + \xi_t$$

همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضریب مربوط به اهمیت تولید در قاعده سیاست پولی بر اساس روش مارکوف تجزیه شده و اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی در دوران رونق و رکود بر اساس ماتریس احتمال انتقال مورد ارزیابی و بررسی قرار می‌گردد.

۳-۶- شروط تسویه بازار

در نهایت در شرط تسویه بازار، چند اتحاد به مدل افزوده می‌شود تا مدل کامل شده و شرط والراس برقرار شود. این روابط به صورت زیر است:

$$y_t \equiv C_t + \frac{P_t^{cG} C_t^G}{P_t} + \frac{P_t^{IG} I_t^G}{P_t} + \quad (46)$$

$$\frac{X_t}{P_t} - \frac{M_t}{P_t}$$

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- مقداردهی پارامترهای مدل

جهت برآورد پارامترهای مدل از روش بیزین استفاده شده است. چگالی پیشین پارامترهای پژوهش با چگالی پسین بر اساس الگوریتم متروپولیس-هستینگز^۲ برآورد شده است. جدول (۱) مقادیر پارامترهای کالیبره شده را نشان می‌دهد.

واریزی به صندوق از محل سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق است که به بخش خصوصی تسهیلات داده نشده است. همچنین صندوق در هر دوره میزان F_t از منابع را از طریق بانک‌های تجاری به بخش خصوصی تسهیلات می‌دهد. فرض شده α_F درصد از منابع صندوق در هر دوره به بخش خصوصی تسهیلات داده می‌شود (صیادی و همکاران^۱، ۱۳۹۴: ۲۸):

$$F_t = \alpha_F NDF_t \quad (47)$$

همچنین، خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق را می‌توان به شکل زیر در نظر گرفت:

$$ND_t = ND_{t-1} + (1 + rd)F_t - \quad (48)$$

$$\alpha_{nd} ND_t$$

۳-۵- دولت و مقام پولی

دولت مخارج خود را از محل چاپ و عرضه اوراق مشارکت، استقرار از بانک مرکزی، اخذ مالیات و نیز فروش نفت و صادرات آن به خارج از کشور تأمین مالی می‌کند. به این ترتیب، درآمد دولت از محل درآمدهای مالیاتی، ارز حاصل از فروش نفت و خلق پول $d_t^G - d_{t-1}^G$ تأمین می‌شود. همچنین، مخارج دولت شامل پرداخت‌های انتقالی (Tr_t)، مصرف دولت (C_t^G) در قیمت P_t^{cG} ، سرمایه‌گذاری دولت I_t^G با قیمت P_t^{IG} است. در رابطه زیر، $\emptyset_f$ ، $\emptyset_{NIOG}$ و $\emptyset_{Dep}$ به ترتیب سهم صندوق توسعه ملی، شرکت ملی نفت ایران و مناطق نفت خیز محروم از درآمدهای نفتی مد نظر قرار می‌گیرد که هر ساله در قانون بودجه کشور تعیین می‌شود. لذا سهم دولت از درآمدهای نفتی پس از کسر سهم‌های مذکور از کل درآمدهای نفتی به دست می‌آید. به این ترتیب کسری بودجه دولت GBD_t به قیمت‌های حقیقی را می‌توان از طریق رابطه زیر بیان نمود (صیادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۹):

$$GBD_t = \frac{P_t^{cG}}{P_t} C_t^G + \frac{P_t^{IG}}{P_t} I_t^G + TR_t - \quad (49)$$

$$\left[\frac{(1 - \emptyset_f - \emptyset_{NIOG} - \emptyset_{Dep}) Oil_t}{P_t} + \right.$$

$$\left. \frac{(d_t^G - d_{t-1}^G)}{P_t} + t^w w_t N_t + \right.$$

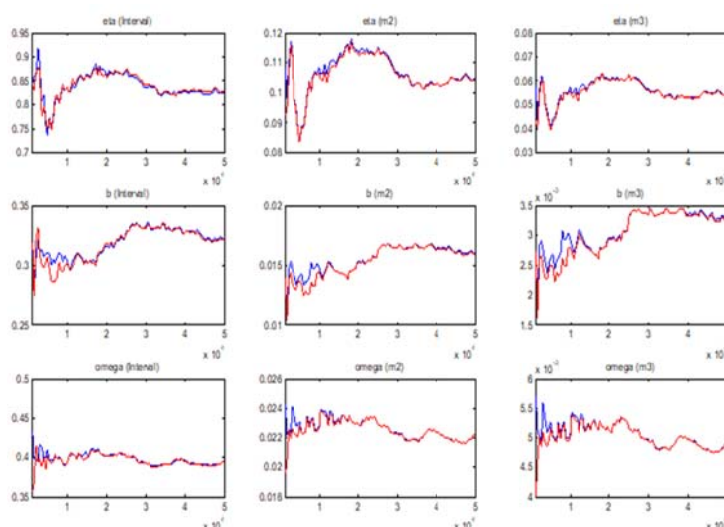
$$\left. t_t^{VA} \left(c_t + \frac{P_t^{cG}}{P_t} C_t^G \right) \right]$$

دولت کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای خود را از بازار داخلی (I_t^{Gd} و C_t^{Gd}) و کالاهای وارداتی (I_t^{Gm} و C_t^{Gm}) از طریق تابع CES با کشش جانشینی θ_{cG} و θ_{IG} به صورت زیر تأمین

جدول ۱. پارامترهای کالبره شده مدل

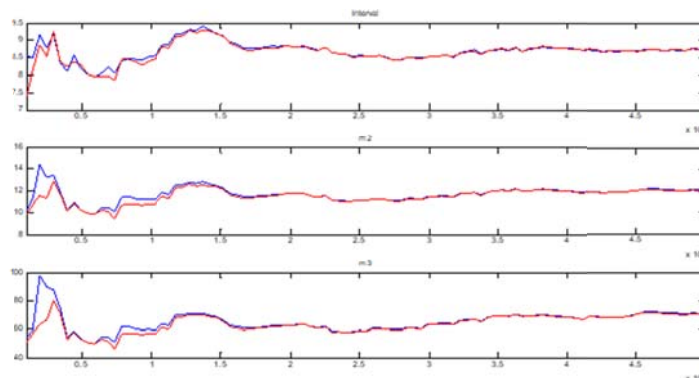
تعیین	مقدار پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)
عامل ترجیحات زمانی مصرف کننده	۰/۹۵ (۰/۰۱۲۵)	بتا	۰/۰۳۳ (۰/۰۱۸)
درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند.	۰/۹۶۴۸ (۰/۰۱۲۵)	بتا	۰/۷ (۰/۰۲)
سهم سرمایه خصوصی در تولید	۰/۴۴۲۷ (۰/۰۲)	بتا	۰/۴۲ (۰/۰۲)
کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	۰/۰۹۵۳ (۰/۰۱)	نرمال	۰/۱ (۰/۰۱)
عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵ (۰/۰۵)	گاما	۱/۶۶۲ (۰/۰۵)
کشش جانشینی بین مصرف خصوصی و دولتی	۰/۱۹۳۱ (۰/۰۰۱)	بتا	۰/۲ (۰/۰۰۱)
عکس کشش نیروی کار	۲/۲۴ (۰/۰۴۹۹)	گاما	۲/۱۷۵ (۰/۰۵)
عکس کشش تراز حقیقی	۱/۰۷۲۱ (۰/۰۲۰۵)	گاما	۲/۳۹ (۰/۰۵)
ضریب فرآیند خودرگرسیون شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی	۰/۸۵۰۶ (۰/۰۱)	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۱)
خطای استاندارد شوک نرخ بهره	۰/۰۶ (۰/۰۰۳)	گامای معکوس	۰/۱ (۰/۰۰)
خطای استاندارد شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی	۰/۰۸ (۰/۰۰)	گامای معکوس	۰/۰۵ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق



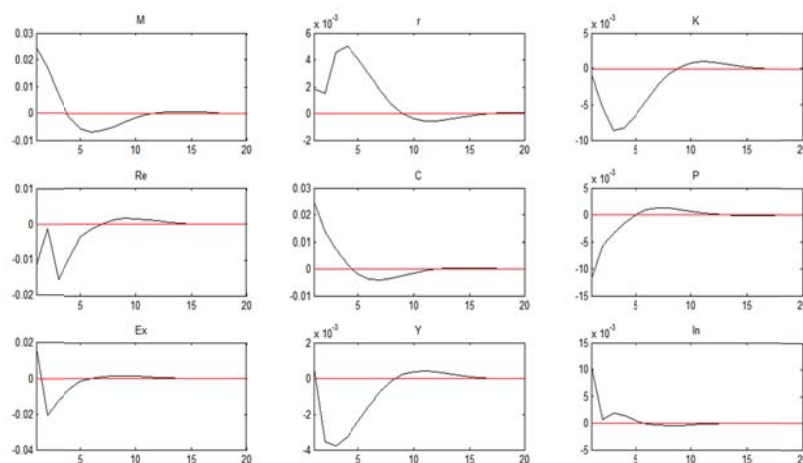
نمودار ۱. گشتاورهای اول، دوم و سوم زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. آزمون‌های بازتشنیصی چندمتغیره

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد که متغیرهای تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، ترازپرداخت و در واکنش به شوک وارد شده واکنش منفی از خود نشان دادند اما متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره و حجم پول در واکنش به این شوک واکنش مثبتی از خود نشان داده‌اند. مشاهده گردید که شدت واکنش متغیرهای ذکر شده به دلیل بروز نااطمینانی در شرایط و تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی در شرایط رکودی شدیدتر از دوران رونق بوده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در چرخه‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی بوده است. در این مطالعه از یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی و اطلاعات آماره بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شده است. در این مطالعه بر اساس تجزیه دوران رونق و رکود شوک

در نمودارهای (۱ و ۲) نیز آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره بروکز و گلمن^۱ (۱۹۹۸) و نتایج برآورد بیزی با استفاده از روش MCMC گزارش شده است که بیانگر خوبی برازش صورت گرفته است.

در این بخش، به برآورد شبیه‌سازی شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی در دوره‌های رونق و رکود پرداخته شده است. برای این منظور پس از استخراج و محاسبه ماتریس احتمال انتقال و تجزیه دوران رونق و رکود به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده پرداخته شده است.

همان گونه که مشاهده می‌شود واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست اقتصادی در شرایط رکودی شدیدتر از دوران رونق بوده است.

1. Brooks & Gelman

عباسی‌نژاد (۱۴۰۲)، هوانگ و پونزی (۲۰۲۴)، آدجی و همکاران (۲۰۲۳) و آدجی و همکاران (۲۰۲۲) بوده است. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که به منظور کاهش اثرات اقتصادی مربوط به نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی سیاست‌مداران کشور در حوزه‌های مختلف از اعمال سیاست‌های صلاح‌دیدی که منجر به کاهش شهرت و اعتبار سیاست‌گذار شده پرهیز نموده و علاوه بر این حساسیت سیاست‌های اعمال شده به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز و تورم در هر دوره سنجیده شود.

وارد شده از ناحیه مؤلفه نااطمینانی سیاست اقتصادی در این دوران بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شد. نتایج بدست آمده بیانگر این موضوع بوده است که در دوران رونق اثرات شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی بر متغیرهایی مانند تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف کمتر از دوران رکود بوده است و در دوران رکود اثر منفی این شوک بر متغیرهای ذکر شده شدیدتر بوده است. علاوه بر این اثر شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی بر متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز نیز در دوران رونق و رکود اقتصادی مثبت بوده و منجر به افزایش در این متغیرهای اسمی شده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه هم‌راستا با نتایج مطالعه یاوری‌فر و همکاران (۱۴۰۲)، گودرزی و

منابع

- Adjai, A. G., Tweneboah, A. & Owusu, J. P. (2022). "Interdependence of Economic Policy Uncertainty and Business Cycles in Selected Emerging Market Economies". *Journal of Financial Economic Policy*, 14(5), 601–632.
- Adjai, A. K., Tweneboah, G. & Junior, P. O. (2023). "Nonlinear Causal Relationship between Economic Policy Uncertainty and Macroeconomic Variables in Selected Emerging Market Economies". *Annals of Financial Economics*, 18(1), 1-25.
- Andreasen, M. M. & Jorgensen, K. (2020). "The Importance of Timing Attitudes in Consumption-Based Asset Pricing Models". *Journal of Monetary Economics*, 111(3), 95-117.
- Basu, S. & Bundick, B. (2018). "Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand: Reply". *Econometrica*, Econometric Society. 86(4), 1527-1531.
- Brooks, S. P. & Gelman, A. (1998). "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations". *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455.
- Broumand, S. (2018). "Determining the Optimal Rule of Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks, Global Currency Inflation on Macroeconomic Variables in the form of a DSGE Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". PhD. Thesis, Islamic Azad University, Science and Research Unit.
- Cacciatore, M. & Ravenna, F. (2021). "Uncertainty, Wages and the Business Cycle". *The Economic Journal, Royal Economic Society*, 131(639), 2797-2823.
- Calvo, G. A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Easterly, W., Islam, R. & Stiglitz, J. E. (2001). "Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility". *Annual Bank Conference on Development Economics*, Washington: World Bank, 191-212.
- Felices, G. & Tuesta, V. (2010). "Monetary Policy in a Dual Currency Environment". Central Reserve Bank of Peru Working Paper.
- Goldoust, M., Najafizadeh, S. A., Fakhre Hosaini, S. F. & Sarlak, A. (2019). "Resilience of Macroeconomic Variables of the Iranian Economy against Monetary Policy Shock Based on the DSGE Model". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2), 1-28. (In Persian).
- Grier, K. & Perry, M. (2000). "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence". *Journal of Applied*

- Econometrics*, 15, 45-58.
- Gudarzi, Y. & Abbasinejad, H. (2023). "Measuring the Impact of Economic Uncertainty Impulse on Macroeconomic Variables: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". *Stable Economy Journal*, 4(3), 106-133. (In Persian).
- Gudarzi Farahani, Y., Mehrara, M. & Mohamadifard, F. S. (2023). "The Effects of Financial Instability on Macroeconomic Variables With an Emphasis on the Role of Banks With the DSGE approach". *The Journal of Economic Policy*, 15(29), 171-201. (In Persian).
- Heydari, D., Sohaili, K. & Falahati, A. (2023). "Investigating the Long-Term Effects of Tax Collection and Economic Policy Uncertainty on Taxpayer's Defensive Behaviors with the PMG Approach: a Case Study of Selected Tehran Stock Exchange Companies". *Public Sector Economics Studies*, 23(2), 24-45. (In Persian).
- Hong, Y., Zhang, R. & Zhang, F. (2024). "Time-Varying Causality Impact of Economic Policy Uncertainty on Stock Market Returns: Global Evidence from Developed and Emerging Countries". *International Review of Financial Analysis*, 91(2), 84-96.
- Huang, B. & Punzi, M. T. (2024). "Macroeconomic Impact of Environmental Policy Uncertainty and Monetary Policy Implications". *Journal of Climate Finance*, 7(2), 213-235.
- Lucas, R. E. (1981). "Methods and Problems in Business Cycle Theory". *Journal of Money, Credit and Banking*, 12(2), 696-715.
- Mohammadi, M., Khalili, F. & Asgari, F. (2022). "Investigating the Effects of Macroeconomic Uncertainty on the Forecast of Future Activities of the Real Sector of Economics and Politics in Iran". *Political Sociology of Iran*, 5(7), 34-56. (In Persian).
- Rahimian, F., Sharifi Renani, H. & Ghobadi, S. (2021). "The Role of Financial Market Stability on Monetary Policy Transmission Mechanism in Iran: A Multivariate GARCH Approach". *Journal of Asset Management and Financing*, 9(3), 37-64.
- Samsami, H. & 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).
- Samsami, H., Davoodi, P. & Abbasgholi Nezhad Asbaghi, R. (2023). "A Comparative Evaluation of the Effect of Financial Frictions on the Transmission Mechanism of Monetary Policy With an Emphasis on the Endogeneity of Money on Iran's Economy". *Iranian Journal of Economic Research*, 28(96), 207-252. (In Persian).
- Sayadi, M., Daneshjafari, D., Bahrami, J. & Rafeei, M. (2015). "A Framework for the Optimum Oil Revenue Allocation in Iran; Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". *Planning and Budgeting*, 20(2), 21-58. (In Persian).
- Yavarifar, A., Emami, K. & Mohammadi, T. (2024). "The Effects of the Economic Policy Uncertainty Shock on Iran's Economy with the DSGE Approach". *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 38-66. (In Persian).