

Investigating the effects of monetary shocks on the performance of Iran's macroeconomics despite the presence of cryptocurrency: a dynamic stochastic general equilibrium approach

Farhad Zand¹ | Reza Akbarian^{2*} | Ahmad Sadraei Javaheri³ | Hojat Parsa⁴

1. Ph.D. Candidate, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: farhad3193@yahoo.com (0009-0008-7650-9803)
2. Corresponding Author, Associate Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran. E-mail: rakbarian@khu.ac.ir (0009-0006-7342-3380)
3. Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: sadraei@shirazu.ac.ir (0000-0002-7853-4411)
4. Associate Professor, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. E-mail: hparsa@pgu.ac.ir (0000-0002-9308-114X)

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	The purpose of this article is to understand more precisely the effects of monetary shocks on the performance of the Iranian macroeconomics despite the presence of cryptocurrency. And how to examine the impact of the price of Bitcoin on important macroeconomic indicators in a framework of a stochastic dynamic general equilibrium model and to evaluate the model. The economic consequences of Bitcoin expanded on the Iranian economy. The economy is considered closed. The research results show that the government and monetary authorities should pay attention to the mechanism of the financial accelerator channel in the evaluation of policy consequences. Because in case of a shock to the means of existence of cryptocurrency, this channel can strengthen and expand the effects of the initial shock on the economy and strengthen or determine the effect of economic and monetary and financial policies. The results show that due to the dominant role of banks in playing the role of financial intermediation in the existence of crypto-currency instruments, the weakening of the banks' balance sheets will leave recessionary effects. and capitalize from bank facilities to market capitalization
Article history: Received: 23 Jan. 2024	
Received in revised form: 13 Nov. 2024	
Accepted: 4 Nov. 2024	
Keywords: Economic policy, real sector of the economy inflation, wages	
JEL: E00, E21, E29 3	

Cite this article: Zand, Farhad. Akbarian, Reza, Sadraei Javaheri, Ahmad & Parsa, Hojat. (2022). Investigating the effects of monetary shocks on the performance of Iran's macroeconomics despite the presence of cryptocurrency: a dynamic stochastic general equilibrium approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 14 (52), 1-59.



DOI: 00000000000000000000

© The Author(s).

Publisher: Kharazmi University

DOI: 00000000000000000000000000000000

Journal of Economic Modeling Research, Vol, 14, No. 52, 2022, pp. 1-59.



بررسی آثار شوک‌های پولی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران با وجود رمز ارز: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی

فرهاد زند^۱ | رضا اکبریان*^۲ | احمد صدرائی جواهری^۳ | حجت پارسا^۴

۱. دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و امور اجتماعی، دانشگاه شیراز. رایانامه: farhad3193@yahoo.com (0009-0008-7650-) 9803

۲. نویسنده مسئول، دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی. رایانامه: rakbarian@khu.ac.ir (0009-0006-7342-3380)

۳. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز. رایانامه: sadraei@shirazu.ac.ir (0000-0002-7853-4411)

۴. دانشیار دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس. رایانامه: hparsa@pgu.ac.ir (0000-0002-9308-114X)

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	هدف این مقاله فهم دقیق‌تر این مساله است که آثار شوک‌های پولی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران با وجود رمزارز چگونه می‌باشد. و چگونه می‌توان تأثیر قیمت بیت کوین بر شاخص‌های مهم کلان اقتصادی در یک چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی را بررسی کرد و مدل را برای ارزیابی پیامدهای اقتصادی بیت کوین بر روی اقتصاد ایران گسترش داد. اقتصاد به صورت بسته در نظر گرفته می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که دولت و مقامات پولی باید مکانیسم کانال شتابگر مالی را در ارزیابی پیامدهای سیاستی مورد توجه قرار دهند. زیرا در صورت وارد شدن یک شوک به ابزارهای وجود رمز ارز، این کانال می‌تواند موجب تقویت و گسترش اثرات شوک اولیه بر اقتصاد شود و اثر سیاست‌های اقتصادی و پولی و مالی را تقویت یا تحدید نماید. نتایج نشان می‌دهد به دلیل نقش مسلط بانک‌ها در ایفای نقش واسطه‌گری مالی در ابزارهای وجود رمز ارز، تضعیف ترازنامه بانک‌ها اثرات رکودی برجای می‌گذارد. در این شرایط بخش حقیقی اقتصاد می‌تواند با تقویت ابزارها و نوآوریهای نوین مالی بخشی از وظایف بانک‌ها را انجام دهد و سرمایه‌سازی از تسهیلات بانکی به سمت سرمایه‌سازی بازاری سوق یابد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۰۳	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۰۸/۲۳	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۱۴	
واژه‌های کلیدی: سیاست اقتصادی، بخش واقعی اقتصاد تورم، دستمزد.	
طبقه‌بندی JEL: G32, C53, C58	

استناد: زند، فرهاد؛ اکبریان، رضا؛ صدرائی جواهری، احمد؛ و پارسا، حجت (۱۴۰۲). بررسی آثار شوک‌های پولی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران با وجود رمز ارز: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۴ (۵۲)، ۱-۵۹.



DOI: 000000000000000000000000

© نویسندگان.

ناشر: دانشگاه خوارزمی.



۱. مقدمه

اقتصادهای بازار به سیستم پرداخت برای تسهیل تجارت و تبادل بین بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان در بازار محصولات متکی هستند. این سیستم‌ها نیز در تبدیل پس‌انداز داخلی و بین‌المللی به سرمایه‌گذاری‌های مولد از طریق بازارهای مالی کمک می‌کنند. خدمات پرداخت در درجه اول توسط سیستم بانکی عرضه و معمولاً توسط بانک مرکزی به عنوان یک ابزار مهم برای اجرای سیاست پولی تنظیم می‌شود

"پرداخت" انتقال ارزش پولی است. بنابراین پرداخت، انتقال وجوه به صورتی است که تعهد از طرف یک پرداخت‌کننده به دریافت‌کننده وجه ادا می‌شود. سیستم پرداخت شامل مجموعه‌ای از ابزارها، روش‌های بانکی و به طور معمول، سیستم‌های انتقال وجه بین بانکی است که گردش پول را تضمین می‌کند

در یک سطح عمومی، اصطلاح "سیستم پرداخت" به مجموعه کاملی از ابزارها، واسطه‌ها، قواعد، رویه‌ها، فرآیندها و سیستم‌های انتقال وجه بین بانکی اشاره دارد که موجب تسهیل گردش پول در یک کشور (یا ارز در یک منطقه) می‌شود.

کرتزمن^۱ (۱۹۹۳) بیان می‌کند که پول تغییر شکل داده است و دیگر یک شیء نیست بلکه یک سیستم است. پول شبکه‌ای است که صدها هزار رایانه از هر نوعی را در مکان‌های مختلف به هم مرتبط می‌کند. انتقال وجوه مالی یا پرداخت‌ها به طور گسترده شامل پرداخت‌های غیر نقدی، برداشت پول نقد و انتقال از یک حساب به دیگری است.

در ادبیات اقتصادی، به طور معمول اعتقاد بر این است که نسبت بالاتری از تراکنش‌های پرداخت الکترونیکی، نشان‌دهنده یک سیستم پرداخت توسعه یافته‌تر و با کارآمدی بیشتر است، یعنی به توسعه اقتصاد و افزایش توان رقابتی کمک می‌کند. کاهش سهم اسکناس و مسکوک در دست اشخاص از نقدینگی از یک سو و افزایش سهم ارزش تراکنش‌های شاپرک از نقدینگی از سوی دیگر را می‌توان

¹ Kurtzman

نتایج استفاده بیش از پیش مردم در استفاده از پرداخت‌های الکترونیک به جای پول نقد در جامعه دانست (وارگا^۱، ۲۰۱۶).

استفاده از پرداخت غیر نقدی مزایای متعددی دارد، از جمله می‌توان به کاهش هزینه چاپ اسکناس و مسکوک و افزایش سرعت مبادلات اشاره کرد. بر خلاف مبادلات نقدی سنتی، پرداخت‌های غیر نقد، سرقت و سایر جرائم مرتبط با پرداخت نقدی را کاهش می‌دهد. زمانی که مردم سایر روش‌های جایگزین پرداخت را انتخاب می‌کنند، هنگام خرید کردن، پول کمتری را نگه می‌دارند (تی^۲ و همکاران، ۲۰۱۶).

بدین ترتیب، انگیزه سارقان برای جرائم مرتبط با پول نقد حذف می‌شود. همانطور که برای فروشندگان به دلیل سهولت مبادله از طریق روش‌های مختلف پرداخت، باعث بهبود درآمد و کارایی و کاهش هزینه‌های عملیاتی می‌شود (آرمی^۳ و همکاران، ۲۰۱۴).

بانکداری الکترونیک، می‌تواند بر ذخایر بانک‌ها، پایه پولی، ترازنامه بانک مرکزی، سرعت گردش پول، ضریب فزاینده پولی، حجم ذخایر قانونی، سیاست‌های پولی و عرضه و تقاضای پول و به‌خصوص در استقلال بانک مرکزی تأثیرگذار باشد.

برای پول تعاریف مختلفی وجود دارد که از اسکناس و مسکوک آغاز شده و رفته رفته طیف وسیعی از کالاها و اوراق مالی را شامل می‌شود. دو تعریف عمومی که بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد، یکی حجم پول، یا عرضه پول به مقیاس M_1 ، و دیگری حجم نقدینگی یا عرضه پول به مقیاس M_2 است. M_1 همان مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده‌های دیداری، و M_2 مجموع M_1 و سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار است (دورنباخ^۴ و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین اسکناس و مسکوک، هم جزئی از اجزاء M_1 و هم جزئی از اجزاء M_2 است. هر کدام از این تعاریف را که مد نظر قرار دهیم، تصمیم واحدهای اقتصادی برای نگهداری پول در قالب اسکناس و مسکوک و سایر اجزاء آن، حداقل از دو جنبه حائز اهمیت است: هر چه سهم اسکناس و مسکوک در دست مردم از کل پول بیشتر باشد،

¹ Varga

² Tee

³ Armey

⁴ Dornbusch

قدرت مقامات پولی در تأثیرگذاری بر عرضه پول کمتر خواهد بود و سیاست پولی کارایی کمتری خواهد داشت. زیرا در شرایطی که اسکناس و مسکوک در دست مردم سهم بزرگی از پول نقد را تشکیل دهد، ضریب فزاینده پولی کاهش یافته و چنانچه بانک مرکزی تصمیم بر تغییر حجم پول بگیرد، برای انجام آن، نیاز به تغییر وسیعی در حجم پایه پولی و یا سایر ابزارهای سیاست پولی دارد. روشن است که بانک مرکزی زمانی می‌تواند نقش خود را در کنترل بازار پول به نحوی قدرتمند ایفا نماید که اسکناس و مسکوک، بخش وسیعی از پول نقد را تشکیل ندهد. همچنین هرچه اسکناس و مسکوک در دست مردم سهم بیشتری از پول را تشکیل دهد، هزینه‌های مربوط به انتشار و جایگزینی اسکناس و مسکوک بیشتر می‌شود (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۳).

قابلیت کنترل ابزار سیاست پولی از چالش‌های سیاستگذاری پولی در ایران است. کاهش کنترل بانک مرکزی بر عرضه پول و اعمال سیاست پولی به دلیل تغییری است که در پایه پولی و ضریب فزاینده پولی رخ می‌دهد. نرخ تغییرات پایه پولی که ابزار اصلی سیاست پولی در ایران است دارای نوسان بوده و این نوسانات به بی‌ثباتی ضریب فزاینده پول و نقدینگی می‌افزاید.

برای اجرای مؤثر سیاست پولی، سیاستگذار نیاز به ابزار کارآمد و اختیارات مکفی برای انجام مأموریت‌های خود دارد. برای تنظیم سیاست‌های پولی و واکنش به تغییر وضعیت اقتصاد و شوک‌های واقع شده، بانک مرکزی نیازمند ابزارهای مناسب و همچنین قابلیت کنترل بر این ابزارها است. هر قدر کنترل بانک مرکزی بر ابزارهای سیاست پولی بیشتر باشد، احتمال دسترسی به اهداف غایی (ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی) برای سیاستگذار بیشتر است (کاتانیا^۱ و همکاران، ۲۰۱۸).

اینکه سیاستگذاران باید چه کاری را در ارتباط با پول و بانکداری الکترونیک انجام دهند عبارت است از مشخص کردن اختلاف رفتارها و عکس‌العمل‌های اقتصاد و جامعه ناشی از استفاده از بانکداری الکترونیک و سپس بررسی و مطالعه در خصوص انتخاب سیاست‌هایی که سیاستگذاران باید اتخاذ کنند.

¹ Catania

لذا سؤال مهمی که مطرح می‌شود این است که آیا نوآوری‌های تکنولوژی در رمز ارز می‌تواند به توانایی بانک مرکزی در به انجام رساندن عملیاتی که بر فعالیت‌های اقتصادی (به معنای واقعی بر تولید حقیقی و یا تورم) تأثیرگذار است، خدشه وارد کند، به عبارت دیگر آیا رمز ارز بر تسلط بانک مرکزی بر سیاست‌های پولی مؤثر است و این ابزارها تا چه اندازه بر ایفای نقش بانک مرکزی در کنترل و اجرای سیاست پولی تأثیر می‌گذارد. با بررسی این موضوع می‌توان کانال تأثیرگذاری این ابزارها را بر بخش حقیقی اقتصاد مورد مطالعه قرار داد (کاتانیا و همکاران، ۲۰۱۹). در ادامه پژوهش، تأثیر سیستم‌های پرداخت الکترونیک بر سرعت گردش پول نیز بررسی خواهد شد.

نوسانات سرعت گردش پول و عوامل مؤثر بر آن نقش حائز اهمیتی در سیاستگذاری پولی دارد. یافتن الگوی رفتاری معین برای این متغیر، سیاستگذار را قادر می‌سازد تا حجم مطلوب عرضه پول را برای نیل به سطح معینی از تورم پیش‌بینی نماید.

افزایش و پایداری سرعت گردش پول و کاهش نیاز جامعه به عرضه پول، نشانگر مرحله توسعه یافتگی بازارهای پولی و مالی بوده و شاخص کارآیی مکانیزم پرداخت‌ها در جامعه به شمار می‌رود. سابقه نظری استفاده از مجموعه‌های پولی برای سیاستگذاری در نظریه مقداری پول عرضه شده که بر معادله ذیل متمرکز است:

$$M.V = P.Y$$

بنابراین معادله حجم پول M ، ضرب در سرعت گردش پول V برابرست با تولید ناخالص ملی $(P.Y)$. اگر V و Y از قبل مشخص باشند، طبق این معادله بانک مرکزی می‌تواند از طریق انتخاب سطح مناسب موجودی پول M ، سطح عمومی قیمت‌ها P ، را کنترل نماید. انجام این کار نیازمند تحقق دو شرط است. اول اینکه سرعت گردش پول قابل پیش‌بینی و ثابت باشد. دوم اینکه، بانک مرکزی قادر به تعیین مقدار موجودی پول باشد.

موضوع ثابت نسبی $V = \frac{Y}{m}$ از نکات محوری پولیون محسوب می‌شود. اما تابع سرعت گردش پول علاوه بر نرخ بهره، بازدهی دارایی‌های رقیب پول، تورم انتظاری و تولید واقعی، شامل متغیر تکنولوژی نیز می‌باشد. بدین معنی که سرعت گردش پول به توسعه سیستم پرداخت، تنوع جانشین‌های

پس‌انداز، تحولات در زمینه ابداعات مالی و همچنین به عوامل ساختاری بستگی دارد. به عبارت دیگر همزمان با توسعه سیستم بانکداری، آزادسازی بازار ارز و بهبود چارچوب سیاستگذاری پولی، سرعت گردش پول نیز ثابت نبوده و دچار نوسان می‌گردد. لذا با توجه به بی‌ثباتی سرعت گردش پول و ارتباط تنگاتنگ آن با رفتار تقاضا برای پول، این متغیر به مثابه یک متغیر کلیدی، در سیاستگذاری‌های پولی اهمیت فوق‌العاده‌ای دارد (چیه^۱ و همکاران، ۲۰۱۸).

پژوهش ما دیدگاه‌های جدید و شواهد نویی بر روی مکانیزم‌های زیرین اثرات سرریز رمزارز در اقتصاد دارد این پژوهش همچنین می‌تواند راهنمایی باشد برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذارانی که در بانک مرکزی مشغول به فعالیتند و درباره اینکه محققین چگونه در برابر رمز ارزو اکو سیستمش در آینده عمل نمایند.

اصولاً درک بیشتر ما از ساختار رمزارزها و تاثیرات آن بر اقتصاد کلان ایران، با وجود محبوبیت روزافزون آن در مقابل هشدارهای شدید سیاست‌گذاران، انگیزه اصلی این پژوهش است. در شرایط تحریمی و با وجود مشکلات استفاده از ارزهای رایج که توسط جامعه بین‌المللی برای ایران بوجود آمده است استفاده از رمزارزها به جهت کم کردن آثار منفی تحریم‌ها راه حل منطقی‌ای بنظر می‌رسد. بنابراین شناخت تاثیرات رمزارزها بر روی اقتصاد کلان در ایران و بررسی شوک‌های پولی با توجه به حضور رمزارزها بعنوان یک واقعیت غیر قابل انکار امری غیر قابل اجتناب بنظر می‌رسد.

۲. مبانی نظری

موضوع مورد نظر ما، بررسی آثار شوک‌های پولی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران با وجود رمز ارز، با استفاده از رهیافت تعادل پویای تصادفی^۲، به بررسی نقش و تأثیر رمز ارزها در سیستم اقتصادی ایران و تعامل آن‌ها با متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازد. این رویکرد به ما کمک می‌کند که با استفاده از مدل‌های اقتصادی و داده‌های تجربی، چگونگی تأثیر رمز ارزها بر جنبه‌های مختلف اقتصاد کلان مانند

^۱ Cheah

^۲ DSGE

تولید، تورم، بیکاری، نرخ بهره و نوسانات اقتصادی را تحلیل کنیم. در ادامه، به برخی از مبانی نظری و ابعاد این موضوع می‌پردازیم:

رمز ارزها، که به عنوان پول‌های دیجیتال غیر متمرکز شناخته می‌شوند، برخلاف ارزهای سنتی توسط دولت‌ها یا نهادهای مرکزی منتشر نمی‌شوند و از فناوری بلاکچین برای تضمین امنیت، شفافیت و غیرقابل تغییر بودن تراکنش‌ها استفاده می‌کنند. بیت کوین به عنوان اولین و معروف‌ترین رمز ارز، به ایجاد مفهوم جدیدی از پول دیجیتال کمک کرده است و در پی آن ارزهای دیجیتال متعددی با ویژگی‌ها و کاربردهای مختلف به وجود آمده‌اند (آدبولا^۱ و همکاران، ۲۰۱۹).

رمز ارزها در نقش واسطه تبادل، ابزار ذخیره ارزش، و واحد حساب (البته در موارد خاص و به صورت محدود) ظاهر شده‌اند. این ویژگی‌ها در کنار غیرمتمرکز بودن و قابلیت انتقال بین‌المللی سریع، رمز ارزها را به یک دارایی جذاب تبدیل کرده است.

مدل‌های تعادل پویای تصادفی از جمله رویکردهای مدرن در اقتصاد کلان هستند که به بررسی پویایی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت اقتصاد با استفاده از فرایندهای تصادفی و معادلات غیرخطی می‌پردازند. این مدل‌ها امکان تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی اثرات سیاست‌های اقتصادی و شوک‌های مختلف بر اقتصاد را فراهم می‌کنند.

مدل‌های DSGE بر اساس بهینه‌سازی رفتار عوامل اقتصادی (مانند خانوارها و بنگاه‌ها) شکل می‌گیرند. این عوامل، در چارچوبی پویا و با در نظر گرفتن نوسانات تصادفی، تصمیم‌گیری‌های خود را به گونه‌ای تنظیم می‌کنند که منجر به تعادل پویای اقتصاد می‌شود. در مدل DSGE، متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید، مصرف، تورم و نرخ بهره به صورت پویای تصادفی مدل‌سازی می‌شوند و تعاملات بین آن‌ها و پاسخ به شوک‌های مختلف (مثلاً شوک‌های پولی، مالی یا تکنولوژیکی) مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

¹ Adebola

با توجه به جایگاه جدید رمز ارزها و گسترش کاربردهای آن‌ها، بررسی ارتباط این پدیده با متغیرهای کلان اقتصادی حائز اهمیت است. رمز ارزها به واسطه طبیعت دیجیتال و ویژگی‌های خاص خود، می‌توانند بر جنبه‌های مختلف اقتصاد اثرگذار باشند:

تأثیر بر تورم و سیاست پولی: رمز ارزها، به دلیل غیرمتمرکز بودن و نبود نهاد کنترلی مرکزی، می‌توانند بر سیاست پولی کشورها تأثیر بگذارند. در صورتی که رمز ارزها به عنوان جایگزینی برای پول ملی استفاده شوند، بانک‌های مرکزی در تنظیم سیاست‌های پولی (مانند کنترل عرضه پول) ممکن است با چالش مواجه شوند.

تأثیر بر نرخ بهره: به دلیل جذب سرمایه و سرمایه‌گذاری در رمز ارزها، امکان دارد تقاضا برای پول نقد یا دیگر دارایی‌های مالی سنتی کاهش یابد که می‌تواند نرخ بهره را تحت تأثیر قرار دهد.

تأثیر بر نوسانات اقتصادی و بازارهای مالی: رمز ارزها به عنوان یک دارایی جدید و پرنوسان، می‌توانند بر نوسانات اقتصادی و بازارهای مالی تأثیر بگذارند. ورود سرمایه به بازار رمز ارزها و خروج از سایر بازارها، ممکن است موجب بی‌ثباتی در بازارهای مالی و نوسانات قیمتی شود.

تأثیر بر تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی: رمز ارزها به واسطه امکان تسهیل انتقال بین‌المللی سرمایه و کاهش هزینه‌های تراکنشی، می‌توانند در تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی نقش مؤثری ایفا کنند (کاتانیا و همکاران، ۲۰۱۹).

با استفاده از مدل DSGE، می‌توان تأثیرات رمز ارزها بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را شبیه‌سازی و تحلیل کرد. در این راستا، چند گام اساسی برای مدل‌سازی و تحلیل نیاز است:

الف) تعیین متغیرهای کلیدی مدل: برای تحلیل نقش رمز ارزها، متغیرهایی همچون تولید ناخالص داخلی^۱، نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ بیکاری، تقاضای کل، و نرخ ارز باید در مدل مورد استفاده قرار گیرد.

ب) تعیین شوک‌های احتمالی: شوک‌های مختلفی که می‌توانند بر بازار رمز ارزها تأثیر بگذارند، مانند شوک‌های مالی (تغییرات در عرضه رمز ارزها)، شوک‌های تکنولوژیکی (پیشرفت فناوری

^۱ GDP

بلاکچین)، و شوک‌های سیاست‌گذاری (مقررات دولت‌ها در مورد رمز ارزها) باید در مدل لحاظ شوند.

ج) معادلات ساختاری و قیود: مدل DSGE شامل معادلاتی است که روابط بین متغیرها و واکنش عوامل اقتصادی به شوک‌های مختلف را مشخص می‌کند. برای مثال، معادلات عرضه و تقاضای کل، تابع مصرف و تابع سرمایه‌گذاری از جمله معادلاتی هستند که باید با توجه به نقش رمز ارزها تعریف شوند.

چند چالش و محدودیت اصلی در این تحلیل وجود دارد که باید به آن‌ها توجه کرد: نبود داده‌های کافی و دقیق: به دلیل جدید بودن رمز ارزها و عدم شفافیت در برخی از جنبه‌های آن، داده‌های تاریخی کافی برای تحلیل بلندمدت ممکن است وجود نداشته باشد. مشکلات قانونی و نظارتی: هنوز بسیاری از کشورها، از جمله ایران، چارچوب‌های قانونی مشخصی برای رمز ارزها ندارند. این ابهام ممکن است نتایج تحلیل‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. ریسک‌های نوسانی رمز ارزها: رمز ارزها به دلیل نوسانات بالا و تأثیرپذیری از اخبار و تصمیمات دولت‌ها یا شرکت‌های بزرگ، می‌توانند بر دقت و پایداری مدل تأثیر بگذارند (آسیماکوپولوس^۱، ۲۰۲۳).

تحلیل جایگاه رمز ارز در اقتصاد ایران با رویکرد تعادل پویای تصادفی می‌تواند به سیاست‌گذاران و محققان در درک بهتر اثرات رمز ارزها بر متغیرهای کلان اقتصادی کمک کند. این تحلیل می‌تواند به تدوین سیاست‌های اقتصادی موثر در جهت مدیریت و بهره‌برداری از فرصت‌های رمز ارزها و کاهش اثرات منفی احتمالی کمک کند. مدل DSGE نیز به دلیل ساختار پویا و انعطاف‌پذیر خود، ابزاری مناسب برای تحلیل چنین موضوعات پیچیده‌ای است و می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های آگاهانه در مواجهه با توسعه رمز ارزها در ایران منجر شود.

¹ Asimakopulos

۳. پیشینه تحقیق

کاتانیا و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی نحوه تأثیرگذاری شوک‌های پولی (مانند تغییرات ناگهانی در نرخ بهره یا سیاست‌های نقدینگی بانک مرکزی) بر اقتصاد کلان پرداخته و همچنین تحلیل می‌کند که ارزهای دیجیتال (مانند بیت‌کوین) چگونه می‌توانند به عنوان یک دارایی پناهگاه^۱ عمل کنند. در این مدل، ارزهای دیجیتال به عنوان گزینه‌ای برای حفظ ارزش در مقابل کاهش ارزش پول‌های رسمی در نظر گرفته می‌شوند. همچنین، این مطالعه نشان می‌دهد که در شرایط رکود اقتصادی عمیق، افراد و شرکت‌ها ممکن است به سمت ارزهای دیجیتال حرکت کنند تا از کاهش ارزش پول رسمی و دارایی‌های وابسته به آن در امان بمانند.

کاتانیا و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی چگونگی تأثیرگذاری ابزارهای مالی جدید، از جمله رمزارزها، بر واکنش‌های اقتصاد کلان در برابر سیاست‌های پولی می‌پردازد. با استفاده از مدل DSGE، نویسندگان نشان می‌دهند که رمزارزها می‌توانند به عنوان یک دارایی جایگزین برای پول نقد و سپرده‌های بانکی عمل کنند، به خصوص در شرایطی که سیاست‌های پولی انبساطی یا انقباضی اجرا می‌شود. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که وجود رمزارزها می‌تواند باعث کاهش شدت اثرات منفی ناشی از شوک‌های پولی شود، زیرا رمزارزها می‌توانند به عنوان یک ابزار محافظت در برابر نوسانات بازار و تغییرات سیاستی عمل کنند.

چی و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تعاملات و رقابت بین رمزارزها (مانند بیت‌کوین) و ارزهای فیات (مانند دلار و یورو) می‌پردازد. با استفاده از مدل DSGE، محققان نشان می‌دهند که چگونه شوک‌های پولی و تغییرات در سیاست‌های اقتصادی می‌توانند تعادل و رقابت بین این دو نوع ارز را تحت تأثیر قرار دهند. برای مثال، افزایش ناگهانی در نرخ بهره توسط بانک مرکزی ممکن است تقاضا برای ارزهای فیات را افزایش دهد، در حالی که تقاضا برای رمزارزها کاهش یابد، زیرا هزینه فرصت نگهداری رمزارزها بالا می‌رود. همچنین، در شرایط تورم بالا یا بی‌ثباتی اقتصادی، افراد ممکن است به سمت رمزارزها حرکت کنند تا از ارزش دارایی‌های خود محافظت کنند.

¹ safe haven

شیکاگو^۱ و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی اثرات اقتصادی معرفی یک رمزارز دولتی (مانند Fedcoin یا رمزارزهای مشابه صادر شده توسط بانک‌های مرکزی (پرداخته است. با استفاده از مدل DSGE، محققان تحلیل می‌کنند که چگونه یک رمزارز دولتی می‌تواند ابزارهای پولی جدیدی را به بانک‌های مرکزی ارائه دهد و چگونه این ابزارها می‌توانند واکنش‌های اقتصاد کلان به شوک‌های پولی را تغییر دهند. این مطالعه نشان می‌دهد که رمزارزهای دولتی می‌توانند کنترل بیشتری بر عرضه پول و نرخ‌های بهره به بانک‌های مرکزی بدهند و همچنین پتانسیل کاهش اثرات منفی شوک‌های پولی بر اقتصاد کلان را داشته باشند.

کوربت^۲ و همکاران (۲۰۲۰) از مدل DSGE برای بررسی اثرات کلان اقتصادی صدور رمزارزهای بانکی مرکزی استفاده می‌کنند. این مدل نشان می‌دهد که چگونه صدور چنین رمزارزهایی می‌تواند ابزارهای جدیدی برای اجرای سیاست‌های پولی فراهم کند و این امر می‌تواند واکنش‌های اقتصاد کلان به شوک‌های پولی را تغییر دهد. برای مثال، یک رمزارز بانکی مرکزی می‌تواند به عنوان یک ابزار تثبیت کننده بازارهای مالی عمل کند و موجب کاهش نوسانات بازار در واکنش به شوک‌های پولی شود.

گانز^۳ و همکاران (۲۰۱۹) با تمرکز بر استفاده از مدل DSGE، به بررسی تأثیرات شوک‌های پولی بر شبکه بلاکچین و رمزارزهایی مانند بیت کوین می‌پردازد. محققان نشان می‌دهند که چگونه تغییرات در سیاست پولی می‌تواند بر قدرت و ضعف شبکه‌های بلاکچین و استفاده از رمزارزها تأثیر بگذارد. به عنوان مثال، افزایش نرخ بهره ممکن است هزینه نگهداری بیت کوین را افزایش دهد، که این امر می‌تواند منجر به کاهش تقاضا و قیمت بیت کوین شود. همچنین، این مقاله به نقاط قوت و ضعف اقتصادی بلاکچین و کاربردهای آن پرداخته و بحث می‌کند که چگونه این تکنولوژی می‌تواند به عنوان یک مکانیزم جایگزین برای سیستم‌های مالی سنتی عمل کند.

¹ Chicago

² Corbet

³ Gans

هالابوردا^۱ و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه ارزش‌های دیجیتال می‌توانند به عنوان یک ابزار ذخیره ارزش و تسهیل‌کننده مبادلات مالی در زمان رکود اقتصادی عمیق عمل کنند. با استفاده از مدل DSGE، این مطالعه شبیه‌سازی‌هایی را انجام می‌دهد که نشان می‌دهد وقتی یک شوک پولی منفی (مانند افزایش ناگهانی در نرخ بهره یا سیاست‌های پولی انقباضی) به اقتصاد وارد می‌شود، مردم و شرکت‌ها ممکن است به سمت استفاده از ارزش‌های دیجیتال به عنوان یک جایگزین برای ارز سنتی حرکت کنند. این حرکت می‌تواند منجر به افزایش تقاضا برای ارزش‌های دیجیتال و تثبیت اقتصادی از طریق این ابزارها شود، به‌ویژه در زمان‌هایی که بازارهای مالی سنتی بی‌ثبات یا غیرقابل دسترس هستند.

سیریف الدین^۲ و همکاران (۲۰۲۲)، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با اندازه متوسط توسعه داده تا پیامدهای اقتصاد کلان معرفی یک ارز دیجیتال بانک مرکزی^۳ بهره‌دار ارزیابی شود. این نوع ارز دیجیتال به عنوان یک گزینه الکترونیکی پرداخت با ویژگی‌های عمومی استفاده از پول نقد عمل می‌کند و می‌تواند به عنوان مانده تسویه حساب بانکی نیز استفاده شود. مدل مقاله سیریف الدین شامل هفت بخش است: خانوارها، شرکت‌های خرده‌فروشی، شرکت‌های عمده‌فروشی، شرکت‌های تولیدکننده سرمایه، بانک‌های تجاری، بانک مرکزی و دولت، و دارای ویژگی‌های متنوعی است. استفاده از پول نقد و CBDC با توجه به قیمت‌ها و هزینه‌های تراکنش آن‌ها متفاوت است. به طور خاص، مقاله سیریف الدین اثرات شوک منفی بر هزینه تراکنش CBDC برای ارزیابی پتانسیل CBDC به عنوان یک ابزار جایگزین در نگهداری نقدینگی علاوه بر پول نقد و سپرده‌های بانکی کمی‌سازی می‌شود. همچنین اثرات شوک بهره‌وری و شوک سیاست پولی بر نرخ بهره CBDC و تقاضای CBDC و تعامل آن‌ها با سایر متغیرهای اصلی مدل را بررسی می‌شود.

آسیماکوپولوس^۴ و همکاران (۲۰۲۳)، یک مدل DSGE را توسعه داده و تخمین می‌زند تا پیامدهای اقتصادی ارزش‌های دیجیتال ارزیابی شود. در مدل آسیماکوپولوس، ارز دیجیتال به عنوان یک گزینه

¹ Halaburda

² Syarifuddin

³ CBDC

⁴ Asimakopulos

جایگزین برای ارز دولتی، با عرضه و تقاضای درون‌زا ارائه می‌شود. آسیماکوپولوس اثر جایگزینی بین موجودی‌های واقعی ارز دولتی و ارز دیجیتال را در واکنش به شوک‌های فناوری، ترجیحات، و سیاست پولی کشف می‌شود. نتایج آسیماکوپولوس نشان می‌دهد که افزایش بهره‌وری ارز دیجیتال باعث افزایش قیمت نسبی ارز دولتی نسبت به ارز دیجیتال می‌شود. از آنجایی که ارز دیجیتال و ارز دولتی به شدت قابل جایگزینی هستند، تقاضا برای ارز دیجیتال افزایش می‌یابد در حالی که تقاضا برای ارز دولتی کاهش می‌یابد. تحلیل تجزیه تاریخی ما نشان می‌دهد که نوسانات قیمت ارز دیجیتال عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های تقاضای ارز دیجیتال قرار دارند، در حالی که تغییرات در موجودی‌های واقعی ارز دولتی عمدتاً به شوک‌های تقاضای ارز دولتی و ارز دیجیتال نسبت داده می‌شود.

بوتلزی^۱ (۲۰۲۴)، این مطالعه به یک شکاف مهم می‌پردازد و با ارائه یک بررسی عمیق از نحوه واکنش بازارهای ارز دیجیتال به شوک‌های سیاست پولی ایالات متحده در سطوح مختلف قیمتی، دانش ما را افزایش می‌دهد. این مطالعه به طور قابل توجهی به درک ما از پویایی‌های پیچیده‌ای که بازارهای ارز دیجیتال را تحت شرایط مختلف سیاست پولی هدایت می‌کنند، کمک می‌کند و در نتیجه دانش ما را درباره اکوسیستم مالی گسترده‌تر ارتقا می‌بخشد. از طریق تجزیه و تحلیل کمی دقیق، ما از داده‌های سری زمانی ماهانه از ژانویه ۲۰۱۵ تا دسامبر ۲۰۲۳ استفاده کرده و از مدل‌هایی مانند رگرسیون پویای مارکوف-سوئیچینگ، واریانس شرطی خودرگرسیون^۲ و واریانس شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته^۳ بهره می‌برد. این مطالعه نشان می‌دهد که شوک‌های سیاست پولی باعث کاهش قیمت‌ها و نوسانات ارز دیجیتال می‌شود. علاوه بر این، انقباض سیاست پولی بازار را در سطوح پایین قیمت ارز دیجیتال تثبیت می‌کند. در حالت‌های قیمتی بالاتر، افزایش نرخ بهره با کاهش قیمت‌ها و نوسانات ارز دیجیتال همراه است. یافته‌ها نشان می‌دهند که تغییرات در نرخ بهره هزینه فرصت نگهداری ارزهای دیجیتال را تحت تأثیر قرار می‌دهد و جذابیت آن‌ها را در مقایسه با دارایی‌های سنتی بهره‌دار کاهش می‌دهد.

¹ Buthelezi

² ARCH

³ GARCH

در تحقیق صادق پور و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه حضور رمزارزها به عنوان یک ابزار مالی جدید می‌تواند به کاهش اثرات منفی شوک‌های پولی کمک کند. مدل DSGE در این پژوهش به تحلیل این می‌پردازد که وقتی بانک‌های مرکزی سیاست‌های پولی انقباضی یا انبساطی اعمال می‌کنند، حضور رمزارزها می‌تواند به عنوان یک کانال تعدیل‌کننده عمل کند. به طور خاص، زمانی که سیاست‌های پولی سختگیرانه‌تر می‌شوند و هزینه‌های تأمین مالی افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران ممکن است به سمت رمزارزها به عنوان یک دارایی جایگزین حرکت کنند، که این امر می‌تواند منجر به کاهش فشار بر بازارهای مالی سنتی و کاهش نوسانات اقتصادی شود.

خوشه گل گروسی (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل DSGE، تحلیل می‌شود که چگونه شوک‌های پولی (مانند تغییرات غیرمنتظره در نرخ بهره یا سیاست‌های پولی بانک مرکزی) می‌توانند بر قیمت و تقاضای رمزارزها تأثیر بگذارند. این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش نرخ بهره، می‌تواند ارزش رمزارزها را کاهش دهد زیرا هزینه فرصت نگهداری آن‌ها در مقابل دارایی‌های سنتی افزایش می‌یابد. همچنین، کاهش نرخ بهره می‌تواند منجر به افزایش تقاضا برای رمزارزها شود زیرا سرمایه‌گذاران به دنبال بازدهی بالاتر در بازارهای غیرسنتی هستند.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی، شاخه‌ای از تئوری تعادل عمومی کاربردی است که مقوله‌ای مهم در اقتصاد کلان معاصر تلقی می‌شود. متدولوژی DSGE سعی در تبیین پدیده‌های کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی، سیکل‌های تجاری و اثرات سیاست‌های پولی و مالی، بر پایه‌ی مدل‌های ساده شده کلان اقتصادی دارد که این مدل‌ها از اصول خرد اقتصادی استخراج شده‌اند.

۴-۱. ساختار بنگاه‌ها

بنگاه‌ها در این الگوی اقتصادی شامل دو دسته می‌باشند؛ بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی که در ادامه به تشریح هریک خواهیم پرداخت.

۱-۴-۱. بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای

فرض می‌شود تعداد زیادی بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه‌ای وجود دارد که روی بازده $\epsilon \in [0,1]$ پراکنده اند. بنگاه نمونه تولید کننده کالاهای واسطه‌ای، کالاهای واسطه‌ای را در دو گروه کالاهای داخلی $(y_{Ht(i)})$ و صادراتی $(y_{xt(i)})$ تولید می‌کند. این بنگاه نمونه کالاهای واسطه‌ای داخلی را به قیمت $P_{Ht(i)}$ و کالاهای صادراتی را به قیمت $P_{xt(i)}$ به فروش می‌رساند. بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای، سرمایه (K_t) را به نرخ حقیقی (r_t) و نیروی انسانی (L_t) را با نرخ دستمزد اسمی (W_t) در بازار رقابت کامل اجاره می‌کند. s_t در این جا نرخ ارز اسمی است و به عنوان یک متغیر درون زا در الگو تعیین می‌گردد. P_t شاخص قیمت مصرف کننده می‌باشد.

به منظور وارد کردن چسبندگی‌های قیمت به الگو، فرض می‌شود که تعدیل قیمت‌ها به دلیل وجود هزینه فهرست بها، هزینه بر خواهد بود. در حقیقت هزینه فهرست بها به مفهوم اولیه، هزینه چاپ فهرست جدید از قیمت‌ها می‌باشد که به گونه‌ای تعدیل قیمت در دوره جدید را برای بنگاه هزینه بر می‌کند. بنگاه واسطه‌ای نمونه به دنبال حداکثر سازی سود $(\omega_{Ht(i)})$ دوره کنونی و ارزش فعلی سودهای انتظاری خود در تمامی دوره‌های آتی می‌باشد. بنابراین مسئله بهینه یابی بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه‌ای به شکل رابطه (۱) می‌باشد:

$$\max E_t \sum_{n=0}^{\infty} \rho_{t,t+n} \omega_{H,t+n} \quad (1)$$

$$\omega_{Ht(i)} = p_{Ht(i)} y_{Ht(i)} + S_t p_{xt(i)} y_{xt(i)} - p_t r_t K_{t-1}(i) - W_t L_t(i) P_t AC_{Ht(i)} \quad (2)$$

$$AC_{Ht(i)} = \frac{\Psi_p [p_{Ht(i)} - p_{Ht-1}(i)]^2}{2 P_t p_{Ht-1}(i)} y_{Ht(i)} \quad (3)$$

بر اساس رابطه (۲) سود بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای نمونه (i) ، $(\omega_{Ht(i)})$ از مجموع درآمد حاصل از فروش کالاهای داخلی $(p_{Ht(i)} y_{Ht(i)})$ و صادراتی $(S_t p_{xt(i)} y_{xt(i)})$ بدست می‌آید که هزینه اجاره نهاده‌های سرمایه و دستمزد نیروی انسانی نیز از آن کسر می‌شود. از سوی دیگر، همانطور که پیش تر نیز بدان اشاره شد، تعدیل قیمت به دلیل وجود هزینه فهرست بها، هزینه بر است. بنابراین این هزینه نیز در قالب تابع $AC_{Ht(i)}$ از میزان سود کسر خواهد شد. تابع هزینه $(AC_{Ht(i)})$ که بر اساس

روتمبرگ از یک فرم مربعی پیروی می‌کند، تغییر قیمت کالاهای واسطه‌ای داخلی را به ازای تولید کالاهای واسطه‌ای محاسبه می‌کند که می‌توان آن را نسبتی از فروش $(\frac{\psi p}{2})$ دانست (رابطه (۳)).

در رابطه (۱)، قیمت‌گذاری هسته با $p_{t,t+n}$ نشان داده شده که در واقع عایدی دوره $t+n$ را به نسبت دوره جاری ارزش‌گذاری می‌کند. از آنجایی که خانوارها، صاحبان بنگاه‌ها هستند، بنگاه‌ها عواید آتی خود را بر اساس نرخ جانشینی میان دوره‌ای مصرف خانوارها، تنزیل می‌کنند. پس داریم:

$$\rho_{t,t+n} = \beta^n \frac{U'_{c,t+n}}{U'_{c,t}} \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، عبارت $U'_{c,t}$ ، مطلوبیت نهایی مصرف در دوره t بوده و β عامل تنزیل زمانی است که خانوار مطلوبیت‌های آتی خود را با آن تعدیل می‌کند. درحقیقت تنزیل سود آتی بنگاه‌ها با $p_{t,t+n}$ صورت می‌پذیرد. به دلیل تطابق مدل با حقیقت‌های اقتصاد ایران و قیمت‌پذیر بودن محصولات صادراتی در بازارهای بین‌المللی، قیمت‌های صادراتی در محاسبات مدل، برون‌زا فرض شده‌اند. در اینجا، v کشش جانشینی میان کالاهای صادراتی می‌باشد:

$$y_{xt}(i) = \left(\frac{p_{xt}(i)}{p_{xt}} \right)^{-\frac{1+v}{v}} Y_{xt} \quad (۵)$$

$$Y_{xt} = (1 - \theta^*) Y_t^* (P_t^*/P_{xt})^\mu \quad (۶)$$

تقاضای کالاهای صادراتی واسطه‌ای، تابعی از قیمت کالاهای صادراتی واسطه‌ای، نسبت سطح قیمت‌های خارجی به قیمت‌های صادراتی (P_t^*/P_{xt}) و میزان تولید خارجی (Y_t^*) می‌باشد. همچنین θ_t^* ، میزان سهمی از تولید خارجی است که تقاضای صادراتی تحت الشعاع آن قرار دارد و μ کشش جانشینی میان کالاهای صادراتی و کالاهای خارجی می‌باشد.

شاخص مقداری کالاهای صادراتی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی توسط جمع‌گر و

براساس روابط (۷) و (۸) محاسبه می‌شوند:

$$Y_{xt} = \left(\int_0^1 y_{xt}(i)^{-\frac{1}{v}} di \right)^{-v} \quad (۷)$$

$$P_{xt} = \left(\int_0^1 p_{xt}(i)^{-\frac{1}{v}} di \right)^{-v} \quad (۸)$$

بر اساس رابطه (۹) بنگاه تولید کننده کالاهای واسطه‌ای، $Z_{t(i)}$ (تولید بدون نفت) را از ترکیب نهاده‌های نیروی کار (L_t)، سرمایه (K_t) و تکنولوژی تولید (A_t) تولید می‌کند. در اینجا میزان α در واقع کشش تولید نسبت به سرمایه و مقدار $1 - \alpha$ کشش تولید نسبت به نیروی کار می‌باشد. از سوی دیگر، تولید (بدون نفت) در بازار داخل مصرف و یا به دنیای خارج صادر می‌شود. بر اساس رابطه (۱)، تکنولوژی تولید (A_t) از یک رابطه خودرگرسیون مرتبه اول پیروی کرده که در آن، ρ_A و ε_{At} به ترتیب ضریب خودهمبستگی و جزء تصادفی می‌باشند.

$$Z_t(i) = A_t K_{t-1}^\alpha(i) L_t^{1-\alpha}(i) \quad (9)$$

$$Z_{t(i)} = y_{Ht}(i) + y_{xt}(i) \quad (10)$$

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (11)$$

با حل شروط مرتبه اول (برابری بازدهی نهایی نیروی کار با بازدهی نهایی سرمایه) در مدل به رابطه مراوده نیروی کار و سرمایه بر اساس رابطه (۱۲) خواهیم رسید:

$$P_t r_{t-1} K_{t-1}(i) = \frac{\alpha}{1-\alpha} W_t L_t(i) \quad (12)$$

نهایتاً، منحنی فیلپس به منظور تعیین قیمت بهینه کالاهای واسطه‌ای داخلی بر اساس رابطه (۱۳) برابر است با:

$$\begin{aligned} \frac{1+v}{v} & \left(\frac{p_t r_t}{p_{Ht} \alpha A_t \left(\frac{L_t(i)}{K_{t-1}(i)} \right)^{(1-\alpha)}} + \frac{\Psi_p (p_{Ht}(i) p_{Ht}(i))^2}{2 p_{Ht} p_{Ht}(i)} \right. \\ & \left. - \frac{p_{Ht}(i)}{p_{Ht}} \right) \left(\frac{y_{Ht}}{y_{Ht}(i)} \right) \left(\frac{p_{Ht}(i)}{p_{Ht}} \right)^{-\left(\frac{1+2v}{v} \right)} \\ & + \frac{\Psi_p}{2} E_t \left(\frac{\rho_{t,t+i+1}}{\rho_{t,t+i}} \left(\frac{\rho_{Ht+1}^2(i)}{\rho_{Ht}^2(i)} \right) \frac{y_{Ht+1}(i)}{y_{Ht}(i)} \right) - \Psi_p \left(\frac{p_{Ht}(i)}{p_{Ht-1}(i)} - 1 \right) + 1 \\ & = 0 \end{aligned} \quad (13)$$

۲-۱-۴. بنگاه تولید کننده کالاهای نهایی

خانوارها در این اقتصاد کالاهای نهایی (سبد مصرفی) را مصرف می‌کنند. بنابراین فرض می‌شود بنگاه‌هایی در اقتصاد وجود دارند که سبد مصرفی (کالای نهایی) را تولید می‌کنند. این بنگاه‌ها کالاهای نهایی (Y_t) را تولید می‌کنند.

$$Y_t = [\theta Y_{Ht}^{(\mu-1)/\mu} + (1-\theta) Y_{Ft}^{(\mu-1)/\mu}]^{\mu/(\mu-1)} \quad (14)$$

بر اساس رابطه (۱۴)، کالای نهایی از ترکیب کالاهای واسطه‌ای داخلی (Y_{Ht}) با سهم θ و کالاهای وارداتی (Y_{Ft})، با سهم $1-\theta$ تولید می‌شود و μ کشش جانشینی میان کالاهای واسطه‌ای داخلی و وارداتی می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که در این الگو، θ به عنوان درجه باز بودن اقتصاد مطرح می‌باشد. قیمت‌های P_{Ht} و P_{Ft} به ترتیب، قیمت کالاهای واسطه‌ای داخلی و کالاهای وارداتی می‌باشند. تولید کننده کالای نهایی در بازار رقابت کامل فعالیت کرده و درآمد حاصل از فروش کالای نهایی ($P_t Y_t$) را از هزینه تولید ($P_{Ht} Y_{Ht} + P_{Ft} Y_{Ft}$) کاسته و سود خود را حداکثر می‌کند. P_t در رابطه (۱۵) شاخص قیمت مصرف کننده می‌باشد.

$$\max P_t Y_t - P_{Ht} Y_{Ht} - P_{Ft} Y_{Ft} \quad (15)$$

شاخص مقداری کالاهای واسطه‌ای داخلی (Y_{Ht}) توسط یک جمع گر به شکل رابطه (۱۶) بدست می‌آید.

$$Y_{Ht} = \left(\int_0^1 y_{Ht}(i)^{\frac{1}{1+v}} di \right)^{1+v} \quad (16)$$

در رابطه فوق، v ، نمایان گر کشش جانشینی میان کالاهای واسطه‌ای تولید داخل بوده و در این الگو فرض می‌شود که کشش جانشینی میان کالاهای واسطه‌ای تولید داخل و کشش جانشینی میان کالاهای صادراتی برابر است، بنابراین تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای i بر اساس رابطه (۱۷) محاسبه می‌شود:

$$y_{Ht}(i) = Y_{Ht} (p_{Ht}(i) / P_{Ht})^{-(1+v)/v} \quad (17)$$

همچنین شاخص قیمت کالاهای واسطه‌ای داخلی (P_{Ht}) بر اساس رابطه (۱۸) برابر است با:

$$P_{Ht} = \left(\int_0^1 p_{Ht}(i)^{\frac{1}{v}} di \right)^{-v} \quad (18)$$

شاخص مقداری کالاهای وارداتی (Y_{Ft}) نیز توسط یک جمع گر به شکل رابطه (۱۹) تجميع می‌شود.

$$Y_{Ft} = \left(\int_0^1 y_{Ft}(j)^{\frac{1}{1+v}} dj \right)^{1+v} \quad (19)$$

تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای وارداتی i به شکل زیر است:

$$y_{Ft}(j) = y_{Ft}(p_{Ft}(j)/P_{Ft})^{-\frac{1+v}{v}} \quad (20)$$

شاخص قیمت کالاهای وارداتی (P_{Ft}) نیز از ترکیب قیمت کالاهای وارداتی به صورت رابطه (۲۱) محاسبه می‌شود (به دلیل تطابق مدل با واقعیات اقتصاد ایران، قیمت‌های وارداتی در محاسبات مدل برون‌زا فرض شده‌اند).

$$P_{Ft} = \left(\int_0^1 P_{Ft}(j)^{\frac{1}{v}} dj \right)^{-v} \quad (21)$$

نهایتاً تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای داخلی و کالاهای وارداتی در قالب روابط (۲۲) و (۲۳) خلاصه می‌شود.

$$Y_{Ht} = \theta Y_t (P_t/P_{Ht})^\mu \quad (22)$$

$$Y_{Ft} = (1 - \theta) Y_t (P_t/P_{Ft})^\mu \quad (23)$$

با استفاده از توابع تقاضا و این واقعیت که سود بنگاه‌های تولید کننده کالاهای نهایی صفر است، شاخص قیمت مصرف کننده به صورت رابطه (۲۴) استخراج می‌شود. شاخص قیمت مصرف کننده تابعی از قیمت کالاهای واسطه‌ای داخلی (P_{Ht}) با سهم θ و قیمت کالاهای وارداتی (P_{Ft}) با سهم $1 - \theta$ می‌باشد.

$$P_t = [\theta P_{Ht}^{1-\mu} + (1 - \theta) P_{Ft}^{1-\mu}]^{1/(1-\mu)} \quad (24)$$

۴-۲. خانوارها

در این مدل خانوارها از مصرف کالاها (C_t) و نگهداری تراز حقیقی ($\frac{M_t}{P_t}$) مطلوبیت بدست می‌آورند و انجام کار (L_t) برای آن‌ها عدم مطلوبیت به همراه دارد.

همچنین خانوارها مطلوبیت های آتی خود را با عامل تنزیل β تعدیل می کنند. تابع مطلوبیت به کار رفته در این مدل، جدایی پذیر بوده و بر اساس رابطه (۲۵) تعریف می شود:

$$U(C_t, L_t) = \frac{\tau_t}{1 - \sigma_1} C_t^{1 - \sigma_1} + \frac{1}{1 - \sigma_2} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1 - \sigma_2} - \frac{\sigma_3}{1 + \sigma_3} L_t^{\frac{1 + \sigma_3}{\sigma_3}} \quad (25)$$

در رابطه (۲۵)، $0 < \sigma_1$ عکس کشش جانشینی بین دوره ای مصرف، $0 < \sigma_2$ عکس کشش بهره ای تقاضای مانده حقیقی پول و $0 < \sigma_3$ عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد اسمی می باشد. سلیقه مصرف کننده تحت تاثیر تکانه های برون زا (τ_t) قرار دارد که بر اساس رابطه (۲۶) از یک رابطه خودهمبستگی مرتبه اول پیروی می کند و در آن ρ_τ و $\varepsilon_{\tau t}$ به ترتیب ضریب ماندگاری تکانه و جزء تصادفی می باشند.

$$\log(\tau_t) = \rho_\tau \log(\tau_{t-1}) + \varepsilon_{\tau t} \quad (26)$$

خانوارها سرمایه (K_t) را به نرخ حقیقی (r_t) و نیروی انسانی (L_t) را با نرخ دستمزد اسمی (W_t) اجاره می دهند. از سوی دیگر، خانوارها صاحبان بنگاه ها می باشند و سود تمامی بنگاه های (i) را دریافت کرده و نهایتاً دریافتی خانوارها از دولت، خالص انتقالات (T_t) می باشد. خانوارها علاوه بر نگهداری تراز حقیقی، دو نوع اوراق قرضه نیز نگهداری می کنند. اوراق قرضه داخلی (B_t) که به واحد پول ملی ارزش گذاری می شود و بازدهی برابر با i_t دارد و اوراق قرضه خارجی (B^*_t) که به واحد پول خارجی ارزش گذاری شده و بازدهی برابر با i_t^* (نرخ بهره خارجی) دارد. همچنین به دلیل هزینه بر بودن سرمایه گذاری (I_t) تابع درجه دوم هزینه تعدیل سرمایه (AC_{It})، بر اساس رابطه (۲۷) معرفی شده است. در این تابع نسبت از تغییرات سرمایه، به عنوان هزینه تعدیل سرمایه در نظر گرفته می شود. سرمایه با نرخ استهلاک δ در طول زمان مستهلک می شود. لذا سرمایه گذاری در هر دوره با توجه به رابطه (۲۸) برابر است با مجموع سرمایه دوره قبل و سرمایه گذاری جدید بعد از کسر استهلاک.

$$AC_{It} = \frac{\Psi_I}{2} \frac{(K_t - K_{t-1})^2}{K_{t-1}} \quad (27)$$

$$I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1} \quad (28)$$

بنابراین با در نظر گرفتن روابط (۲۷)، (۲۸)، (۲۹) و (۳۰) خانوار مجموع مطلوبیت‌های خود در دوره کنونی و مطلوبیت‌های انتظاری خود در دوره‌های آتی را بر اساس قید بودجه و قانون تشکیل سرمایه، حداکثر می‌کند:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t) \quad (29)$$

به طوریکه

$$\begin{aligned} U(C_t, L_t) &= \frac{\tau_t}{1-\sigma_1} C_t^{1-\sigma_1} + \frac{1}{1-\sigma_2} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\sigma_2} - \frac{\sigma_3}{1+\sigma_3} L_t^{\frac{1+\sigma_3}{\sigma_3}} \\ C_t + I_t + AC_{It} + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_t - B_{t-1}}{P_t} + \frac{S_t(B_t^* - B_{t-1}^t)}{P_t} \\ &= \frac{W_t}{P_t} L_t + r_t K_{t-1} + \frac{\int_0^1 \omega_{Ht}(i) di}{P_t} + \frac{T_t}{P_t} + \frac{i_{t-1} B_{t-1}}{P_t} \\ &\quad + \frac{S_t i_{t-1}^* B_{t-1}^*}{P_t} \end{aligned} \quad (30)$$

قید بودجه خانوار نشان می‌دهد که میزان درآمد و هزینه‌های خانوار می‌بایست در هر دوره متوازن باشد. به این مفهوم که میزان درآمد خانوار از اجاره سرمایه $(r_t K_{t-1})$ ، درآمد دستمزد دریافتی بابت انجام کار $(\frac{W_t}{P_t} L_t)$ ، مجموع سود دریافتی از بنگاه‌ها $(\int_0^1 \omega_{Ht}(i) di)$ و خالص دریافتی بابت بازده اوراق قرضه $(\frac{i_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + \frac{S_t i_{t-1}^* B_{t-1}^*}{P_t})$ و خالص انتقالات دریافتی از سوی دولت، در هر دوره می‌بایست با هزینه‌های حاصل از مصرف، سرمایه‌گذاری، هزینه تعدیل سرمایه و میزان هزینه‌های اختصاص یافته به نگهداری تراز حقیقی و اوراق قرضه (داخلی و خارجی)، برابر باشد.

از حل شرایط بهینه یابی برای مصرف خانوارها، می‌توان رابطه اولر مصرف را استخراج کرد. بدین مفهوم که خانوارها میزان مصرف خود را در طول زمان هموارسازی می‌کنند. بنابراین طبق رابطه (۳۱) خواهیم داشت:

$$\beta E_t \left[\frac{\tau_{t+1}}{\tau_t} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma_1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = \frac{1}{1+i_t} \quad (31)$$

رابطه (۳۱) حاکی از آن است که خانوارها تمایل دارند؛ مطلوبیت نهایی انتظاری‌شان در طول تمامی دوره‌ها یکسان باشد؛ مشروط بر آن که، نرخ بازده دارایی آن‌ها (i_t) با نرخ ترجیحات زمانی $(\frac{1-\beta}{\beta})$ برابر باشد.

همچنین از بررسی شرایط مرتبه اول در خصوص حجم مانده حقیقی پول می‌توان به بررسی رابطه تراز حقیقی توسط خانوارها و مصرف پرداخت. بنابراین براساس رابطه (۳۲) خواهیم داشت:

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\sigma_2} = \tau_t G_t^{-\sigma_1} \frac{1}{1+i_t} \quad (32)$$

با توجه به رابطه (۳۲)، با افزایش نرخ بهره، خانوار مصرف کمتری را اتخاذ کرده و تراز حقیقی کمتری را نیز نگهداری می‌کند. رابطه برابری نرخ بهره غیرپوششی از حل مسئله بهینه یابی خانوار به صورت رابطه (۳۳) بدست می‌آید:

$$E_t \left[\frac{U'_{C_{t+1}} P_t}{U'_{C_t} P_{t+1}} \frac{S_{t+1}}{S_t} (1+t_t^*) \right] = E_t \left[\frac{U'_{C_{t+1}} P_t}{U'_{C_t} P_{t+1}} (1+i_t) \right] \quad (33)$$

به این مفهوم که بازده دارایی‌های مشابه با در نظر گرفتن سطح قیمت‌ها و نرخ ارز می‌بایست در دو کشور یکسان باشد. در اکثر مدل‌های به کار گرفته شده در این خصوص، جملات غیرخطی در رابطه (۳۳) حذف می‌شوند. با این وجود، حذف جمله‌های غیرخطی مانند مطلوبیت نهایی و تفاوت قیمت‌ها (که نمایانگر ریسک هستند)، با انتقاداتی از طرف برخی اقتصاددانان همچون لوئیس (۱۹۹۵) مواجه شده است. برای رفع این انتقادات، سمت راست معادله بالا در یک جمله پاداش ریسک به شکل رابطه (۳۴) ضرب می‌شود:

$$RP_t = e^{-\psi_B \frac{S_t B_t^*}{P_t Y_t}} \quad (34)$$

در رابطه (۳۴)، پاداش ریسک تابعی از میزان دارایی‌های خارجی (اوراق قرضه خارجی) می‌باشد. در نگهداری دارایی‌های خارجی (اوراق قرضه خارجی) موجب افزایش ریسک خواهد شد و مقدار ψ_B در این رابطه، نشان گر میزان تاثیر گذاری اوراق قرضه نگهداری شده خارجی در رابطه پاداش ریسک می‌باشد. در نهایت در این مدل رابطه برابری نرخ بهره پوششی به شکل زیر تعریف خواهد شد:

$$E(S_{t+1} - S_t)_t - \Psi_B \left(\frac{S_t B_t^*}{P_t Y_t} \right) = i_t - i_t^* \quad (35)$$

به این مفهوم که تفاوت در نرخ بازده دارایی‌ها، به تفاوت نرخ ارز انتظاری از میزان فعلی آن و ارزش دارایی‌های خارجی (اوراق قرضه خارجی) نسبت به تولیدات داخلی مربوط خواهد شد. رابطه (۳۶)، رابطه بین میزان کار کردن و مصرف را نشان می‌دهد و حاکی از آن است که با افزایش دستمزد، خانوار تمایل بیشتری به کار کردن پیدا خواهد کرد:

$$\frac{1}{L_t^{\sigma_3}} = \frac{W_t}{P_t} \tau_t C_t^{-\sigma_1} \quad (36)$$

همچنین رابطه تشکیل سرمایه که از برابری هزینه و بازده نگهداری سرمایه بدست می‌آید و بر اساس رابطه (۳۷) برابر است با:

$$\left(1 + \Psi_I \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} \right) = \beta E_t \left[\frac{\tau_t + C_{t+1}^{-\sigma_1}}{\tau_t C_t^{-\sigma_1}} \left(1 + r_{t+1} - \delta + \frac{\Psi_I K_{t+1}^2 - K_t^2}{2 K_t^2} \right) \right] \quad (37)$$

در رابطه (۳۷)، عبارت هزینه در سمت چپ، میزان هزینه ناخالص سرمایه را نشان می‌دهد. به این مفهوم که اگر به جای تجمیع سرمایه، سرمایه در راستای خرید اوراق قرضه به کار گرفته شود، چه میزان بازده خواهد داشت (با توجه به برقراری رابطه (۳۱)). عبارت بازده در سمت راست، بازده حاصل از اجاره سرمایه، ارزش فروش مجدد سرمایه پس از کسر استهلاک و هزینه کمتر تعدیل سرمایه به ازای تجمیع سرمایه بیشتر را شامل می‌شود.

۳-۴. ساختار بانک مرکزی

در این رساله به منظور تبیین ساختار بانک مرکزی از رویکرد اسکود استفاده شده است. انتشار پول (M_t) و اوراق قرضه (B_t) توسط بانک مرکزی صورت می‌پذیرد و ذخایر بین‌المللی (q_t) توسط این بانک به شکل ارز خارجی در حساب‌های ارزی، نگهداری می‌شود، لذا قید بودجه بانک مرکزی از رابطه (۳۸) پیروی می‌کند:

$$M_t + B_t - s_t q_t = M_{t-1} + B_{t-1} (1 + i_{t-1}) - s_t q_{t-1} \quad (38)$$

$$M_t + B_t - s_t q_t = M_{t-1} + B_{t-1} + B_{t-1} i_{t-1} - s_t q_{t-1} + s_{t-1} q_{t-1} - s_t - 1 q_{t-1} \quad (39)$$

$$M_t + B_t - s_t q_t = M_{t-1} + B_{t-1} - s_{t-1} q_{t-1} + B_{t-1} i_{t-1} + q_{t-1} (s_{t-1} - s_t) \quad (۴۰)$$

$$M_t + B_t - s_t q_t = M_{t-1} + B_{t-1} - s_{t-1} q_{t-1} - [q_{t-1} (s_t - s_{t-1}) - B_{t-1} i_{t-1}] \quad (۴۱)$$

$$QF_t = [q_{t-1} (s_t - s_{t-1}) - B_{t-1} i_{t-1}] \quad (۴۲)$$

$$M_t + B_t - s_t q_t = M_{t-1} + B_{t-1} - s_{t-1} q_{t-1} = 0 \quad (۴۳)$$

همچنین فرض می‌کنیم که ثروت خالص این بانک در طول دوره‌های متمادی ثابت است و به منظور سادگی، ثروت خالص بانک مرکزی را در هر دوره صفر در نظر می‌گیریم. بنابراین رابطه (۴۴) برای تمامی دوره‌ها برقرار است. بانک مرکزی هر اندازه موجودی نقد و اوراق قرضه که توسط خانوارها تقاضا شود، عرضه کرده و می‌تواند میزان عرضه نقدینگی و اوراق را با تغییرات (q_t) تحت تاثیر قرار دهد. بنابراین تراز بانک مرکزی برای تمام دوره‌ها بر اساس رابطه (۴۵) معادل می‌گردد با:

$$M_t + B_t - s_t q_t = 0 \quad (۴۴)$$

$$G_t + \frac{T_t}{P_t} = \frac{QF_t}{P_t} + s_t \frac{O_t}{P_t} \quad (۴۵)$$

در خصوص تجزیه و تحلیل روابط بالا می‌بایست به چند نکته اشاره کرد؛ اول آنکه ذخایر خارجی بانک مرکزی عموماً، آن قسمت از دارایی‌های بانک مرکزی می‌باشند که در حساب‌های ارزی بانک مرکزی نگه داری می‌شود. در کشور ما درآمدهای نفتی، عمده ذخایر خارجی بانک مرکزی را شامل می‌شود. بنابراین مفهوم دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (q_t) در این بخش، در حقیقت همان درآمدهای نفتی می‌باشد.

بنابراین بانک مرکزی به اندازه ذخایر خارجی خود در هر دوره، پول و اوراق قرضه منتشر می‌کند. از سوی دیگر بانک مرکزی در هر دوره مقدار QF_t یا همان مجموع تعدیلات ناشی از تغییرات نرخ ($q_{t-1}(s_t - s_{t-1})$) در کنار بهره پرداختی بابت اوراق قرضه منتشره ($B_{t-1}i_{t-1}$) را به دولت می‌دهد. به این مفهوم که در حقیقت بانک مرکزی مقدار QF_t را به دولت انتقال داده و یا از نگاه دیگر، دولت از بانک مرکزی در هر دوره این مقادیر را استقراض می‌کند.

بنابراین مقدار QF_t در حقیقت میزان ذخایر را شامل نشده و تنها بهره پرداختی به اوراق و تغییرات حاصل از نرخ برابری اسعار را شامل می‌شود (علت جدا کردن تغییرات نرخ برابری اسعار در ذخایر خارجی و بهره پرداختی به اوراق داخلی (پرداخت مقیم به مقیم) آن است که این تغییرات فی الواقع بر اساس دستورالعمل پنجم صندوق بین‌المللی پول، در مقادیر تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی که در ترازپرداخت‌ها وجود دارد، وارد نمی‌شود). در قسمت بعدی یعنی ساختار دولت، نشان می‌دهیم که رابطه دارایی‌های ذخیره با درآمدهای نفتی چیست و رابطه بانک مرکزی به لحاظ مفهومی با دولت چگونه برقرار می‌شود.

۴-۴. ساختار دولت

در این الگو، مخارج دولت (G_t) و خالص انتقالات دولت (T_t)، توسط مازاد انتقالی از سوی بانک مرکزی (QF_t) و مقدار درآمد نفت (O_t) تامین مالی می‌شود. بنابراین قید بودجه دولت از رابطه (۴۶) پیروی می‌کند.

$$O_t = \rho_O \bar{O} + (1 - \rho_O) O_{t-1} + \varepsilon_t^O \quad (46)$$

درآمد نفتی و مخارج دولت نیز بر اساس روابط (۴۷) و (۴۸) از فرآیندهای تصادفی خودرگرسیون مرتبه اول زیر پیروی می‌کنند:

$$G_t = \rho_g \bar{G} + (1 - \rho_g) G_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (47)$$

$$NX_t = \frac{S_t}{P_t} (P_{xt} Y_{xt} + O_t) - \frac{P_{Ft}}{P_t} Y_{Ft} \quad (48)$$

در روابط (۴۷) و (۴۸)، $\bar{G}$ و $\bar{O}$ به ترتیب، نشان‌دهنده میزان درآمد نفت و مخارج دولت در حالت پایدار (تعادلی) بوده و عبارت‌های ε_t^g و ε_t^O نیز به ترتیب، جز اخلاص فرایند خودرگرسیونی مقدار فروش نفت و مخارج دولت در الگو می‌باشند. در این الگو فرض شده است که تمامی درآمدهای نفتی به دولت تعلق می‌گیرد. با این وجود در اقتصاد ایران، حدود ۲۰ درصد از محل درآمدهای حاصل از صادرات نفت، در اختیار صندوق توسعه ملی قرار می‌گیرد که این درآمدها نزد بانک مرکزی نگه‌داری می‌شود (بنابراین در ذخایر بانک مرکزی لحاظ می‌شود) و بابت مصارف صندوق برداشت خواهد شد.

۵-۴. تراز تجاری

در این بخش تراز تجاری کالا (NX_t) که بر اساس رابطه (۴۹) به صورت تفاوت مجموع ارزش درآمد نفتی و غیرنفتی از میزان واردات در نظر گرفته شده است، به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + NX_t + AC_{It} + AC_{Ht} \quad (49)$$

۶-۴. شروط تسویه بازارها

تقاضای کل (Y_t) از مجموع تقاضای مصرفی (C_t)، سرمایه‌گذاری (I_t)، مخارج دولت (G_t)، تراز تجاری (NX_t) و هزینه‌های تعدیل ($AC_{It} + AC_{Ht}$) تشکیل شده است. همچنین میزان تولیدی که با استفاده از نیروی کار و سرمایه به وجود می‌آید (Z_t) همان تفاضل تقاضای کل (Y_t) از صادرات نفتی (O_t) می‌باشد. لذا دو شرط تسویه بازار در مدل در قالب روابط (۵۰) و (۵۱) تعریف می‌شوند:

$$Z_t = Y_t - \frac{S_t}{P_t} O_t \quad (50)$$

$$\begin{aligned} \frac{S_t(B_t^* - B_{t-1}^*)}{P_t} + \frac{S_t(q_t - q_{t-1})}{P_t} \\ = \frac{P_{Ht}}{P_t} Y_{Ht} + \frac{S_t P_{xt}}{P_t} Y_{xt} + \frac{S_t}{P_t} O_t + \frac{i_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + \\ \frac{S_t(i_{t-1}^* B_{t-1}^*)}{P_t} - C_t - I_t - G_t - AC_{It} - AC_{Ht} \end{aligned} \quad (51)$$

۷-۴. حساب جاری و تراز پرداخت‌ها

در این بخش به منظور دستیابی به معادله تراز پرداخت‌های خارجی در مدل، در قید بودجه خانوار به جای متغیر (w_t)، میزان سود بنگاه را جایگزین خواهیم کرد. پس داریم:

$$NX_t + \frac{i_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + \frac{S_t i_{t-1}^* B_{t-1}^*}{P_t} = \frac{S_t(B_t^* - B_{t-1}^*)}{P_t} + \frac{S_t(q_t - q_{t-1})}{P_t} \quad (52)$$

با در نظر گرفتن شرط تسویه بازارها (تقاضای کالای نهایی) و با جایگذاری‌های متعدد در کنار ساده سازی (نحوه کامل استخراج تراز پرداخت‌ها و حساب جاری به صورت مشروح در پیوست سوم ارائه شده است)، معادله تراز پرداخت‌ها در قالب رابطه (۵۳) برابر است با:

$$NX_t + \frac{S_t i_{t-1}^* B_{t-1}^*}{P_t} = \frac{S_t(B_t^* - B_{t-1}^*)}{P_t} + \frac{S_t(q_t - q_{t-1})}{P_t} \quad (53)$$

در این معادله استخراجی، تمامی مبادلات با دنیای خارج از طریق تبادل اوراق قرضه خارجی و تغییر در دارایی‌های بانک مرکزی (حساب مالی و سرمایه) تامین مالی می‌شود. البته با در نظر گرفتن این فرض که اوراق قرضه داخلی تنها در داخل به فروش رفته و نگهداری می‌شوند و این موضوع که در ترازپرداخت‌های خارجی هر کشوری تنها مبادلات افراد مقیم با افراد غیرمقیم به ثبت می‌رسد، عبارت مربوط به بازده اوراق قرضه داخلی از معادله تراز پرداخت‌ها حذف خواهد شد. بنابراین خواهیم داشت:

$$NX_t + \frac{S_t i_{t-1}^* B_{t-1}^*}{P_t} = \frac{S_t (B_t^* - B_{t-1}^*)}{P_t} + \frac{S_t (q_t - q_{t-1})}{P_t} \quad (54)$$

با فرض برقراری تعادل در ترازپرداخت‌ها، می‌توان حساب جاری (CA_t) را معادل با حساب سرمایه و تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی دانست. پس می‌توان حساب جاری را بر اساس رابطه (۵۵)، به شکل زیر خلاصه کرد:

$$NX_t + \frac{S_t i_{t-1}^* B_{t-1}^*}{P_t} = \frac{S_t (B_t^* - B_{t-1}^*)}{P_t} + \frac{S_t (q_t - q_{t-1})}{P_t} = CA_t \quad (55)$$

در خصوص نحوه ورود درآمدهای حاصل از فروش نفت به تراز پرداخت‌ها نیز می‌بایست اشاره کرد که جایگذاری قید بودجه دولت و بانک مرکزی در یکدیگر، موجب ظاهر شدن درآمدهای صادرات نفتی، به عنوان ثبت بدهکار حساب جاری در سمت چپ تراز پرداخت‌ها در قالب جزئی از حساب کالا و یا تراز تجاری) و در ثبت مقابل، به عنوان ثبت بستانکار یا همان تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در سمت راست تراز پرداخت‌ها (حساب مالی و سرمایه) خواهد شد. همانگونه که مشاهده می‌شود، تغییرات در نرخ دارایی‌های خارجی بانک مرکزی هم با توجه به سازوکار رفتاری بانک مرکزی، از تغییرات مبادله‌ای اسعار جدا شده و بر اساس دستورالعمل صندوق بین‌المللی پول در تراز پرداخت‌ها لحاظ نمی‌شود.

۸-۴. طراحی یک اقتصاد خارجی در قالب یک الگوی ساده (دنیای خارج)

در این قسمت یک اقتصاد خارجی طراحی می‌شود که بتوان از متغیرهای کلان این اقتصاد به عنوان متغیرهای دنیای خارج استفاده کرد. طراحی این بخش از الگو به منظور جلوگیری از برون‌زا فرض کردن تمامی متغیرهای اقتصاد خارجی در قالب تکانه‌های مستقل شکل گرفته است. اصولاً در مطالعات سایرین، متغیرهای دنیای خارج به صورت تکانه فرض می‌شوند، در این الگو به منظور

بر خورداری تکانه‌های نامبرده از نوعی انسجام، هماهنگی و یا بیان کامل تر سازگاری، این تکانه‌ها در قالب یک الگوی ساده طراحی شده‌اند. الگوی دنیای خارج بکار رفته در این بخش برگرفته از الگوی رودولف و زرلیندن می‌باشد. مدل آن‌ها، الگویی را طراحی می‌کند که در آن کشور داخلی (ایران) از نظر وسعت تجاری در مقیاس بررسی جهانی، بسیار کوچک و قابل اغماض در نظر گرفته شده است؛ به گونه‌ای که واردات این کشور از اقتصاد جهانی و صادرات آن به اقتصاد جهانی به دلیل کوچک بودن، نمی‌تواند تاثیر خاصی بر اقتصاد جهانی داشته باشد. همچنین سهم کالاهای داخلی در سبد مصرفی دنیای خارج قابل اغماض است به این مفهوم که دنیای خارج آنقدر بزرگ است که مرودات تجاری آن با کشور داخلی در اقتصاد دنیای خارج تاثیری نداشته و قابل چشم پوشی می‌باشد. در اقتصاد دنیای خارج، تمامی خانوارها به صورت یک خانوار در نظر گرفته می‌شوند، خانوار از مصرف کالاها (C_t^*) مطلوبیت بدست می‌آورند و انجام کار (N_t) برای آن‌ها عدم مطلوبیت به همراه دارد. همچنین خانوارها مطلوبیت‌های آتی خود را با عامل تنزیل β^* تعدیل می‌کنند. ترجیحات خانوار در قالب تابع مطلوبیت به شکل رابطه (۵۶) معرفی شده است که در آن σ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف و φ عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد اسمی می‌باشد. میزان H_t در اینجا به عنوان عادت در مصرف، مطرح شده است که نشان می‌دهد ترجیحات مصرفی خانوار به آرامی تغییر می‌کند.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{*t} U \left[\frac{(C_t^* - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (56)$$

$$H_t = h C_{t-1}^* \quad (57)$$

از آنجا که خانوارها صاحبان بنگاه‌ها هستند، درآمد خانوارها از دستمزد (w_t^*) حاصل از عرضه نیروی کار (N_t)، سود بنگاه‌ها ($prof_t$) و بازده اوراق قرضه نگه داری شده (i_t^*) بدست می‌آید و این درآمد توسط خانوارها مصرف شده و یا در قالب اوراق قرضه (B_t^*) نگه داری می‌شود. بنابراین قید بودجه خانوار در قالب رابطه (۵۸) خلاصه می‌شود:

$$C_t^* P_t^* + B_t^* \leq W_t^* N_t + prof_t + i_{t-1}^* B_{t-1}^* \quad (58)$$

خانوارها میزان مطلوبیت خود را با استفاده از رابطه (۵۶) و با توجه به قیود (۵۷) و (۵۸) حداکثر می‌کنند. شرایط مرتبه اول حاصل از این حداکثر سازی، رابطه جانشینی مصرف و عرضه نیروی کار و همچنین رابطه اولر مصرف را در قالب روابط (۵۹) و (۶۰) محاسبه می‌کند.

$$\frac{N_t^\varphi}{(C_t^* - H_t)^{-\sigma}} = \frac{W_t^*}{P_t^*} \quad (59)$$

$$\frac{1}{t_t^*} = \beta^* E_t \left[\frac{(C_{t+1}^* - H_{t+1})^{-\sigma}}{(C_t^* - H_t)^{-\sigma}} \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right] \quad (60)$$

بنگاه (i) به عنوان یک بنگاه نمونه در این اقتصاد با استفاده از نهاده نیروی کار به تولید کالای (Y_t^*) می‌پردازد. بنابراین میزان تولیدات آن بر اساس رابطه (۶۱) برابر است با

$$Y_t^*(i) = N_t^*(i) \quad (61)$$

بنگاه‌ها در این اقتصاد در بازار رقابت انحصاری به دنبال حداکثر سازی سود خود هستند و به منظور تعیین قیمت، از روش قیمت‌گذاری کالو استفاده می‌کنند. بدان صورت که در هر دوره بنگاه‌ها با احتمال $(1 - \xi)$ قیمت‌گذاری جدید انجام می‌دهند. آن دسته از بنگاه‌هایی که موفق به قیمت‌گذاری جدید نمی‌شوند قیمت خود را با توجه به تورم کالاهای در دوره قبل بر اساس رابطه (۶۲) برآورد می‌کنند.

$$P_t^*(i) = P_t^*(i) \left[\frac{P_{t-1}^*}{P_{t-2}^*} \right]^K \quad (62)$$

مقدار پارامتر k در رابطه (۶۲) در بازه صفر و یک قرار دارد. از آنجایی که تمامی بنگاه‌های که قیمت‌گذاری جدید انجام می‌دهند قیمت $P_t^*(i)$ را به عنوان قیمت بهینه انتخاب می‌کنند، تابع قیمت‌گذاری برای تمامی بنگاه‌ها به شکل یک تابع CES و در قالب رابطه (۶۳) خواهد بود:

$$P_t^* = \left[(1 - \xi) P_t^{*(1-\varepsilon)} + \xi \left[P_t^*(i) \left[\frac{P_{t-1}^*}{P_{t-2}^*} \right]^k \right]^{(1-\varepsilon)} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (63)$$

مقدار ε کشش جانشینی میان قیمت‌های جدید آن دسته از بنگاه‌هایی که موفق به تغییر قیمت شده و قیمت آن دسته از بنگاه‌هایی که موفق به تغییر قیمت نگردیده می‌باشند. همچنین بنگاه‌هایی که به دنبال قیمت‌گذاری جدید هستند، قیمت جدید را به گونه‌ای انتخاب می‌کنند که سود فعلی

آنها به همراه مجموع وزنی ارزش تنزیل شده سودهای آتی، با توجه به قید تابع تقاضا حداکثر گردد.

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \xi^{T-t} Q_{T,t} Y_T^*(i) = \left[P_t'^*(i) \left[\frac{P_{T-1}^*}{P_{t-1}^*} \right]^k - P_T^* MC_T \right] \quad (64)$$

$$Y_T^*(i) = \left[\frac{P_t'^*(i) \left[\frac{P_{T-1}^*}{P_{t-1}^*} \right]^k}{P_t^*} \right]^{-\varepsilon} C_t \quad (65)$$

در رابطه (۶۴)، از آنجایی که نیروی کار در یک بازار رقابت کامل عرضه می‌شود، هزینه نهایی (MC_T) برابر با دستمزد حقیقی ($\frac{w_t}{P_t^*}$) می‌باشد. ξ^{T-t} این احتمال را نشان می‌دهد که قیمت گذاری فعلی از زمان کنونی به بعد قیمت گذاری بهینه بنگاه بوده و مقدار $Q_{T,t}$ عامل تنزیل می‌باشد. استخراج شرایط مرتبه اول از بهینه یابی مقید بنگاه بر اساس روابط (۶۴) و (۶۵)، رابطه (۶۶) را نتیجه خواهد داد:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \xi^{T-t} Q_{T,t} Y_T^*(i) = \left[P_t'^*(i) \left[\frac{P_{T-1}^*}{P_{t-1}^*} \right]^k - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} P_t^* MC_T \right] = 0 \quad (66)$$

قاعده بهینه پولی که در مدل اعمال می‌شود به صورت یک قاعده تیلور ساده می‌باشد که از رابطه (۶۷) تبعیت می‌کند:

$$\frac{i_t^*}{I^*} = \left(\frac{i_{t-1}^*}{I^*} \right)^{\rho i} \left[\left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}^*} \right)^{\psi_{\pi}} \left(\frac{Y_t^*}{Y^*} \right)^{\psi_{\gamma}} \right]^{1-\rho i} + \varepsilon_t^{i,s*} \quad (67)$$

مقادیر $\bar{Y}^*$ و $\bar{I}^*$ در رابطه (۶۷) به ترتیب مقادیر تعادلی تولید و نرخ بهره در دنیای خارج بوده و ψ_{π} و ψ_{γ} به ترتیب ضرایب اهمیت واکنش به شکاف تورم و شکاف نرخ ارز در قاعده سیاستی می‌باشند. مقدار $\varepsilon_t^{i,s*}$ نیز در حقیقت تکانه نرخ بهره در اقتصاد دنیای خارج است. بر اساس شرایط تسویه بازار در این اقتصاد تولید با مصرف برابر است.

$$Y_t^* = C_t^* \quad (68)$$

همچنین از آنجا که در این اقتصاد قاعده ریکاردین برقرار است، مقدار اوراق قرضه در حالت تعادل در سبد مصرفی خانوار برابر با صفر می‌باشد. حال معادلات اصلی الگوی دنیای خارج به صورت لگاریتم خطی بررسی می‌شوند. حالت لگاریتم خطی اولر مصرف که در واقع همان رابطه

(۶۰) می‌باشد، در قالب رابطه (۶۹) خلاصه می‌شود. البته از آنجا که مقدار مصرف و تولید در حالت تعادل برابر است می‌توان رابطه را به شکل زیر نوشت:

$$Y_t^* - hY_{t-1}^* = E_t Y_{t+1}^* - hY_t^* - \frac{1}{\sigma}(1-h)(i^* - E_t \pi_{t+1}^*) \quad (69)$$

در رابطه بالا، تولیدات دنیای خارج در دوره t تابعی از تولیدات دوره قبل ($t-1$) و تولیدات انتظاری در دوره بعد ($t+1$) می‌باشد. همچنین این تابع نشان می‌دهد که تولیدات با تورم انتظاری ($E_t \pi_{t+1}^*$) رابطه مستقیم و با نرخ بازده اوراق قرضه در دنیای خارج رابطه‌ای معکوس دارد.

همچنین با خطی‌سازی رابطه (۶۶) تورم دنیای خارج در دوره t تابعی از تورم دوره قبل ($t-1$) تورم انتظاری در دوره بعد ($t+1$) و هزینه نهایی (mc_t) می‌باشد.

$$\pi_t^* - k\pi_{t-1}^* = \beta(E_t \pi_{t+1}^* - k\pi_t^*) + \chi mc_t \quad (70)$$

در اینجا مقدار χ در واقع از رابطه (۷۱) پیروی می‌کند:

$$\chi = (1-\xi)(1-\beta\xi)(\xi)^{-1} \quad (71)$$

در ادامه به منظور استخراج تابع هزینه نهایی از روابط (۶۰) و (۶۲) استفاده می‌کنیم، هزینه نهایی در دوره t تابعی از تولیدات دوره (t) و شکاف تولیدات دوره t از تولیدات یک دوره قبل ($t-1$) می‌باشد و از رابطه (۷۲) پیروی می‌کند.

$$mc_t^* = \varphi Y_t^* + \frac{\sigma}{(1-h)}(Y_t^* - hY_{t-1}^*) \quad (72)$$

نهایتاً از لگاریتم خطی سازی نرخ بهره سیاستی در رابطه (۶۷) به رابطه (۷۳) خواهیم رسید:

$$i_t^* = \rho_i i_{t-1}^* + (1-\rho_i)(\psi_\pi \pi_t^* + \psi_\pi Y_t^*) + \varepsilon_t^{i^*} \quad (73)$$

در رابطه (۷۳) نرخ بازده (i_t^*) با توجه به نرخ بازده دوره قبل با ضریب اهمیت (ρ_i) و نسبتی از تورم و تولیدات تعیین خواهد شد. همچنین این قاعده سیاست‌گذاری از یک‌جز تصادفی ($\varepsilon_t^{i^*}$) نیز پیروی می‌کند. نهایتاً با توجه به کوچک بودن اقتصاد ایران در برابر اقتصاد جهانی، از الگوی رودولف و زرلیندن به منظور تداعی دنیای خارج در الگوی رساله استفاده شده است.

۹-۴. تغییر شاخص سطح قیمت‌ها به شاخص قیمت‌های حقیقی و تورم در الگو

در ادامه، سطح قیمت‌ها در روابط مدل به صورت قیمت‌های حقیقی و تورم تعریف می‌شود. بدین منظور شاخص قیمت حقیقی کالاهای داخلی (p_{Ht})، شاخص قیمت حقیقی کالاهای وارداتی (p_{Ft}) و شاخص قیمت حقیقی کالاهای صادراتی (p_{Xt}) از تقسیم شاخص قیمت کالاهای داخلی (p_{Ht})، وارداتی (p_{Ft}) و صادراتی (p_{Xt}) به شاخص کل قیمت (p_t) محاسبه می‌شود. همچنین تورم کالاهای داخلی (π_{Ht})، وارداتی (π_{Ft})، صادراتی (π_{Xt}) و تورم کل کالاها (π_t) به ترتیب از تقسیم شاخص قیمت کالاهای داخلی، وارداتی، صادراتی و شاخص قیمت کل کالاها در دوره t به شاخص قیمت کالاهای داخلی، وارداتی، صادراتی و شاخص قیمت کل کالاها در دوره $t-1$ بدست می‌آید.

$$\tilde{p}_{Ht} = \frac{p_{Ht}}{p_t} \quad (۷۴)$$

$$\tilde{p}_{Ft} = \frac{p_{Ft}}{p_t} \quad (۷۵)$$

$$\tilde{p}_{Xt} = \frac{p_{Xt}}{p_t} \quad (۷۶)$$

$$\pi_{Ht} = \frac{p_{Ht}}{p_{Ht-1}} \quad (۷۷)$$

$$\pi_{Ft} = \frac{p_{Ft}}{p_{Ft-1}} \quad (۷۸)$$

$$\pi_{Xt} = \frac{p_{Xt}}{p_{Xt-1}} \quad (۷۹)$$

$$\pi_t = \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (۸۰)$$

$$\tilde{p}_{xt}^* = \frac{\tilde{p}_{Xt}}{p_t^*} \quad (۸۱)$$

$$\pi_t^* = \frac{p_t^*}{p_{t-1}^*} \quad (۸۲)$$

همچنین تورم کالاها در دنیای خارج (π_t^*) از تقسیم شاخص قیمت کالاهای خارجی در دوره t به شاخص قیمت کالاهای خارجی در دوره $t-1$ بدست می‌آید. نهایتاً با استفاده از این فروض می‌بایست تمامی روابط الگو تغییر یافته و بازنویسی شوند.

۱۰-۴. قواعد سیاست‌گذاری پولی و معرفی تابع زیان رفاهی

اگر چه سیاست پولی در ایران عمدتاً از طریق ابزار نرخ بهره صورت نمی‌گیرد و عموماً بانک مرکزی اقدام به تغییر نرخ بهره بر اساس انحراف تورم، تولید و نرخ ارز، با این وجود در این رساله فرض بر این است که بانک مرکزی در واکنش به شوک‌ها، بهینه عمل کرده و از استقلال کافی در استفاده از ابزار برخوردار است. حال سوال مطرح شده این است که: با وجود این شرایط، هدایت سیاست پولی می‌بایست چگونه باشد؟ فروض به کار رفته، در واقع فروض استاندارد سیاست‌گذاری در ادبیات اقتصادی هستند و بانک مرکزی را با این سوال اجتناب‌ناپذیر مواجه می‌کند که این بانک چگونه می‌تواند از طریق ابزارهای تحت کنترل خود همانند نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت، اهدافی نظیر ثبات سطح عمومی قیمت‌ها، کمک به رشد اقتصادی و حفظ ثبات در بازار ارز را دنبال کند. تابع سیاست‌گذاری بانک مرکزی می‌تواند از قواعد متفاوتی پیروی کند. از جمله این قواعد می‌توانیم به قاعده ساده تیلور اشاره کنیم. در رابطه (۸۳)، $\bar{A}$ نشان دهنده میزان نرخ بهره تعادلی و ϕ_p ، درجه اهمیت مقام پولی به انحراف تورم داخلی می‌باشد. همچنین بر اساس رابطه (۸۴)، ϑ_t به عنوان شوک سیاست پولی شناخته شده و ρ_ϑ و ε_t^m نیز به ترتیب، ضریب خودرگرسیونی این فرآیند و جز اخلال فرآیند خودرگرسیونی در الگو می‌باشند.

$$i_t = \bar{i} + \phi_p \left(\frac{p_{Ht+1}}{p_{Ht}} - 1 \right) + \vartheta_t \quad (83)$$

$$\vartheta_t = \rho_\vartheta \vartheta_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (84)$$

بانک مرکزی می‌تواند علاوه بر واکنش به انحراف تورم داخلی، به میزان انحراف تولید از تولید تعادلی (حالت پایدار) با ضریب اهمیت ϕ_y نیز، واکنش نشان دهد.

$$i_t = \bar{i} + \phi_p \left(\frac{p_{Ht+1}}{p_{Ht}} - 1 \right) + \phi_y (Y_t - \bar{Y}) + \vartheta_t \quad (85)$$

بسیاری از اقتصاددانان (از جمله برگین (۲۰۰۶) و اسکود (۲۰۱۳)) بر این باورند که حفظ تعادل در بازار ارز نیز در بیشتر کشورها، در قالب وظایف بانک مرکزی برشمرده شده است؛ بنابراین تابع سیاست‌گذاری بانک مرکزی می‌بایست علاوه بر واکنش به انحراف تورم داخلی و تولید، به شکاف

نرخ ارز از مقدار تعادلی آن نیز واکنش نشان دهد. ϕ_s در قاعده سیاستی زیر، ضریب اهمیت بانک مرکزی به شکاف نرخ ارز خواهد بود.

$$i_t = \bar{i} + \phi_p \left(\frac{p_{Ht+1}}{p_{Ht}} - 1 \right) + \phi_y (Y_t - \bar{Y}) + \phi_s \left(\frac{S_{t+1}}{S_t} - 1 \right) + \vartheta_t \quad (۸۶)$$

معیارهای متفاوتی برای ارزیابی عملکرد سیاست‌های پولی در ادبیات اقتصادی ارائه شده است. با توجه به اینکه نوسانات شکاف تولید و تورم در جهت عکس یکدیگر حرکت می‌کنند، بانک‌های مرکزی اصولاً مجموع وزنی نوسانات این دو متغیر را حداقل می‌کنند. همانطور که در مبانی نظری در فصل دوم به تشریح به این موضوع پرداخته شد، روتمبرگ و وودفورد با استفاده از تابع مطلوبیت مصرف‌کننده، نشان دادند که رفاه مصرف‌کننده با نوسانات تورم و شکاف تولید رابطه معکوس دارد. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند در راستای حداکثر کردن رفاه مصرف‌کننده، نوسانات شکاف تولید و تورم را در قالب یک تابع زیان رفاهی حداقل نماید. در ادامه این الگو به پیروی از الگوی گالی و موناسلی از تابع زیان وودفورد بر اساس رابطه (۸۷) استفاده خواهیم کرد.

$$L_N \equiv -\frac{(1-\theta)}{2} \Lambda [\omega_\pi \text{var} \pi_t + \omega_y \text{var} \tilde{y}_t] \quad (۸۷)$$

که در آن ω_π و ω_y ضرایب اهمیت تابع زیان رفاهی نسبت به نوسانات تولید و تورم هستند. ضریب اهمیت تولید همواره عددی بین صفر و یک و ضریب اهمیت تورم یک می‌باشد. Λ مقداری ثابت و θ درجه باز بودن اقتصاد است. با این وجود با توجه به اهمیت تولید بدون در نظر گرفتن نفت، قاعده بهینه سیاست‌گذاری می‌تواند به جای انحراف تولید به انحراف تولید بدون نفت نیز واکنش نشان دهد. بنابراین در بخش نتایج، قاعده بهینه سیاست‌گذاری با توجه به دو شکل تابع زیان رفاهی، یعنی شکاف تولید با در نظر گرفتن نفت و شکاف تولید بدون در نظر گرفتن نفت مورد بررسی قرار می‌گیرد و نتایج مورد مقایسه قرار خواهد گرفت. نهایتاً تابع سیاست‌گذاری بانک مرکزی در حل مدل پایه الگوی حاضر، از رابطه (۸۸) پیروی کرده و بانک مرکزی به انحراف تورم داخلی، انحراف تولید و شکاف نرخ ارز از میزان بهینه آن با درجه اهمیت ϕ_s, ϕ_y, ϕ_p واکنش نشان می‌دهد.

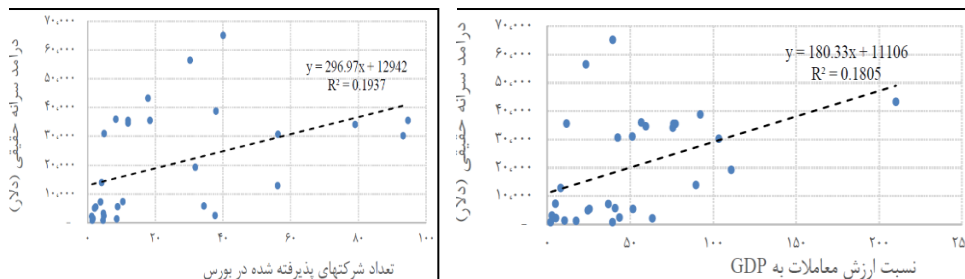
$$i_t = \bar{i} + \phi_p \left(\frac{p_{Ht+1}}{p_{Ht}} - 1 \right) + \phi_y (Y_t - \bar{Y}) + \phi_s \left(\frac{S_{t+1}}{S_t} - 1 \right) + \vartheta_t \quad (۸۸)$$

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

ارزش کل داد و ستد وجود رمز ارز به GDP یکی از شاخص‌های ارزیابی نسبت نقدینگی (توانایی خرید و فروش آسان با وجود رمز ارز) وجود رمز ارز در اقتصاد است. هر چه این نسبت بزرگتر باشد، جایگاه وجود رمز ارز در اقتصاد ملی از اهمیت بیشتری برخوردار است و قدرت نقدشوندگی بیشتر بازار را نشان می‌دهد.

ارزش داد و ستد در بخش حقیقی اقتصاد ایران نسبت به میانگین کشورهای منطقه و جهان در سطح پایینی قرار دارد و امکان افزایش نسبت نقدینگی بخش حقیقی اقتصاد برای اثرگذاری بیشتر در اقتصاد کلان وجود دارد. همانگونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، به نظر می‌رسد به طور متوسط هر چه میانگین نسبت ارزش کل داد و ستد وجود رمز ارز به GDP افزایش یابد، میانگین درآمد سرانه حقیقی در بین کشورها به سطوح بالاتری ارتقاء می‌یابد و بر اساس نمودار (۱) میانگین نرخ تورم در میان کشورها در سطوح پایینی قرار می‌گیرد.

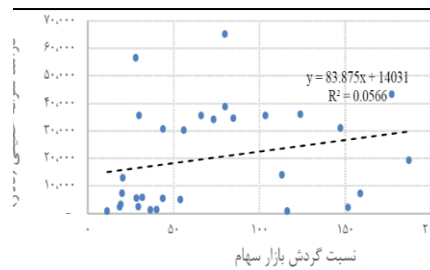
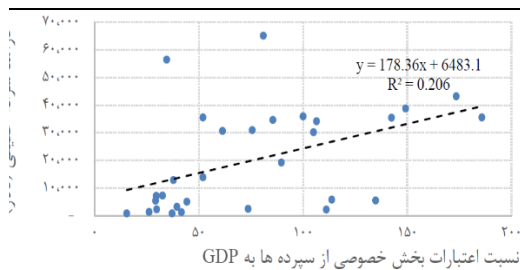
تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورسها نیز یکی از متغیرهای نشان دهنده توسعه بخش حقیقی اقتصاد است. مقرراتزدایی با حذف یا تسهیل مقررات خاص و گاه سختگیرانه حاکم بر شرکت‌های دولتی و تعمیم قوانین جاری تجاری بر شرکت‌ها، باعث افزایش شرکت‌ها و در نتیجه افزایش استانداردهای حسابداری و حسابرسی در بنگاه‌های اقتصادی می‌شود. به بیان دیگر، بر اساس کارکردهای بخش حقیقی اقتصاد، هر چه تعداد شرکت‌های پذیرفته شده افزایش یابد، می‌توان انتظار شفافیت بیشتر و گسترش استانداردهای گزارشگری مالی در اقتصاد را داشت. از سوی دیگر، شرکت‌های پذیرفته شده پس از عرضه سهام خود در وجود رمز ارز روش‌های مختلف تأمین مالی همچون افزایش سرمایه، انتشار اوراق مشارکت و یافتن سهامداران و شرکای جدید را در دستور کار قرار می‌دهند که نتیجه نهایی آن افزایش اندازه بازار و گسترش مالکیت سهامداران و همچنین ایجاد فرصت‌های مناسب برای متنوعسازی پرتفوی و مدیریت بهتر ریسک خواهد بود. در نمودارهای (۲) و (۳) به ترتیب می‌توان به طور متوسط رابطه مستقیم بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس با درآمد سرانه حقیقی و رابطه منفی بین گسترش بازار و نرخ تورم در میان کشورهای مورد بررسی را ملاحظه کرد.



نمودار ۱ رابطه بین نسبت نقدینگی وجود رمز ارز و نمودار ۲- رابطه بین گسترش وجود رمز ارز و درآمد سرانه حقیقی

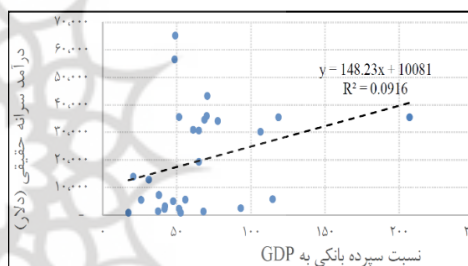
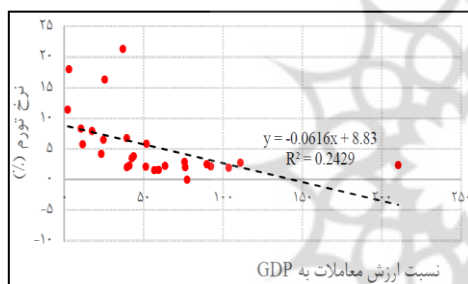
نسبت ارزش سهام مبادله شده به متوسط ارزش جاری بازار را نسبت گردش یا فعالیت وجود رمز ارز می‌نامند و بیانگر سرعت گردش سهام در بازار است و سرعت تبدیل سایر دارایی‌ها به سهام و برعکس را نشان می‌دهد. میانگین (انحراف استاندارد) این نسبت در ایالات متحده، جهان، خاورمیانه و ایران طی دوره مورد بررسی به ترتیب ۱۷۷ (۵۳)، ۲۰ (۷)، ۱۹ (۹)، ۱۹ (۸) درصد است. این نسبت به خوبی پویایی وجود رمز ارز را نشان می‌دهد. در مجموع نمودارهای (۳) و (۸) نشان می‌دهند که به طور متوسط سرعت گردش بیشتر وجود رمز ارز با درآمد سرانه حقیقی همبستگی مثبت و با نرخ تورم رابطه منفی دارد.

بازارهای مالی به ویژه بانک‌ها و کارکردهای آن برای تأمین مالی کوتاه مدت بنگاه‌های اقتصادی و تسهیلات به خانوارها نقش مهمی در اقتصاد دارد. همانگونه که داده‌های نمودارهای (۴) و (۹) نشان می‌دهند یک رابطه مثبت بین تأمین مالی بانکی و درآمد حقیقی سرانه و یک رابطه منفی بین تأمین مالی بانکی و نرخ تورم وجود دارد. به نظر می‌رسد همه اجزای بازارهای مالی به فراخور ویژگی‌هایشان برای عملکرد بخش حقیقی اقتصاد دارای اهمیت می‌باشند و نمی‌توان یک یا چند جزء از این ساختار مالی را حذف یا به صورت دستوری برجسته یا کمرنگ کرد.

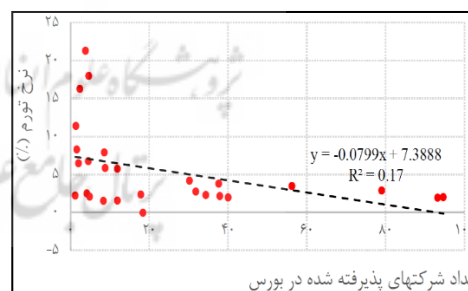
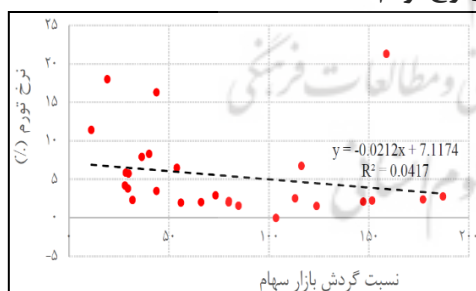


نمودار ۳- رابطه بین سرعت فعالیت وجود رمز ارز و درآمد سرانه حقیقی و سایر نهادها و درآمد سرانه حقیقی

همانگونه که یافته‌های نمودارهای (۵) و (۱۰) نشان می‌دهند، یک رابطه مستقیم بین سپرده‌های نظام بانکی و درآمد حقیقی و یک رابطه منفی بین سپرده‌های نظام بانکی و نرخ تورم در میان کشورهای برگزیده طی دوره مورد بررسی وجود دارد.

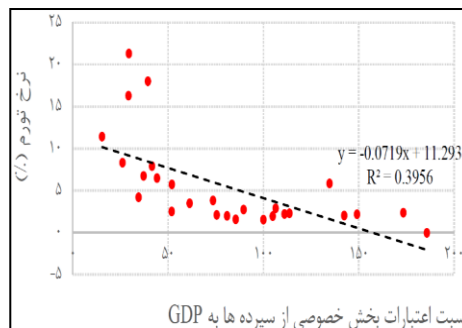
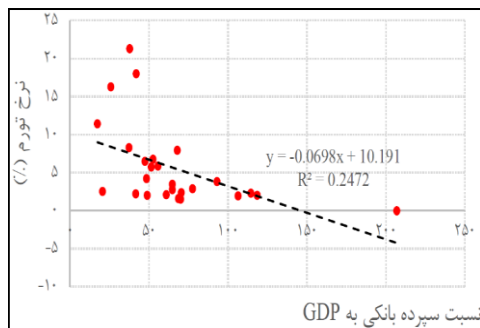


نمودار ۵- رابطه بین گسترش بخش بانکی و درآمد سرانه حقیقی



نمودار ۷- رابطه بین گسترش وجود رمز ارز و نرخ تورم

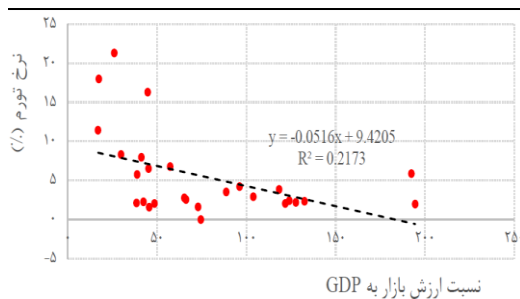
نمودار ۸- رابطه بین سرعت فعالیت وجود رمز ارز و نرخ تورم



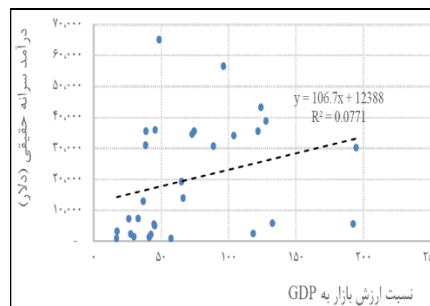
نمودار ۹- رابطه بین اعتبار بخش خصوصی از بانک‌ها و سایر نهادهای مالی و نرخ تورم
نمودار ۱۰- رابطه بین گسترش بخش بانکی و نرخ تورم

ارزش بازار بهترین معیار برای سنجش اندازه بخش حقیقی اقتصاد نسبت به اندازه اقتصاد ملی است. این متغیر که از مجموع حاصلضرب تعداد با وجود رمز ارز پذیرفته شده در قیمت جاری آنها بدست می‌آید، سنجه مناسبی برای ارزیابی جایگاه بازار در اقتصادهای دنیا و دو بازار مجزا است. به دلیل اهمیت شاخص نسبت ارزش وجود رمز ارز به GDP در مقایسه‌های تطبیقی بخش حقیقی اقتصاد این نسبت در دوره مورد بررسی گزارش شده است و در نمودار مقایسه ای (۱۱) میانگین و انحراف معیار نسبت یادشده در میان کشورها رسم شده است.

همانطور که نمودارهای (۱۲) و (۱۳) نشان می‌دهند طی دوره مورد بررسی به ترتیب یک رابطه همبستگی مثبت بین میانگین نسبت ارزش بازار به GDP و درآمد حقیقی سرانه و همچنین یک همبستگی منفی بین میانگین نسبت ارزش بازار به GDP و نرخ تورم مشاهده می‌شود. بنابراین می‌توان انتظار داشت که با بزرگتر شدن اندازه وجود رمز ارز در کشورها عملکرد اقتصاد کلان بهبود یابد.



نمودار ۱۲- رابطه بین نسبت ارزش بازار به GDP و نرخ تورم



نمودار ۱۱- رابطه بین نسبت ارزش بازار به GDP و درآمد حقیقی

۵-۱-۵ داده‌ها و توزیع پیشین

۵-۱-۱-۵ داده‌ها

داده‌های تجربی به منظور ارزیابی تابع حداکثر راسنمایی مدل مورد نیاز است. تابع راست نمایی با استفاده از ۹ سری داده ارزیابی شده است. سری داده‌ها که برای تخمین مدل استفاده شده است شامل متغیرهای فصلی از ابزارهای وجود رمز ارز و دوره زمانی ۱۳۸۴:۳ تا ۱۴۰۱:۴ را پوشش می‌دهد.

$\hat{y}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم تولید از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت که با استفاده از روش فیلتر هودریک پرسکات برای داده‌های فصلی با مقدار پارامتر هموارسازی $\lambda = 1600$ بدست آمده است؛

$\hat{c}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم مصرف داخلی از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت که به صورت مشابه از روش هودریک پرسکات بدست آمده است؛

$\hat{l}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم سرمایه گذاری از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛

$\hat{\pi}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم نرخ تورم از مقدار ایستای بلندمدت؛

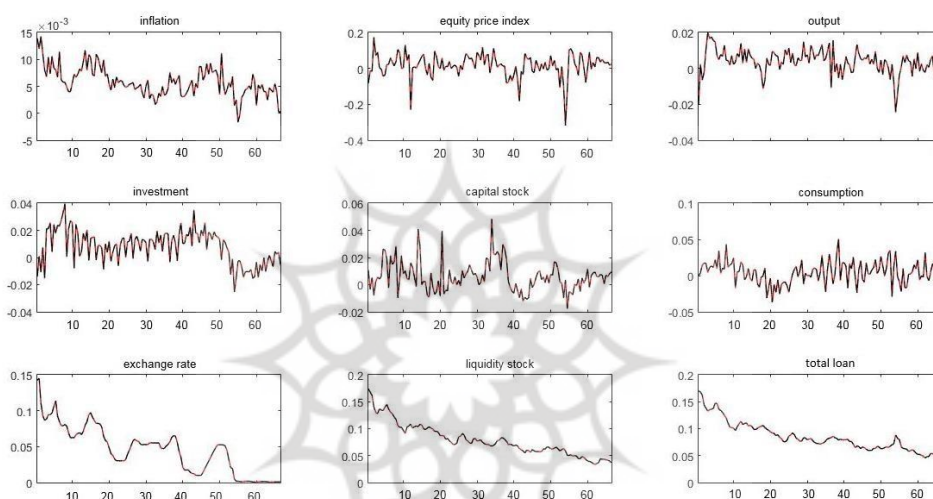
$\hat{k}_t^e$: سری زمانی انحراف لگاریتم موجودی سرمایه کارآفرین از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛

$\hat{m}_t^2$: سری زمانی انحراف لگاریتم حجم نقدینگی از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛

$e\hat{x}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم نرخ ارز از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛

$\hat{q}_t^\psi$: سری زمانی انحراف لگاریتم با وجود رمز ارز از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛

$\hat{l}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم وام‌ها و تسهیلات کل از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛ در نمودار (۱۳) روند سری زمانی داده‌های واقعی و هموار شده ۹ متغیر مذکور در بالا ارائه شده است.



نمودار ۱۳- روند سری زمانی انحراف داده‌های واقعی و هموار شده از مقادیر باثبات و بلندمدت

خط ممتد قرمز رنگ روند واقعی داده‌ها و خط چین سیاه رنگ بیانگر روند داده‌های هموار شده است. همچنانکه در نمودارهای بالا مشهود است، در سری‌های زمانی بالا اختلاف معناداری بین روند واقعی داده‌ها و سری زمانی هموار شده مشاهده نمی‌شود.

۵-۱-۲. توزیع‌های پیشین

استنباط بیزین از توزیع‌های پیشین مدل شروع می‌شود. توزیع‌های پیشین اطلاعات در دسترس را قبل از مشاهده داده‌های مورد استفاده برای تخمین توصیف می‌کند. در واقع توزیع پیشین بیانگر دانش قبلی محقق در مورد پارامترهای مدل است. در مرحله بعد، داده‌های مشاهده شده برای بروز رسانی پیشین‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد و در قالب قاعده آماری بیز برای توزیع‌های پسین

پارامترهای مدل استفاده می‌شود. بدین ترتیب بر اساس قاعده بیز، توزیع پسین با حاصل ضرب تابع راستنمایی داده‌ها در توزیع پیشین متناسب است. این توزیع‌های پسین سپس بر حسب معیارهای معمول (مد، میانگین، انحراف معیار و فواصل اطمینان) گزارش می‌شوند.

در آمار بیزی، دو رویکرد کلی عینی و ذهنی جهت تعیین نوع توزیع پیشین پارامترها وجود دارد. دیدگاه عینی تلاش می‌کند تا اطلاعات موجود در مورد پارامتر در قالب توزیع پیشین ارائه گردد. در مقابل دیدگاه ذهنی بیان میدارد که در صورت عدم وجود هیچ گونه اطلاعاتی در مورد پارامتر، شیوه تعیین نوع توزیع پیشین به چه صورتی است. باید توجه نمود که صرف نظر از نوع رویکرد، انتخاب نوع توزیع پیشین پارامتر باید به شیوه‌ای باشد که ویژگی‌های ریاضی پارامتر را برآورده سازد. در عمل، تکنیک بیزین اجازه استفاده از مطالعات قبلی در هر دو سطح خرد و کلان به منظور تنظیم نوع توزیع‌های پیشین را می‌دهد. برای همه پارامترهای که بین صفر و یک می‌باشند، توزیع بتا استفاده شده است. این توزیع برای پارامترهای چسبندگی، پارامترهای شاخص بندی و پارامترهای مربوط به ضرایب شوک‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای پارامترهای که مثبت هستند از توزیع‌های گاما و معکوس گاما استفاده شده است. در مورد ضرایب معادلات تصریحی اوراق مشارکت و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از توزیع نرمال استفاده شده است.

۵-۲. نتایج تجربی

۵-۲-۱. توزیع‌های پسین برآورد شده

توزیع پسین مشترک در مورد همه پارامترهای تخمین زده شده در دو مرحله بدست آمده است. ابتدا مد پسین و ماتریس هشین که در مد پسین ارزیابی شده است، به وسیله روش بهینه سازی عددی استاندارد محاسبه شده است. تابع راستنمایی ابتدا با حل کردن مدل و سپس با استفاده از فیلتر کالمن بدست آمده است.

دوم با استفاده از الگوریتم متروپولیس هستینگز ترسیمات مربوط به پسین مشترک ایجاد شده است. توزیع ارائه شده یک چگالی نرمال چند متغیره را به خود می‌گیرد.

نمودارهای (۵-۲) ترسیمات مربوط به توزیع‌های پسین و پیشین پارامترهای تخمین زده شده را نشان می‌دهد. جدول (۱) خلاصه آمارهای پسین منطبق را برای همه پارامترهای تخمین زده شده گزارش می‌کند که در داخل چندین گروه ساختاری تقسیم شده است.

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترهای مدل

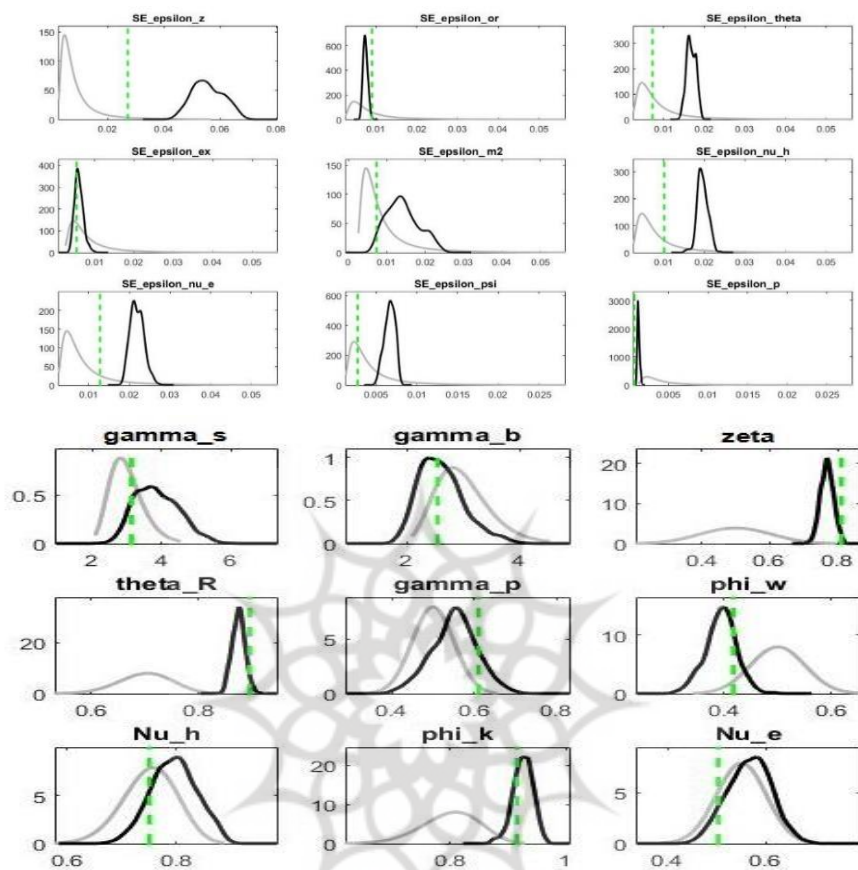
بخش	پارامتر	نماد پارامترها در نمودار (۵-۲)	نوع توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین
پارامترهای خانوارها	γ_s	$gamma_s$	گاما	۱/۵۷	۰/۴۶	۱/۳۸	۰/۱
	γ_b	$gamma_b$	گاما	۱/۴	۰/۰۶	۱/۳۹	۰/۰۰۴
	ζ	$zeta$	بتا	۰/۵	۰/۰۲	۰/۵۴	۰/۰۳
	ν_h	Nu_h	بتا	۰/۷۵	۰/۰۴	۰/۷۹	۰/۰۳
	γ_m	$gamma_m$	گاما	۰/۳۹	۰/۰۵	۲/۳۵	۰/۰۰۵
	η	eta	گاما	۱/۲	۰/۰۶	۲/۱۶	۰/۰۰۴
	ϕW	phi_w	بتا	۰/۵	۰/۰۲	۰/۵۶	۰/۰۳۷
	α_c	$alpha_c$	گاما	۰/۱۱	۰/۱	۰/۰۹۴	۰/۰۰۶
پارامترهای بنگاه‌ها	R	$theta_R$	بتا	۰/۷۴	۰/۰۶	۰/۶۹	۰/۰۱
	γ_p	$gamma_p$	گاما	۰/۷۱	۰/۱	۰/۷۲	۰/۰۲
	α	$alpha$	گاما	۰/۴۲	۰/۱	۰/۳۸	۰/۰۵
	δe	$delta_e$	گاما	۰/۰۴۶	۰/۰۲۷	۰/۰۵۵	۰/۰۱
	κ_i	$kappa_i$	گاما	۴/۰	۱/۰۲	۴/۲	۰/۳۳
	ν_e	Nu_e	بتا	۰/۵۵	۰/۰۵	۰/۵۷	۰/۰۳
	ϕk	phi_k	بتا	۰/۸	۰/۰۲	۰/۸۴	۰/۰۳

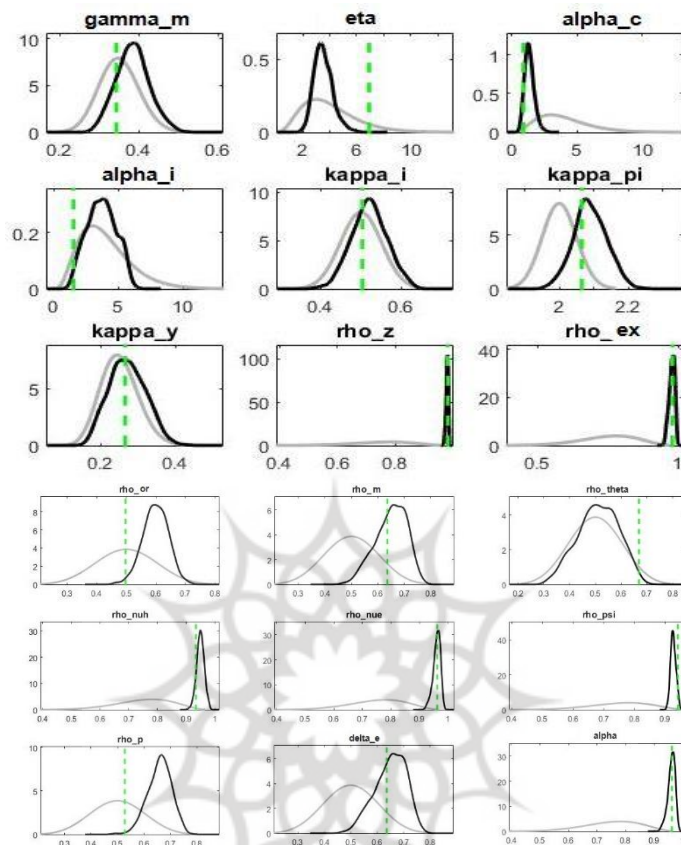
	α_i	$alpha_i$	گاما	۰/۳۵		۰/۱۷	۰/۳۷	۰/۰۹
سیاست پولی	$\kappa\pi$	$kappa_{\pi}$	گاما	۰/۸۹		۰/۱۲	۰/۸۶	۰/۰۶
	κy	$kappa_y$	گاما	۰/۶		۰/۱	۰/۴	۰/۰۴
ضرایب AR(1) برخی از متغیرهای درونزا	$\rho\psi$	rho_{ψ}	بتا	۰/۷۵		۰/۰۱	۰/۹	۰/۰۰۳
	$\rho\nu h$	$rho_{\nu h}$	بتا	۰/۷۵		۰/۰۱۷	۰/۸۳	۰/۰۳
	$\rho\nu e$	$rho_{\nu e}$	بتا	۰/۷۵		۰/۰۱۴	۰/۹۲	۰/۰۰۴
	ρp	rho_p	بتا	۰/۵		۰/۵۲	۰/۶۵	۰/۰۲
	ρz	rho_z	بتا	۰/۷۵		۰/۰۰۴	۰/۹۸	۰/۰۱
	ρor	rho_{or}	گاما	۱/۰۰		۰/۱	۱/۰۳	۰/۰۱۵
	ρm	rho_m	بتا	۰/۶		۰/۰۵	۰/۵۸	۰/۰۳
	ρex	rho_{ex}	گاما	۰/۷		۰/۱	۰/۷۱	۰/۰۸
	$\rho\Theta$	rho_{θ}	گاما	۰/۸۲		۰/۱۵	۰/۸	۰/۱
انحراف معیار شوکها	$\sigma\psi$	$SE_{\epsilon_{\psi}}$	گامای معکوس	۰/۰۰۵		۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۱
	$\sigma\nu h$	$SE_{\epsilon_{\nu h}}$	گامای معکوس	۰/۰۱		۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۹	۰/۰۰۱
	$\sigma\nu e$	$SE_{\epsilon_{\nu e}}$	گامای معکوس	۰/۰۱		۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱
	σp	SE_{ϵ_p}	گامای معکوس	۰/۰۰۵		۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳
	σz	SE_{ϵ_z}	گامای معکوس	۰/۰۱		۰/۰۰۳	۰/۰۵	۰/۰۰۱
	σor	$SE_{\epsilon_{or}}$	گامای معکوس	۰/۱		۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۰۴

	σ_{ex}	$SE_epsilon_ex$	گامای معکوس	۰/۰۱		۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰۱
	σ_{m2}	$SE_epsilon_m2$	گامای معکوس	۰/۱		۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۱
	σ_{Θ}	$SE_epsilon_theta$	گامای معکوس	۰/۰۵		۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۰۷

در جدول (۱) میانگین و انحراف معیار توزیع پیشین، نوع توزیع پیشین، میانگین و انحراف معیار توزیع پسین پارامترها ارائه گردیده است. برای اکثر پارامترهای مدل، میانگین توزیع پسین نزدیک به مقدار متوسط انتخاب شده برای توزیع پیشین می‌باشد که نشان دهنده انتخاب درست نوع توزیع پیشین و مقدار متوسط پیشین پارامترهاست.

نمودارهای (۱۴) توابع توزیع احتمال پیشین (نمودار خط خاکستری رنگ) و پسین (نمودار خط سیاه رنگ) پارامترهای مدل به همراه مقدار میانگین توزیع پسین (خط چین عمودی سبز رنگ) را به نمایش می‌گذارد.





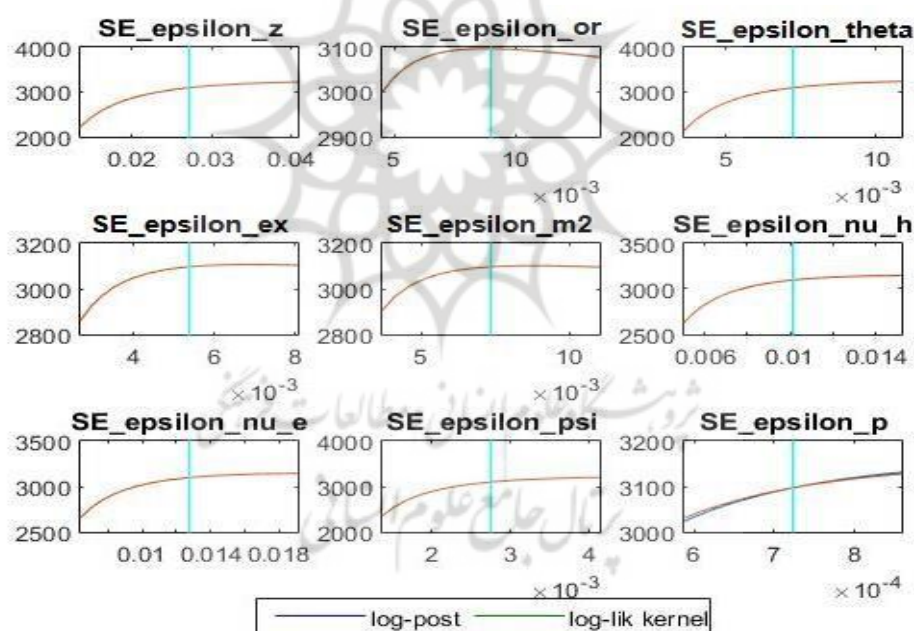
نمودار ۱۴- توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده

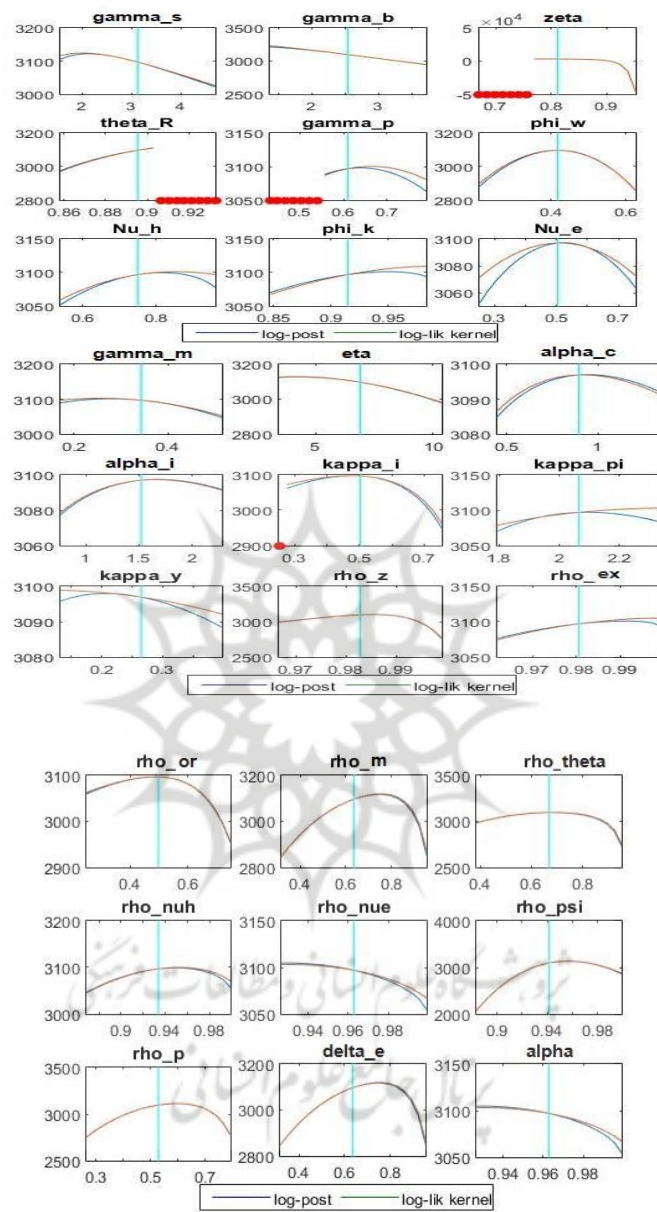
همچنان که نمودارهای (۱۴) نشان می‌دهند، برای تمامی پارامترهای مدل، توزیع احتمال پسین دارای فرمی هموار و تقریباً متقارن و متفاوت از توزیع پیشین است که بیانگر انتخاب درست و قابل قبول نوع توزیع‌های پیشین و مقدار متوسط پیشین این پارامترها است و به عنوان یکی از معیارهای اعتبارسنجی مدل از اهمیت ویژه برخوردار است.

۵-۲-۲. خوبی مدل

۵-۲-۲-۱. چک کردن مدها

همچنان که قبلاً گفته شد، به منظور رسیدن به توزیع پسین ضرایب، ابتدا باید مد پسین محاسبه شود که احتمالاً در نوک توزیع پسین می‌باشد. نمودارهای (۱۵) مد پسین پارامترهای مدل را ارائه می‌دهد. در این نمودارها، منحنی آبی رنگ بیانگر توزیع پسین، منحنی سبز رنگ هسته تابع لگاریتم راستنمایی و خط چینهای عمودی سیاه رنگ مقدار میانگین پیشین تعیین شده پارامتر است. همچنانکه نمودارها نشان می‌دهند، برای اکثر پارامترها، مقدار میانگین پیشین پارامترها برابر با حداکثر مقدار تابع توزیع پسین است که این بیانگر انتخاب صحیح مقدار میانگین توزیع پیشین پارامترهای مدل است.



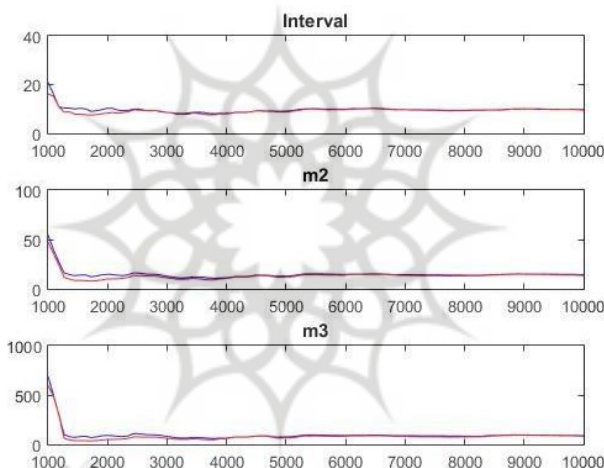


نمودار ۱۵- مد توزیع‌های پسین پارامترهای مدل

۵-۲-۲-۲. آزمون‌های تشخیصی بروک و گلن

مبنای آزمون فوق بر اساس واریانس بین گروهی و داخل گروهی می‌باشد. در آزمون فوق باید واریانس داخل گروهی به عدد ثابتی میل کند و واریانس بین گروهی صفر شود؛ لذا یکی از روش‌های بدست آوردن تخمین درست این است که واریانس داخل گروهی ثابت شود و جمع واریانس درون گروهی و بین گروهی به واریانس درون گروهی نزدیک شود. در صورتی که نتایج تخمین درست نباشد بایستی یا تعداد نمونه‌ها را افزایش دهیم یا تعداد بلوک‌ها را افزایش دهیم.

نمودار (۱۶) سه نمودار تشخیصی به منظور ارزیابی همگرایی الگوریتم نمونه‌گیری متروپولیس هستینگز با توزیع نمونه‌گیری مانا می‌باشد.



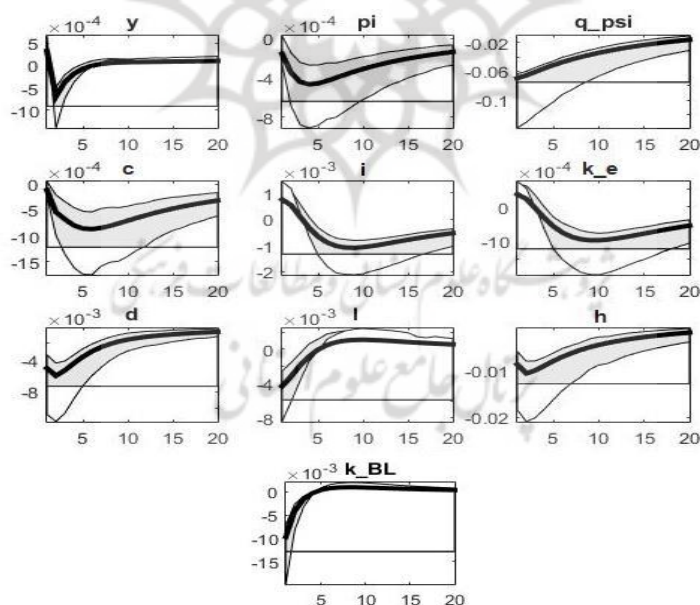
نمودار ۱۶- نمودارهای همگرایی الگوریتم متروپولیس هستینگز

محور افقی این نمودارها تعداد تکرارهای شبیه‌سازی الگوریتم متروپولیس هستینگز را به نمایش می‌گذارد. نمودارها نشان می‌دهند که همگرایی کلی بعد از حدود ۱۰ هزار بار ترسیم ایجاد می‌شود. نتایج برای پارامترهای انفرادی هم مانا می‌باشد، اگر چه که برخی از معیارهای تشخیصی در حدود ۱۵۰۰ تا ۳۰۰۰ مرتبه تکرار عدم ثبات را نشان می‌دهند (بر اساس هر سه گشتاور) اما پس از آن همگرایی حاصل شده است؛ بنابراین برای همه پارامترها، الگوریتم نمونه‌گیری متروپولیس هستینگز بعد از ۱۰۰۰۰ بار تکرار، همگرا می‌شود.

۳-۲-۲-۵. واکنش مدل به شوک‌های ساختاری

یکی دیگر از روش‌های ارزیابی عملکرد مدل با استفاده از توابع ضربه واکنش است. در این مورد، نقطه شروع تحلیل، مقادیر تعادلی بلندمدت همراه با شوک‌هایی که فرآیندهای تصادفی آن مساوی با صفر می‌باشد (اگر مدل در فرم انحراف لگاریتم از مقادیر تعادلی بلندمدت باشد، نقطه شروع تحلیل متغیرهایی می‌باشد که مساوی با صفر هستند). سپس یک ضربه یا شوک به یکی از متغیرهای درونزای مدل برخورد می‌کند و مسیرهای زمانی نتیجه شده برای متغیرها، واکنشهای مدل به این ضربه میباشند. عملکرد مدل در صورتی خوب است که توابع ضربه واکنش نتیجه شده از مدل به توابع ضربه واکنش اقتصاد شباهت داشته باشند.

برای این منظور در این بخش، واکنش برخی از متغیرهای درونزای اصلی مدل را به شوک‌های شاخص کل وجود رمز ارز، شوک اعتباری به خانوارها و بنگاه‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. ابتدا در نمودار (۱۷) توابع ضربه-واکنش متغیرها به شوک شاخص کل بخش حقیقی اقتصاد ارائه شده است:

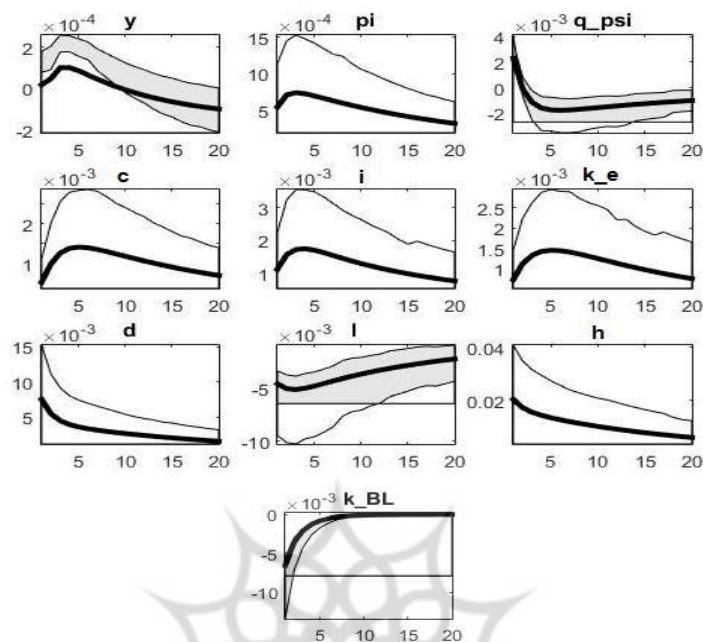


نمودار ۱۷- توابع واکنش آنی شوک شاخص وجود رمز ارز

بروز یک شوک مثبت در شاخص کل رمز ارز سبب انحراف مثبت سرمایه گذاری، موجودی سرمایه، نیروی کار و تولید کل از روند ایستای بلندمدتشان می‌شود و اثرات پایداری بر همه آنها ایجاد می‌کند و موجب می‌شود تا آنها در سطح تعادلی و بلندمدت جدیدی قرار بگیرند.. از طرفی، شوک شاخص کل وجود رمز ارز، واکنش مثبت و با تأخیر در حجم سپرده‌ها و واکنش مثبت و فزاینده وام‌ها را به دنبال دارد.

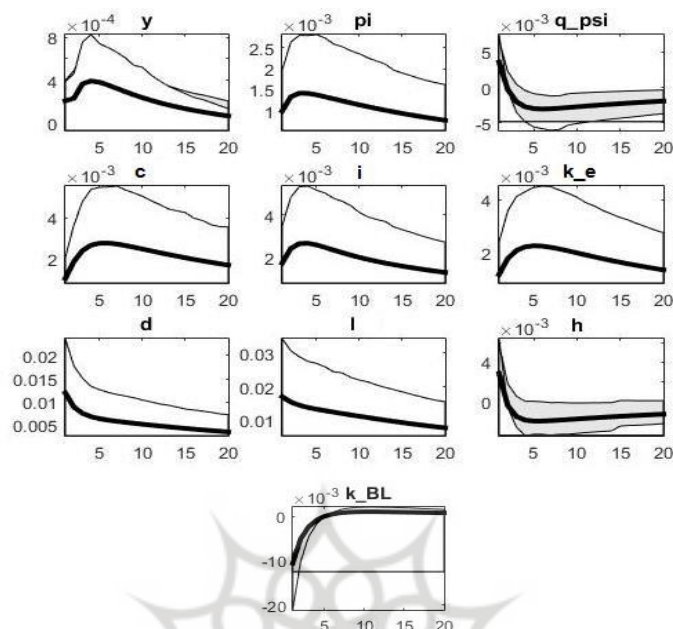
اثر شاخص کل رمز ارز واکنش مثبت نشان داده و از وضعیت تعادلی خود در جهت مثبت منحرف می‌شوند و با حتی با گذشت ۲۰ دوره زمانی اثر این شوک پایدار باقی میماند و موجب می‌شود تا خانوارها به سطوح جدیدتر و بالاتری از مصرف عادت کنند. نسبت سرمایه به وام بانک نیز مطابق با انتظارات به شوک مثبت شاخص کل وجود رمز ارز واکنش مثبت نشان می‌دهد و پس از وضعیت ایستای بلند مدت خود جدا می‌شود و در سطوح تعادلی و ایستای بلندمدت جدیدی قرار می‌گیرد.

در ادامه این بخش توابع ضربه-واکنش متغیرهای عمده درونزای مدل به شوک اعتباری خانوارها ارائه می‌گردد. نمودار (۱۸) توابع ضربه-واکنش متغیرهای درونزای مدل به شوک اعتباری خانوارها را نشان می‌دهد.



نمودار ۱۸- توابع واکنش آنی شوک اعتباری خانوارها

بر پایه نمودارهای ضربه-واکنش، شوک مثبت به اعتبار خانوارها سبب ایجاد انحراف مثبت مصرف، سرمایه گذاری، انباشت سرمایه و نرخ تورم از سطح تعادلی بلندمدت می‌شود و پس از رسیدن به یک انحراف بیشینه به تدریج به سمت سطوح اولیه تعادلی باز می‌گردند. میزان انحراف تولید از سطح تعادلی بلندمدت برای ۵ دوره مثبت است و بتدریج واکنش منفی به این شوک در تولید آغاز می‌شود و تا ۲۰ دوره زیر سطح تعادلی اولیه قرار می‌گیرد. حجم سپرده‌ها و اشتغال در همان دوره نخست بروز شوک به صورت مثبت از سطح تعادلی بلندمدت منحرف می‌شوند اما بتدریج به سمت سطوح تعادلی بلندمدت پیشین باز می‌گردند.



نمودار ۱۹- توابع واکنش آنی شوک اعتباری بنگاه‌ها

میزان دریافت وام و تسهیلات در بخش خانوار کاهش می‌یابد و بانک‌ها به دلیل ناتوانی در ارزیابی وضعیت ریسک خانوارها و مسئله انتخاب نامناسب حجم تسهیلات پرداختی را ۰/۵ درصد در دوره نخست از سطح اولیه کاهش می‌دهند، اما بتدریج تا ۲۰ دوره میزان تسهیلات اعطایی به سمت سطح تعادلی بلندمدت اولیه افزایش می‌یابد. با تقویت پیوندهای میان بخش حقیقی اقتصاد و بانک‌ها، مردم می‌توانند نگران تأمین وثایق برای دریافت‌وام‌ها نخواهند بود و لذا با یک شوک مثبت اعتباری، آنها می‌توانند مسیر مصرف خود را هموار نمایند. در این شرایط تقاضای برای خرید با وجود رمز ارز قابل توثیق افزایش می‌یابد و موجب انحراف شاخص کل وجود رمز ارز از وضعیت تعادلی بلندمدتش خواهد شد و این اثر با افت و خیز تا پایان دوره باقی خواهد ماند.

در ادامه به بررسی و تجزیه و تحلیل شوک اعتباری بنگاه‌ها در قالب توابع ضربه-واکنش (۷) پرداخته شده است. در نمودارهای (۱۹) توابع ضربه-واکنش شوک اعتباری بنگاه‌ها ارائه شده است. واکنش متغیرهای درونزای مدل به این شوک تقریباً همانند واکنش‌ها به شوک اعتباری خانوارها می‌باشد که از توضیح و تفسیر دوباره آن پرهیز می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

با بررسی مطالعات انجام شده در زمینه رمز ارزها و شوکهای پولی و تاثیر آنها بر متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده شد که بسیاری از مطالعاتی که از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده کردند نقش پول دولتی را در اقتصاد آنالیز کردند، ولی ما ارز رمزنگاری شده را به عنوان یک گزینه جایگزین برای ارز دولتی را در نظر می‌گیریم و وارد مدل می‌کنیم هیچ گونه مطالعه داخلی‌ای با این شرایط یافت نشد و مطالعات خارجی کمی در این زمینه به رشته تحریر درآمده است. مانند آسیماکوپولوس و همکاران (۲۰۱۹). بنابراین، کار ما می‌تواند به عنوان امتداد این مطالعات، باز تعریف مدل استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی با پول همراه با گنجاندن بخش جدید اقتصاد مربوط به ارزهای رمزنگاری شده عرضه و تقاضای درون‌زا باشد از این رو این مقاله می‌تواند نقش بسزایی در تدوین و اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصاد ایران ایفا کند.

بخش حقیقی اقتصاد بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند مصرف کل خانوارها، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه بنگاه‌ها، تولید، عملکرد بخش بانکی و بر متغیرهای اسمی مانند تورم، دستمزد، قیمت سرمایه فیزیکی تأثیر می‌گذارد. بنابراین دولت و مقامات پولی باید مکانیسم کانال شتابگر مالی را در ارزیابی پیامدهای سیاستی مورد توجه قرار دهند. زیرا در صورت وارد شدن یک شوک به ابزارهای وجود رمز ارز، این کانال می‌تواند موجب تقویت و گسترش اثرات شوک اولیه بر اقتصاد شود و اثر سیاست‌های اقتصادی و پولی و مالی را تقویت یا تحدید نماید.

به دلیل نقش مسلط بانک‌ها در ایفای نقش واسطه‌گری مالی و تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری در ابزارهای وجود رمز ارز، تضعیف ترازنامه بانک‌ها اثرات رکودی برجای گذاشته است و محدودیتهای نقدینگی را شدت بخشیده است. در این شرایط بخش حقیقی اقتصاد می‌تواند با تقویت ابزارها و نوآوریهای نوین مالی بخشی از وظایف بانک‌ها را انجام دهد و سرمایه‌سازی از تسهیلات بانکی به سمت سرمایه‌سازی بازاری سوق یابد.

۷. تقدیر و تشکر

با تشکر از اساتید محترم دکتر رضا اکبریان، دکتر احمد صدرائی جواهری و دکتر حجت پارسا که با راهنمایی‌های ایشان این پژوهش میسر شد و جناب آقای مهدی حیدری، همچنین با تشکر از همسر عزیزم سرکار خانم ندا شکری که همواره یار و یاورم بوده و خواهد بود.

References

- Adebola, S. S., Gil- Alana, L. A., & Madigu, G. (2019). Gold prices and the cryptocurrencies: Evidence of convergence and cointegration. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 523, 1227-1236.
- Armey, L. E., Lipow, J., & Webb, N. J. (2014). The impact of electronic financial payments on crime. *Information Economics and Policy*, 29, 46-57.
- Asimakopoulous, S., Lorusso, M., & Ravazzolo, F. (2019). A New Economic Framework: A DSGE Model with Cryptocurrency.
- Asimakopoulous, S., Lorusso, M., & Ravazzolo, F. (2023). A Bayesian DSGE approach to modelling cryptocurrency. *Review of Economic Dynamics*, 51, 1012-1035(in Persian)
- Athey, S., Parashkevov, I., Sarukkai, V., and Xia, J. (2016). Bitcoin pricing, adoption, and usage: Theory and evidence. Technical report, SSRN.
- Benigno, P., Schilling, L., and Uhlig, H. (2019). Cryptocurrencies, currency competition, and the impossible trinity. Technical report, NBER Working Paper No. w26214.
- Bianchi, D. (2018). Cryptocurrencies As an Asset Class? An Empirical Assessment. Technical report, SSRN Working Paper.
- Bloomberg (2017a). Japan's BITPoint to Add Bitcoin Payments to Retail Outlets. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-05-29/japan-s-bitpoint-to-add-bitcoin-payments-to-100-000s-of-outlets>.
- Bloomberg (2017b). Nasdaq Plans to Introduce Bitcoin Futures. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-11-29/nasdaq-is-said-to-plan-bitcoin-futures-joining-biggest-rivals>.

- Bloomberg (2017c). Some Central Banks Are Exploring the Use of Cryptocurrencies. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-06-28/rise-of-digital-coins-has-central-banks-considering-e-versions>.
- Boehme, R., Christin, N., Edelman, B., and Moore, T. (2015). Bitcoin: Economics, technology, and governance. *Journal of Economic Perspectives*, 29(2): 213-38.
- Buthelezi, E. M. (2024). Cryptocurrency Responses to US Monetary Policy Shocks: A Data-Driven Exploration of Price and Volatility Patterns. *The American Economist*,
- Catania, L., Grassi, S., and Ravazzolo, F. (2018). Predicting the Volatility of Cryptocurrency Time Series. Technical report, Mimeo.
- Catania, L., Grassi, S., and Ravazzolo, F. (2019). Forecasting cryptocurrencies under model and parameter instability. *International Journal of Forecasting*, 39(2): 485-501.
- Cheah, E. T., Mishra, T., Parhi, M., & Zhang, Z. (2018). Long memory interdependency and inefficiency in Bitcoin markets. *Economics Letters*, 167, 18-25.
- Chicago Mercantile Exchange (2017). CME Group Announces Launch of Bitcoin Futures. <http://www.cmegroup.com/media-room/press-releases/2017/10/31/cme-group-announces-launch-of-bitcoin-futures.html>.
- Corbet, S., Larkin, C., & Lucey, B. (2020). The contagion effects of the COVID-19 pandemic: Evidence from gold and cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 35, 101554.
- Dornbusch, R., Fischer, S., & Startz, R. (2014). *EBOOK: Macroeconomics*. McGraw Hill
- Gans, J. S. and Halaburda, H. (2019). Some economics of private digital currency. Technical report, *Rotman School of Management Working Paper No. 2297296*.
- Halaburda, H., Haeringer, G., Gans, J. S., Gandal, N. (2020). The microeconomics of cryptocurrencies (No. w27477). *National Bureau of Economic Research*.
- Kurtzman, H. S., & MacDonald, M. C. (1993). Resolution of quantifier scope ambiguities. In *Cognition* (Vol. 48, Issue 3, pp. 243–279)

- Kushehghol Grossi, Masoumeh; (2019), the effect of macroeconomic shocks on investment in the housing sector in Iran using the Bayesian vector autoregression method, *Economics and Urban Management* Spring 2019(51 - 65). (in Persian)
- Sadeghpour, Solmaz; Mohseni Zenozi, Seyyed Jamaluddin; (2021), investigating the effect of monetary and financial shocks in the real sector of Iran's economy in terms of bank loan deposits in the framework of a DSGE model, *applied economic theories*, year 8 - number 1, rank A (Ministry of Science/ 89 -114) (in Persian)
- Sohaili, Fatahi, & Jihonipour. (2014). The effects of the flow of electronic money on the volume of banknotes and muskets in circulation in Iran. *Economic research (sustainable growth and development)*, 14(1), 79-114(in persian)
- Syarifuddin, F., & Bakhtiar, T. (2022). The macroeconomic effects of an interest-bearing CBDC: A DSGE model. *Mathematics*, 10(10), 1671.
- Tee, H. H., & Ong, H. B. (2016). Cashless payment and economic growth. *Financial innovation*, 2, 1-9.
- Varga, T. I. L. (2016). Macroeconomic effects of the increase of electronic retail payments—A general equilibrium approach using Hungarian data. *Financial and Economic Review*, 129.