

The effects of macro-prudential policies on wealth inequality in Iran: An analysis based on a DSGE model including the housing sector

Masoud Abdollahi^{*1}, Mohammad Noferesti²

Received: 16-10-2023

Accepted: 09-11-2023

Extended Abstract

Purpose: After the 2008 financial crisis, central banks realized that not only the stability of inflation and economic growth but also the soundness of individual institutions at the micro level fail to guarantee the stability of the financial system. Therefore, in recent years, the application of macro-prudential policies has increased to enhance the resilience of the financial system by mitigating systemic risks on both the credit supply and credit demand sides. In Iran's economy, the most crucial component of the financial sector is the banking system, as banks play a prominent role in financing and savers primarily rely on bank deposits. Under these circumstances, the investment and consumption choices made by businesses and households will be influenced by the financial cycles in the banking system, potentially increasing the likelihood of a crisis. Hence, the implementation of macro-prudential policies to enhance financial stability and prevent negative spillovers to the real sector in Iran's economy is imperative. Nonetheless, in recent years, some more studies have explored the side effects of macro-prudential policies, in addition to their effectiveness in establishing financial stability. These studies argue that, similar to fiscal and monetary policies, macro-prudential policies can also have significant distributional effects that may impact macroeconomic dynamics. Due to the asymmetric information in the banking sector, macro-prudential tools such as Loan-to-Value (LTV) ratios are utilized to mitigate the default risk, taking into account the amount of loans as a proportion of the value of collateral assets, such as housing. Thus, while controlling credit risks reduces vulnerabilities in the financial system, discrepancies in households' access to collateral assets and housing can result in unequal access to credit, potentially affecting wealth and income inequality. Therefore, in this research, we aim to assess the impact of macro-prudential policies on inequality by developing a dynamic stochastic general equilibrium model tailored to Iran's economy. While there has been little research in Iran investigating the effects of macroprudential policies, this study is the first to examine their distributional

¹. Corresponding Author. Ph.D. Candidate, Shahid Beheshti University, Department of Economics and Political Sciences, Tehran, Iran. Email: Masoud.abdollahi1989@gmail.com

². Associate Professor of Quantitative Economics, Shahid Beheshti University, Department of Economics and Political Sciences, Tehran, Iran. Email: m-noferesti@sbu.ac.ir

effects.

Methodology: To analyze the results, we employ a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model that incorporates heterogeneity in the household sector. This sector includes three types of households: savers, borrowers with high LTV, and borrowers with low LTV ratios. This classification helps to investigate the distributional effects. The loan provided to the first borrower is based on a proportion of the housing value, while it is a proportion of the income for the second borrower. The rest of the model includes producers of intermediate and final goods in both of the non-housing sector and the housing sector, as well as commercial banks, government, the central bank, and the macro-prudential authority. Banks collect deposits from saver households and provide loans to borrower households and firms based on their (LTV) ratios. They maximize their profit to determine the interest rates for deposits and loans in terms of the interest rate set by the central bank. The central bank employs a Taylor rule to determine the interest rate in terms of the inflation gap and the production gap. Finally, the macro-prudential authority determines LTV ratios in relation to the credit gap and the production gap. In this model, these tools exhibit countercyclical behavior to mitigate the reinforcing feedback between credit supply and economic booms. We used the data from Iran's economy for the period 1989-2021.

Findings and Discussion: The simulation results indicate that the torques derived from the model closely align with the torques found in the statistical data. Consequently, the presented model has proved to be successful in simulating Iran's economic data. The results suggest that the impact of macro-prudential policies on inequality varies depending on the different economic shocks experienced by the economy. Moreover, aside from their direct influence on household wealth, shocks in the housing sector also affect the access of households to credits via the collateral channel. This can potentially lead to increased wealth for house owners and higher levels of inequality. Hence, if macro-prudential tools are defined with a focus on collateral-like assets, they may contribute to an increase in inequality. This result demonstrates the Matthew effect in economics, where wealth or credit is distributed among individuals according to how much they already have. Furthermore, if the loan-to-value ratio increases in the non-housing sector, it results in higher production and investment within this sector. As saving households own capital, their wealth grows, thus boosting their demand and contributing to inflation. This, in turn, leads to reduced consumption among other households. Consequently, the intended shock leads to an increase in the disparity of wealth and consumption.

Conclusions and Policy Implications: As discussed in recent studies, the use of macro-prudential tools, like other macroeconomic policies, has its own side effects; it induces significant changes in the distribution of income and wealth among the social classes. If access to credit is determined by creditworthiness and the ability of applicants to provide collaterals, it is anticipated that the implementation of these policies will aggravate income and wealth inequality. Given that prudential ratios exhibit countercyclical behavior, whether positive housing shocks increase access to credit or not depends on their direct impact on credit constraints and the indirect effect



through prudential tools. According to the findings of this research, these factors ultimately lead to an increase in wealth inequality. Therefore, in addition to focusing on financial stability, it is essential to prevent shocks in the housing sector and reinforce the factors that contribute to an intensified positive correlation between asset prices and credit. The existence of positive feedback loops between these two variables not only heightens the vulnerability of the financial sector but can also exacerbate wealth inequality.

Keywords: Macro-Prudential Policies, Wealth Inequality in Iran, DSGE Model, Housing Sector.

JEL Classification: G21, G51, D63.

آثار سیاست‌های احتیاطی کلان بر توزیع ثروت در جامعه ایران؛ تحلیلی مبتنی بر الگوی DSGE با لحاظ بخش مسکن^۱

مسعود عبدالهی*^۲، محمد نوفرستی^۳

دریافت: ۲۷-۰۴-۱۴۰۲

پذیرش: ۱۹-۰۸-۱۴۰۲

چکیده

بعد از بحران مالی ۲۰۰۸، استفاده از سیاست‌های احتیاطی کلان به منظور ایجاد ثبات در سیستم مالی در کنار اهدافی چون ثبات تورم و رشد اقتصادی توسط بانک‌های مرکزی افزایش یافته است. با توجه به اینکه شاخص‌های بانکی در اقتصاد ایران نشان از عدم سلامت بانک‌ها دارند و از طرفی کاربرد ابزارهای مبتنی بر دارایی مانند نسبت وام به ارزش (*LTV*) دسترسی متفاوتی را برای گروه‌های مختلف متقاضیان وام فراهم می‌کند، در این مطالعه تلاش شده با استفاده از الگوی *DSGE* مشتمل بر خانوارهای ناهمگن و با استفاده از اطلاعات ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ آثار سیاست‌های احتیاطی بر نابرابری و توزیع ثروت مورد بررسی قرار بگیرد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی الگو نشان می‌دهد آثار ابزارهای احتیاطی بر نابرابری وابسته به مقوله‌های متفاوت و شوک‌های مختلفی است که بر اقتصاد تحمیل می‌شود. اما با این حال شوک‌های بخش مسکن چنان‌چه سبب افزایش ارزش مسکن بشود، علاوه بر اثرگذاری مستقیم بر ثروت خانوارها، به سبب افزایش ارزش وثیقه، دسترسی اعتبار خانوارهای دارای مسکن را از کانال قیود اعتباری افزایش می‌دهد که مجدداً سبب تغییر توزیع ثروت به نفع این خانوارها می‌شود. این نتیجه اثر «متیو» را نشان می‌دهد، که ثروت یا اعتبار بین افراد بر اساس مقداری که در حال حاضر دارند توزیع می‌شود.

واژگان کلیدی: سیاست‌های احتیاطی، ثبات مالی، نابرابری، خانوارهای ناهمگن.

طبقه‌بندی JEL: G21, G51, D63

^۱. این مقاله از رساله دکتری نویسنده اول استخراج شده است.

^۲. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی تهران، تهران، ایران.

Masoud.abdollahi1989@gmail.com

^۳. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی تهران، تهران، ایران.

noforesti@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

پس از بحران مالی ۲۰۰۸، بانک‌های مرکزی به این موضوع پی برده‌اند که نه تنها ثبات تورم و رشد اقتصادی بلکه سلامت موسسات انفرادی در سطح خرد ضامن سلامت کل نظام مالی نیست. بنابراین در سال‌های اخیر کاربرد سیاست‌های احتیاطی کلان با هدف افزایش تاب‌آوری^۱ نظام مالی از طریق محدود کردن منابع ریسک‌های سیستمی (IMF^۲، BIS^۳، ۲۰۱۱) هم در سمت عرضه اعتبار و هم در سمت تقاضای اعتبار افزایش یافته است. در اقتصاد ایران مهم‌ترین رکن بخش مالی مربوط به نظام بانکی است، زیرا بانک‌ها نقش برجسته‌ای در تأمین مالی متقاضیان ایفا می‌کنند و سپرده‌گذاران نیز به طور عمده به سپرده‌های بانکی و ابزارهای موجود در بازار پول نظیر اوراق مشارکت متکی هستند. در چنین شرایطی تصمیمات بنگاه‌ها و خانوارها برای سرمایه‌گذاری و مصرف، تحت تاثیر چرخه‌های مالی در نظام بانکی خواهد بود. پس در این شرایط احتمال بروز بحران نسبت به اقتصادهایی که تأمین مالی آن‌ها بازار محور^۴ است بیشتر و البته شدیدتر است (باتز و هوبن^۵، ۲۰۲۰). به خصوص اینکه نظام بانکی ایران همواره با چالش‌هایی چون وابستگی تأمین مالی کوتاه‌مدت^۶، ریسک‌های اعتباری^۷، مطالبات غیر جاری^۸ و انباشت دارایی‌های منجمد^۹، افزایش سهم درآمدهای غیر بهره‌ای^{۱۰} و در نهایت اعسار نقدینگی^{۱۱} و اعسار ترازنامه‌ای^{۱۲} روبه‌رو بوده است. بنابراین کاربرد سیاست‌های احتیاطی کلان جهت افزایش ثبات مالی و جلوگیری از سرریزهای منفی^{۱۳} به بخش حقیقی در اقتصاد ایران امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر است. با این حال در سال‌های اخیر بعضی از مطالعات جدیدتر به بررسی آثار جانبی سیاست‌های احتیاطی کلان علاوه بر اثربخشی آن در ایجاد ثبات مالی پرداخته‌اند و استدلال

^۱. Resilience

^۲. International Monetary Fund

^۳. Bank for International Settlements

^۴. Market-Based

^۵. Bats & Houben

^۶. Short-Term Wholesale Funding

^۷. Credit Risk

^۸. Non-Performance Loans (NPLs)

^۹. Frozen Assets

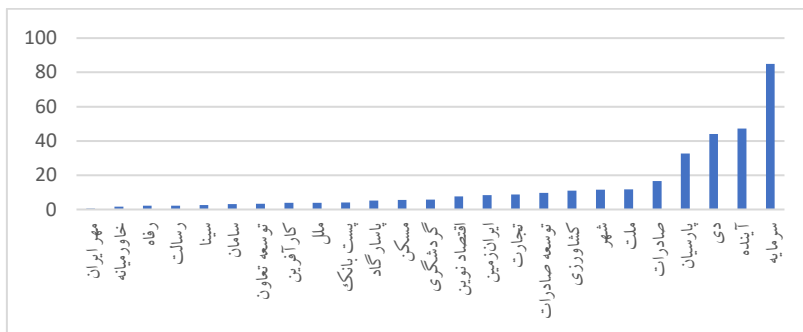
^{۱۰}. Non-Interest Income

^{۱۱}. Liquidity Insolvency

^{۱۲}. اعسار ترازنامه‌ای یا همان Balance Sheet Insolvency به فزونی بدهی به دارایی گفته می‌شود که با توجه به تراز بودن ترازنامه از لحاظ حسابداری، این شکاف توسط دارایی‌های غیر واقعی یا دارایی‌های موهوم (Fictitious assets) پر می‌شود.

^{۱۳}. Negative Spillovers

می‌کنند همانند سیاست‌های مالی و پولی، سیاست‌های احتیاطی کلان نیز می‌تواند آثار توزیعی قابل توجهی به همراه داشته باشند که خود می‌تواند بر پویایی‌های اقتصاد کلان اثر بگذارد (مالووانا و همکاران^۱، ۲۰۲۳؛ پیدرو و همکاران^۲، ۲۰۲۰؛ د‌آرازو^۳، ۲۰۱۹). اکثر مطالعات اخیر تمرکز خود را بر آثار ابزارهای مبتنی بر دارایی^۴ یا مبتنی بر تقاضای اعتبار^۵ مانند نسبت وام به ارزش^۶ (LTV) و نسبت وام به درآمد^۷ (LTI) معطوف کرده‌اند، زیرا ابزارهای فوق به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن در بخش بانکی جهت کاهش ریسک نکول متقاضی وام و جیره‌بندی اعتبار مورد استفاده قرار می‌گیرند و میزان وام دریافتی را نسبتی از ارزش دارایی (وثیقه) و درآمد در نظر می‌گیرند. بنابراین اگرچه با کنترل ریسک اعتباری و حتی قدرت اهرم بانکی منجر به کاهش آسیب‌پذیری‌های مالی می‌شوند اما با توجه به دسترسی متفاوت خانوارها به دارایی‌های وثیقه‌ای، منجر به دسترسی متفاوت آن‌ها به اعتبار می‌شود که خود می‌تواند نابرابری در ثروت و درآمد را تحت تاثیر قرار دهد (تارنیا^۸، ۲۰۲۲؛ کولسیاگو و همکاران^۹، ۲۰۱۹). نمودار (۱)، نسبت مطالبات غیر جاری در سال ۱۴۰۰ را برای بانک‌های منتخب در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است علی‌رغم امهال تسهیلات غیر جاری توسط بعضی از بانک‌ها، متوسط این نسبت هم‌چنان در سطح بالاتر از متوسط جهانی (۶ درصد^{۱۰}) قرار دارد که خود اهمیت کاربرد ابزارهای احتیاطی مذکور را برجسته می‌کند.



نمودار ۱: نسبت مطالبات غیر جاری در بانک‌های منتخب در سال ۱۴۰۰

منبع: صورت‌های مالی حسابرسی شده بانک‌ها و محاسبات تحقیق

1. Malovaná et al

2. Peydró et al.

3. D'Orazio

4. Asset-Based

5. Borrower-Based

6. Loan-To-Value

7. Loan-To-Income

8. Tarnea

9. Colciago et al.

10. https://www.theglobaleconomy.com/rankings/nonperforming_loans/

بنابراین در این مطالعه با توجه به اهمیت ناسلامتی بانکی در ایران و لزوم رفع آن به خصوص در زمینه مطالبات غیر جاری و هم‌چنین اهمیت مقوله نابرابری، تلاش می‌شود با ارائه یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مطابق با اقتصاد ایران و مشتمل بر خانوارهای ناهمگن و بخش مسکن به عنوان مهم‌ترین دارایی وثیقه‌ای، اثر سیاست‌های احتیاطی کلان بر نابرابری مورد ارزیابی قرار بگیرد. بررسی مطالعات خارجی نشان می‌دهد مطالعات کمی با در نظر گرفتن خانوارهای ناهمگن و همچنین بخش مسکن به بررسی اثر سیاست‌های احتیاطی بر نابرابری در ثروت پرداخته‌اند. در بین مطالعات داخلی نیز، پژوهشی که بدین موضوع و در چارچوب ذکر شده پرداخته باشد، انجام نشده است. بدین منظور بخش دوم مقاله به ارائه مبانی نظری و سابقه تحقیق در حوزه سیاست‌های احتیاطی کلان و ارتباط جیره‌بندی اعتبار با نابرابری می‌پردازد و بخش سوم و چهارم نیز به ترتیب به الگوی تحقیق و ارائه نتایج اختصاص یافته است. در نهایت و در بخش پنجم جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری و سابقه تحقیق

تا قبل از بحران مالی ۲۰۰۸، فرضیه اصلی برای ثبات مالی، این بود که ثبات تمام مؤسسات فردی، ثبات مالی کل سیستم را به همراه خواهد داشت، در نتیجه مقررات مالی و احتیاطی با نگرشی خرد تا حد زیادی روی ریسک‌های ویژه^۱ در هر موسسه مالی متمرکز شده بودند و نه کل سیستم مالی (کووی و همکاران^۲، ۲۰۱۹). اما بحران مالی ۲۰۰۸ نشان داد حتی اگر تمام نهادهای مالی به صورت انفرادی در سلامت کامل و عدم اعسار^۳ قرار داشته باشند، چنین چیزی نمی‌تواند به تنهایی ثبات کل سیستم مالی را تضمین کند (میولمن و ونت^۴، ۲۰۲۰). از این رو پس از بحران ۲۰۰۸، تمرکز بانک‌های مرکزی علاوه بر ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی بر ثبات مالی کل نیز معطوف شده است که سبب افزایش اهمیت طیفی از سیاست‌ها تحت عنوان سیاست‌های احتیاطی کلان شده است. مطابق با تعاریف صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۱) و کمیته بال (۲۰۱۱) سیاست‌های احتیاطی کلان ابزاری برای کاهش ریسک سیستمی هستند. بنابراین هدف اصلی این سیاست‌ها ایجاد ثبات مالی و

¹. Idiosyncratic Risk

². Covi et al.

³. Solvency

⁴. Meuleman & Vennet

افزایش تاب‌آوری نظام مالی در برابر شوک‌های بیرونی و درونی به عنوان هدف نهایی از طریق محدودسازی دلایل ایجاد ریسک سیستمی به عنوان هدف میانی است. این سیاست‌ها هم نقش پیشگیرانه قبل از رویداد را برای محدود کردن ریسک سیستمی در دوران رونق دارند (هیئت ریسک سیستمی اروپا، ۲۰۱۴)، و هم نقش مدیریت بحران پسارویداد را برای کاهش پیامدهای منفی مرتبط با سرایت ریسک. بنابراین مقررات احتیاطی کلان رویکرد صحیحی برای تنظیم ریسک سیستمی است؛ زیرا هم کل سیستم مالی را در نظر می‌گیرد و هم سرریزهایش را در کل اقتصاد. به عبارتی چشم‌اندازی که اتخاذ می‌کند بر خلاف چارچوب تعادل جرئی در سیاست احتیاطی خرد، متاثر از چارچوب تعادل عمومی است. ابزارهای احتیاطی کلان مطابق با دسته‌بندی صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۳) در سه گروه اصلی ابزارهای مبتنی بر سرمایه، ابزارهای مبتنی بر نقدینگی و ابزارهای مبتنی بر دارایی هستند که دو گروه نخست مربوط به کنترل ریسک از محل عرضه اعتبار جهت کنترل قدرت اهرمی بانک و ریسک نقدینگی هستند و گروه سوم مربوط به طرف تقاضای اعتبار است. زمانی که منشأ ریسک‌های سیستمی از محل تصمیم‌گیری و عملکرد خانوار و بنگاه‌ها و به دلیل وجود عدم تقارن اطلاعات بین قرض‌گیرندگان و بانک‌ها جهت بازپرداخت تسهیلات باشد، ابزارهای مبتنی بر تقاضای اعتبار مانند نسبت وام به ارزش (LTV) و وام به درآمد (LTI) از طریق سنجش شایستگی اعتباری متقاضیان اعتبار می‌تواند منشأ اثر باشد. بنابراین این ابزارها گروهی خاص از دریافت‌کنندگان اعتبار مانند خانوارها و بنگاه‌ها را مورد هدف قرار می‌دهند و میزان اعتباری که باید به متقاضیان پرداخت شود را متناسب با ارزش وثیقه و درآمد آن‌ها محدود می‌کند تا به نوعی مخاطره‌پذیری خانوارها و بنگاه‌ها را کنترل کند. در چنین شرایطی وجوه در دسترس قرض‌گیرنده و به تبع آن انتظارات بهای آتی دارایی‌ها کاهش می‌یابد و از طرفی ریسک نکول را نیز کاهش می‌دهد. با این حال این ابزارها به دلیل اینکه به پشتوانه دارایی^۲ و امتیازهای اعتباری وام‌گیرنده^۳ و به طور کلی بر اساس مجموعه‌ای از اطلاعات مستند طراحی می‌شوند، تاثیر مستقیم بر هزینه اعتبار و محدودیت در دسترسی به آن خواهند گذاشت (کارپنتیر و همکاران^۴، ۲۰۱۸) که خود سبب می‌شود خانوارها به یک اندازه به اعتبارات و به نوعی به قدرت خرید جدید دسترسی نداشته باشند. بنابراین

1. European Systemic Risk Board

2. Asset Based Lending

3. Credit Scoring

4. Carpentier et al.

آثار توزیعی سیاست‌های احتیاطی کلان در سال‌های اخیر کانون اصلی بعضی از مطالعات در خصوص کاربرد این سیاست‌ها شده است. تیکسیرا^۱ (۲۰۲۳)، آرون‌دل^۲ (۲۰۱۹) و ریچتر و همکاران^۳ (۲۰۱۹) نیز به این نکته اشاره کرده‌اند که اگرچه استفاده از سیاست‌های احتیاطی توسط بانک‌های مرکزی بعد از بحران ۲۰۰۸ افزایش یافته و نقش آن‌ها در ثبات مالی تایید شده اما در هر صورت به دلیل محدود کردن دسترسی به اعتبار سبب افزایش نابرابری در ثروت می‌شوند. بنابراین اگر رشد در ثروت در ارتباط با افزایش اعتبار باشد، و اگر دسترسی به این اعتبار بر اساس وثیقه مشخص شود، و اگر وثیقه‌ها و هم‌چنین دارایی‌هایی که از افزایش اعتبار منتفع می‌شوند به صورت نامتوازن و به نفع ثروتمندان توزیع شده باشد، این افزایش عرضه اعتبار یک نقش کلیدی در نابرابری در ثروت و درآمد ایفا می‌کند^۴ (دلیس و همکاران^۵، ۲۰۲۳؛ ثیاک و ساهای^۶، ۲۰۲۰؛ روبیو و آنسال^۷، ۲۰۱۷؛ استیگلیتز^۸، ۲۰۱۶). با این حال ذکر این نکته ضروری است که اگرچه دسترسی متفاوت به اعتبار عاملی مهم در شکل‌گیری نابرابری است اما مالووانا و همکاران (۲۰۲۳) و جورجسکو و مارتین^۹ (۲۰۲۱) بیان می‌کنند سیاست‌های احتیاطی کلان از طریق افزایش ثبات مالی و کاهش نوسانات اقتصادی منجر به کاهش نابرابری می‌شوند. زیرا بحران‌های مالی به دلیل اینکه سبب کاهش تولید و به دنبال آن کاهش اشتغال و دستمزدها می‌شوند می‌توانند منجر به افزایش نابرابری شوند. در چنین شرایطی خانوارهایی که تنها منبع درآمدی آن‌ها درآمد حاصل از دستمزدها است بیش از سایرین متضرر می‌شوند^{۱۰} (بودآ و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۱). بنابراین برآیند این دو اثر مشخص نیست به خصوص اینکه ابزارهای متفاوت اثرات متفاوتی بر نابرابری خواهند داشت. بررسی مطالعات پیشین در خصوص سیاست‌های احتیاطی کلان نشان می‌دهد مطالعات زیادی به بررسی آثار این سیاست‌ها بر

¹. Teixeira

². Arrondel

³. Richter et al.

^۴. بنابراین در بازار اعتبار نابرابری‌های ساختاری و چشمگیری وجود دارد که مصداق آشکار آثار متیو (Matthew Effects) هستند. هر کس ثروت دارد باز هم به او ثروت می‌رسد و هر کس ندارد، آنچه را هم که دارد از دست می‌دهد.

⁵. Delis et al.

⁶. Čihák and Sahay

⁷. Rubio and Unsal

⁸. Stiglitz

⁹. Georgescu & Martin

^{۱۰}. با این حال در نقطه مقابل، بحران‌های مالی چون با کاهش قیمت دارایی‌های غیر مالی همانند مسکن همراه هستند خود منجر به کاهش ثروت و درآمد خانوارهای ثروتمند می‌شود که می‌تواند کاهش نابرابری را به همراه داشته باشد.

¹¹. Bodea et al.

ثبات مالی و اثرگذاری آن بر بخش حقیقی پرداخته‌اند که می‌توان به چاوا^۱ (۲۰۲۱)، مارتینز و همکاران^۲ (۲۰۲۰)، اسپینوزا و همکاران^۳ (۲۰۲۰)، هسین و ربی^۴ (۲۰۱۹)، پس^۵ (۲۰۱۸)، لوجز و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، ویکنس^۷ (۲۰۱۷)، فالاگیاردا و سایا^۸ (۲۰۱۷)، رویو و کاراسکو^۹ (۲۰۱۴)، افشاری و خضری (۱۳۹۸)، عرفانی و همکاران (۱۳۹۶) و درگاهی و هادیان (۱۳۹۶) اشاره کرد که اکثراً در چارچوب الگوهای DSGE انجام شده و به اثر مثبت سیاست‌های احتیاطی کلان بر ثبات مالی اشاره کرده‌اند. اما در خصوص آثار جانبی سیاست‌های کلان به خصوص بر نابرابری درآمدی و ثروتی، مطالعات کمتری صورت گرفته که غالباً نیز با تمرکز بر استفاده از ابزارهای مبتنی بر تقاضا انجام شده‌اند. تیکسیرا (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۷۱ کشور به بررسی ارتباط سیاست‌های احتیاطی کلان و نابرابری ثروتی و درآمدی پرداخته است. نتایج بررسی نشان می‌دهد پس از بکارگیری ابزارهای مذکور، سهم یک درصد ثروتمندترین افراد جامعه از ثروت کل افزایش یافته است. این نتایج در کشورهای پیشرفته و به خصوص در ارتباط با ابزارهای مبتنی بر درآمد قوی‌تر است. بیلجانوسکا و شین^{۱۰} (۲۰۲۳) به بررسی آثار سیاست‌های احتیاطی بر نابرابری در کشورهای اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد کاربرد ابزارهایی که مبتنی بر دارایی فرض‌دهندگان باشد سبب می‌شود خانوارهای دارای درآمد بیشتر با کاهش بیشتری در وام‌های رهنی نسبت به خانوارهای کم‌درآمد روبه‌رو شوند اما ابزارهای مبتنی بر سرمایه منجر به انقباض بیشتر در وام‌های خانوارهای کم‌درآمد می‌شود. ترنه و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۲) با استفاده از الگوی عامل محور آثار سیاست‌های احتیاطی کلان به خصوص (LTV) را بر نابرابری با توجه به اطلاعات کشور انگلیس مورد بررسی قرار داده‌اند. مدل مشتمل بر بخش مسکن به عنوان اصلی‌ترین دارایی وثیقه‌ای خانوار است. نتایج نشان می‌دهد آثار سیاست‌های مذکور بر نابرابری به پویایی‌های بخش مسکن وابسته است. کارپانتیر و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از الگوی نسل هم‌پوشان و با در نظر گرفتن بخش

1. Chawwa

2. Martínez

3. Espinoza et al.

4. Hassine & Rebei

5. Pesce

6. Lojez et al.

7. Wickens

8. Falagiarda & Saia

9. Rubio and Carrasco

10. Biljanovska & Chen

11. Tarne et al.

مسکن و با استفاده از اطلاعات ۱۲ کشور در اتحادیه اروپا به بررسی آثار سیاست‌های مبتنی بر تقاضای اعتبار بر نابرابری در ثروت پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد رابطه مشخصی وجود ندارد و آثار نهایی این ابزارها بر نابرابری در ثروت به پارامترهایی چون قیمت مسکن و اندازه خود (LTV) بستگی دارد. رابیتش و پونزی^۱ (۲۰۱۷) با استفاده از یک الگوی DSGE که شامل سه گروه خانوار است به بررسی رابطه سیاست‌های احتیاطی مانند (LTV) با نابرابری پرداخته‌اند. گروه اول خانوار پس‌اندازکننده هستند اما گروه دوم و سوم هر دو قرض‌گیرنده به شمار می‌آیند اما دسترسی هریک به اعتبار متفاوت است. زیرا اگرچه قید وثیقه آن‌ها نسبتی از ارزش مسکن است اما این نسبت برای آن‌ها متفاوت است. بنابراین گروه دوم خانواری با LTV کم و گروه سوم خانواری با LTV بالا هستند. نتایج نشان می‌دهد اگرچه اعمال سیاست‌های احتیاطی، منجر به دسترسی نامتوازن خانوارها به اعتبار می‌شود اما به دلیل ایجاد ثبات مالی و رشد اقتصادی منجر به کاهش نابرابری می‌شود. فروست و استرالن^۲ (۲۰۱۷) با استفاده از اطلاعات ۶۹ کشور و داده‌های ترکیبی به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های احتیاطی کلان به خصوص (LTV) و ابزارهای بین بانکی اثری مثبت بر نابرابری درآمدی دارند. تراچ^۳ (۲۰۱۴) به کمک یک الگوی DSGE که مشتمل بر ناهمگنی خانوار است به بررسی آثار سیاست‌های مالی بر نابرابری پرداخته است. در این مدل دو گروه خانوار وجود دارد. یک گروه مربوط به خانوارهایی است که صاحب سرمایه هستند و از محل اجاره آن درآمد کسب می‌کنند و گروهی دیگر عرضه‌کننده نیروی کار هستند که تنها منبع درآمدی آن‌ها به حساب می‌آید. نتیجه اصلی این تحقیق نشان می‌دهد دولت با پذیرش مقدار کمی زیان تولید، می‌تواند سبب کاهش نابرابری بین این دو گروه بشود.

۳- تصریح الگوی پژوهش

مدل مورد نظر مشتمل بر خانوار، بنگاه، بانک، دولت و بانک مرکزی است که در آن اصطکاک‌های اسمی و حقیقی نیز لحاظ شده‌اند. به منظور جلوگیری از پیچیدگی‌های غیر ضروری، مدل فاقد بخش خارجی است. در نظر نگرفتن بخش خارجی به صورت مجزا بدین معنی است که در تابع مطلوبیت خانوار، تابع تولید بنگاه و توابع مربوط به بانک، کالا و سرمایه داخلی جانشین کامل

¹. Rabitsch and Punzi

². Frost & Stralen

³. Troch

با کالا و سرمایه خارجی فرض شده‌اند. در نتیجه این فرض، نرخ ارز حقیقی برابر با یک خواهد بود و در صورت استفاده از حساب‌های ملی برای کالیبراسیون، بخش خالص صادرات باید به عنوان ورود سرمایه و بخشی از سرمایه‌گذاری کل تلقی شود. همچنین بخش تولید به دو بخش مسکن و غیر مسکن تقسیم شده تا به کمک آن بتوان اثر پویایی‌های بخش مسکن به عنوان یک دارایی وثیقه‌ای را بر عملکرد بخش بانکی و اثرگذاری سیاست‌های احتیاطی کلان مورد بررسی قرار داد. در ادامه هر یک از اجزای مدل به همراه مساله پیش‌روی آن‌ها ارائه خواهد شد.

۳-۱- خانوار

بخش خانوار برگرفته از مطالعه پونزی و رابیتش (۲۰۱۷) و آندرس و همکاران^۱ (۲۰۱۶) است. فرض می‌شود اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده که به سه گروه تقسیم می‌شوند. گروه نخست، خانوارهای پس‌اندازکننده هستند و گروه دوم و سوم خانوارهای قرض‌گیرنده هستند که دسترسی متفاوت به اعتبار دارند. خانوار نمونه در هر سه گروه دارای تابع مطلوبیت با فرم تبعی یکسان هستند به گونه‌ای که از مصرف کالا و خدمات و انباشت مسکن مطلوبیت کسب می‌کنند اما با عرضه نیروی کار، از مطلوبیت آن‌ها کاسته می‌شود. بنابراین مطلوبیت خانوار در قالب رابطه (۱) نمایش داده می‌شود.

$$u_t^i = u^i(C_t^i, H_t^i, N_t^i), \quad i = s, bh, bl \quad (1)$$

که در آن C_t^i ، H_t^i و N_t^i به ترتیب مصرف کالا و خدمات، دارایی مسکن و عرضه نیروی کار خانوار نمونه در گروه i ام است و s ، bh و bl نیز به ترتیب معرف خانوار پس‌اندازکننده، خانوار قرض‌گیرنده با دسترسی به اعتبار بیشتر و خانوار قرض‌گیرنده با دسترسی به اعتبار پایین‌تر است. ارزش حال مطلوبیت‌های خانوار در طول دوره زندگی به صورت رابطه (۲) است.

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln c_t^i + \varphi_{h,t} \ln h_t^i - \frac{(N_t^i)^{1+\eta}}{1+\eta} \right\} \quad (2)$$

که در آن β^i نرخ تنزیل ذهنی خانوار گروه i ام است که فرض می‌شود $\beta^s > \beta^{bh} = \beta^{bl}$. همچنین $(\varphi_{h,t})$ پارامتر مربوط به ترجیحات نگهداری مسکن است که به عنوان شوک تقاضای مسکن نیز تفسیر می‌شود (شن و کلمبا^۲، ۲۰۱۶) و از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول مطابق با

¹. Andres et al.

². Chen & Columba

رابطه (۳) تبعیت می‌کند (لئون^۱، ۲۰۱۶).

$$\log(\varphi_{h,t}) = \rho^{hh} \log(\varphi_{h,t-1}) + (1 - \rho^{hh}) \log(\bar{\varphi}_h) + \varepsilon_t^{hh}, \quad \varepsilon_t^{hh} \sim N(0, \sigma_{hh}^2) \quad (۳)$$

η عکس کشش فریش عرضه نیروی کار^۲ است که فرض می‌شود برای تمام گروه خانوارها یکسان است. از طرف دیگر عرضه نیروی کار توسط هر خانوار به دو نوع مجزا تقسیم می‌شود که عبارتند از نیروی کار بخش تولید غیر مسکن ($N_{y,t}^i$) و نیروی کار بخش تولید مسکن ($N_{h,t}^i$). فرض می‌شود به دلیل جابه‌جایی کامل نیروی کار بین دو بخش تولید، دستمزدها در هر دو بخش برای هر گروه خانوار برابر است.

$$N_t^i = N_{y,t}^i + N_{h,t}^i \quad (۴)$$

۳-۱-۱- خانوار پس‌انداز کننده

خانوار پس‌انداز کننده در حقیقت خانوار ریکاردویی یا صبور جامعه است که فرض می‌شود مالک بنگاه‌ها هستند که علاوه بر مصرف کالا و خدمات و نگهداری دارایی مسکن، اقدام به تشکیل سرمایه ثابت در دو بخش غیر مسکن (i_t^y) و بخش مسکن (i_t^h) می‌کنند و مازاد درآمد خود را به صورت سپرده (d_t) نزد بانک‌ها نگهداری می‌کنند. مجموع درآمد وی نیز از محل درآمد ناشی از عرضه نیروی کار با نرخ دستمزد حقیقی (w_t^s)، سود حاصل از سپرده‌ها با نرخ بهره (r_t^d)، درآمد ناشی از واگذاری سرمایه به بخش غیر مسکن با قیمت حقیقی ($r_{k,t}^y$) و بخش مسکن با قیمت ($r_{k,t}^h$) و در نهایت درآمد ناشی از سود تقسیم‌شده بنگاه‌ها در هر دو بخش (div_t) است. هم‌چنین فرض می‌شود خانوار مالیاتی معادل (t_t^s) به دولت پرداخت می‌کند. بنابراین قید بودجه خانوار به صورت رابطه (۵) تعریف می‌شود.

$$c_t^s + i_t^y + i_t^h + q_t(h_t^s - (1 - \delta_h)h_{t-1}^s) + d_t = w_t^s N_t^s + (1 + r_{t-1}^d) \frac{d_{t-1}}{\pi_t} + r_{k,t}^y k_{t-1}^y + r_{k,t}^h k_{t-1}^h + div_t - t_t^s \quad (۵)$$

که در آن $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ است. $q_t(h_t^s - (1 - \delta_h)h_{t-1}^s)$ سرمایه‌گذاری در بخش مسکن (دارایی جدید مسکن) و q_t قیمت حقیقی در بخش مسکن است. هم‌چنین مسیر انباشت سرمایه برای بخش غیر مسکن و بخش مسکن به ترتیب مطابق با روابط (۶) و (۷) تعریف می‌شود که فرض می‌شود هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری برابر با صفر است.

^۱. Leon

^۲. Frisch Elasticity of Labor Supply

$$k_t^y = (1 - \delta_y)k_{t-1}^y + i_t^y \quad (۶)$$

$$k_t^h = (1 - \delta_h)k_{t-1}^h + i_t^h \quad (۷)$$

در روابط فوق، k_t^y و k_t^h به ترتیب موجودی سرمایه خالص در بخش غیر مسکن و بخش مسکن هستند و δ_y و δ_h نرخ استهلاک سرمایه متناظر با آن‌ها هستند. با حداکثرسازی ارزش حال مطلوبیت نسبت به قیود (۵) تا (۷)، روابط اقتصادی برای مصرف، دارایی مسکن، سپرده بانکی، عرضه نیروی کار و سرمایه‌گذاری مشخص می‌شوند. شرایط مرتبه اول مطابق با روابط (۸) تا (۱۱) استخراج می‌شود.

$$\frac{1}{c_t^s} = (1 + r_t^d)\beta^s E\left(\frac{1}{c_{t+1}^s \pi_{t+1}}\right) \quad (۸)$$

$$\frac{1}{h_t^s} = \frac{1}{\varphi_{h,t}} \left(\frac{q_t}{c_t^s} - \beta^s (1 - \delta_h) E\left(\frac{q_{t+1}}{c_{t+1}^s}\right) \right) \quad (۹)$$

$$\frac{1}{c_t^s} = \beta^s E\left(\frac{r_{k,t+1}^y + 1 - \delta_y}{c_{t+1}^s}\right) \quad (۱۰)$$

$$\frac{1}{c_t^s} = \beta^s E\left(\frac{r_{k,t+1}^h + 1 - \delta_h}{c_{t+1}^s}\right) \quad (۱۱)$$

$$N_t^s = \left(\frac{w_t^s}{c_t^s}\right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (۱۲)$$

رابطه (۸) قاعده اوپلر را برای مصرف بیان می‌کند. رابطه (۹) تقاضای دارایی مسکن و رابطه (۱۲) نیز عرضه نیروی کار توسط خانوار پس‌اندازکننده را نشان می‌دهد. از تساوی دو رابطه (۱۰) و (۱۱) شرط تعادل برای سرمایه ثابت بخش مسکن و غیر مسکن استخراج می‌شود.

۳-۱-۲- خانوار قرض‌گیرنده نوع اول

این گروه از خانوارها به دلیل کمبود منابع، مجبور به استقراض از شبکه بانکی هستند تا بتوانند مخارج مصرفی خود را پوشش دهند. گروه اول از خانوارهای قرض‌گیرنده همانند خانوارهای قرض‌دهنده دارایی مسکن نگهداری می‌کنند و در نتیجه میزان تسهیلاتی که دریافت می‌کنند نسبتی از ارزش دارایی مسکن آن‌ها (ltv_t^{bh}) به عنوان مهم‌ترین دارایی وثیقه‌ای است. قید بودجه مطابق با رابطه (۱۳) و قید تسهیلات دریافتی آن‌ها مطابق با رابطه (۱۴) تعریف می‌شود (روبیو و گالیگو، ۲۰۱۴). همچنین فرض شده است خانوار در شرایط رکود اقتصادی، حداکثر $1 - \vartheta_t$ درصد، $0 < \vartheta_t < 1$ از تسهیلات دریافتی را پرداخت می‌کند. در حقیقت ϑ_t نرخ نکول وام‌های دریافتی

است.

$$c_t^{bh} + q_t(h_t^{bh} - (1 - \delta_h)h_{t-1}^{bh}) + (1 - \vartheta_t)(1 + r_{t-1}^l) \frac{l_t^{bh}}{\pi_t} = w_t^{bh} N_t^{bh} + l_t^{bh} - t_t^{bh} \quad (13)$$

$$l_t^{bh} \leq l_t v_t^{bh} E_t \left(\frac{q_{t+1} \pi_{t+1} (1 - \delta_h) h_t^{bh}}{1 + r_t^l} \right) \quad (14)$$

خانوار تابع مطلوبیت خود را نسبت به روابط (۱۳) و (۱۴) حداکثر می‌کند تا روابط مصرف، دارایی مسکن، تقاضای وام و عرضه نیروی کار به دست آید. با در نظر گرفتن ψ_t^{bh} به عنوان ضریب لاگرانژ قید دسترسی به وام، شرایط مرتبه اول برای خانوار قرض‌گیرنده نوع اول مطابق با روابط (۱۵) تا (۱۷) است.

$$N_t^{bh} = \left(\frac{w_t^{bh}}{c_t^{bh}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (15)$$

$$\frac{1}{c_t^{bh}} = \beta^{bh} (1 + r_t^l) E \left(\frac{1 - \vartheta_{t+1}}{c_{t+1}^{bh} \pi_{t+1}} \right) + \psi_t^{bh} \quad (16)$$

$$\frac{1}{h_t^{bh}} = \frac{1}{\varphi_{h,t}} \left(\frac{q_t}{c_t^{bh}} - \psi_t^{bh} (1 - \delta_h) l_t v_t^{bh} E \left[\frac{q_{t+1} \pi_{t+1}}{1 + r_t^l} \right] - \beta^{bh} (1 - \delta_h) E \left[\frac{q_{t+1}}{c_{t+1}^{bh}} \right] \right) \quad (17)$$

۳-۱-۳- خانوار قرض‌گیرنده نوع دوم

گروه دوم از خانوارهای قرض‌گیرنده گروهی هستند که فرض می‌شود دارایی مسکن ندارند و ضریب $\varphi_{h,t}$ در تابع مطلوبیت آن‌ها صفر است. این گروه از خانوارها تنها منبع درآمدی‌شان حاصل از عرضه نیروی کار است و برای پوشش مخارج مصرفی خود مجبور به استقراض هستند. اما با توجه به اینکه دارایی وثیقه‌ای مانند مسکن ندارند فرض می‌شود میزان وامی که می‌توانند دریافت کنند نسبتی از درآمد نیروی کار آن‌ها ($l_t i_t^{bl}$) است. بنابراین ارزش حال مطلوبیت‌های خود را نسبت به قیود (۱۸) و (۱۹) حداکثر می‌کنند.

$$c_t^{bl} + (1 - \vartheta_t)(1 + r_{t-1}^l) \frac{l_t^{bl}}{\pi_t} = w_t^{bl} N_t^{bl} + l_t^{bl} \quad (18)$$

$$l_t^{bl} \leq l_t i_t^{bl} E_t \left(\frac{\pi_{t+1} w_{t+1}^{bl} (N_t^{bl})}{1 + r_t^l} \right) \quad (19)$$

با در نظر گرفتن ψ_t^{bl} به عنوان ضریب لاگرانژ قید دسترسی به وام، شرایط مرتبه اول برای خانوار قرض‌گیرنده نوع اول مطابق با (۲۰) و (۲۱) است.

$$\frac{1}{c_t^{bl}} = \beta^{bl} (1 + r_t^l) E \left(\frac{1 - \vartheta_{t+1}}{c_{t+1}^{bl} \pi_{t+1}} \right) + \psi_t^{bl} \quad (20)$$

$$N_t^{bl} = \left(\frac{w_t^{bl}}{c_t^{bl}} + \psi_t^{bl} l_t i_t^{bl} E \left[\frac{\pi_{t+1} w_{t+1}^{bl}}{1 + r_t^l} \right] \right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (21)$$

۳-۲- بخش تولید

بخش تولیدی اقتصاد به دو بخش اصلی غیر مسکن و مسکن تقسیم شده است. هر یک از دو بخش شامل بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای است. مساله بهینه‌یابی برای هر دو بخش یکسان است و متغیرهای هر بخش که از یکدیگر مجزا هستند با $(z = y, h)$ نشان داده می‌شوند که اندیس y معرف بخش غیر مسکن و اندیس h معرف بخش مسکن است.

۳-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی

بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای متمایز عرضه شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای $(y_t^z(j), j \in (0,1))$ را با قیمت $P_t^z(j)$ خریداری و از ترکیب آن‌ها کالای نهایی y_t^z را تولید و با قیمت P_t^z به متقاضیان مختلف می‌فروشد. تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و با کشش ثابت $\theta_z > 1$ جانشین ناقص همدیگر هستند را بر اساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز به شکل رابطه (۲۲) ترکیب می‌کند.

$$y_t^z = \left[\int_0^1 (y_{z,t}(j))^{\frac{\theta_z-1}{\theta_z}} dj \right]^{\frac{\theta_z}{\theta_z-1}} \quad (22)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی (بنگاه جمع‌گر) در یک بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند و در تلاش است تا با توجه به قیمت کالاهای واسطه‌ای، مقداری از کالاهای واسطه‌ای را تقاضا کند که سودش را نسبت به رابطه (۲۲) حداکثر می‌کند. بنابراین مساله پیش‌روی وی به صورت رابطه (۲۳) است.

$$\max_{y_t^z(j)} \pi_t^z = P_t^z \left[\int_0^1 (y_t^z(j))^{\frac{\theta_z-1}{\theta_z}} dj \right]^{\frac{\theta_z}{\theta_z-1}} - \int_0^1 P_t^z(j) y_t^z(j) dj \quad (23)$$

با اعمال شرط سود صفر در شرایط رقابتی برای بنگاه، تابع تقاضای وی برای هر یک از نهاده‌ها (کالاهای واسطه‌ای) و همچنین قیمت کالاهای نهایی بر حسب قیمت کالاهای واسطه‌ای به ترتیب مطابق با روابط (۲۴) و (۲۵) استخراج می‌شوند.

$$y_t^z(j) = \left(\frac{P_t^z(j)}{P_t^z} \right)^{-\theta_z} y_t^z \quad (24)$$

$$P_t^z = \left(\int_0^1 (P_t^z(j))^{1-\theta_z} dj \right)^{\frac{1}{1-\theta_z}} \quad (25)$$

۳-۲-۲- بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای در یک بازار رقابت انحصاری با به کارگیری نیروی کار از سه گروه خانوار و هم‌چنین سرمایه تولیدشده توسط خانوار گروه نخست و با تکنولوژی A_t^z اقدام به تولید کالای واسطه‌ای می‌کند. فرض می‌شود تابع تولید وی در قالب یک تابع کاب داگلاس به شکل رابطه (۲۶) است.

$$y_t^z(j) = A_t^z \left(N_{z,t}^s(j) \alpha_z^s N_{z,t}^{bh}(j) \alpha_z^{bh} N_{z,t}^{bl}(j) \right)^{1-\alpha_z} (k_{t-1}^z(j))^{\alpha_z} \quad (26)$$

که در آن سطح تکنولوژی از یک فرآیند $AR(1)$ تبعیت می‌کند.

$$\log A_t^z = \rho^z \log A_{t-1}^z + (1 - \rho^z) \log \bar{A} + \varepsilon_t^z, \quad \varepsilon_t^z \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (27)$$

فرض می‌شود بنگاه به منظور پرداخت بخشی از هزینه‌های عوامل تولید خود اقدام به اخذ وام از بانک می‌کند و میزان وام دریافتی نسبتی از مجموع هزینه استخدام عوامل تولید است. بنابراین قید تسهیلاتی که بنگاه با آن روبه‌رو است مطابق با رابطه (۲۸) تعریف می‌شود.

$$l_t^z(j) = ltv_t^z(j) (w_t^s N_{z,t}^s(j) + w_t^{bh} N_{z,t}^{bh}(j) + w_t^{bl} N_{z,t}^{bl}(j) + r_{k,t}^z k_{t-1}^z(j)) \quad (28)$$

بنابراین تابع هزینه بنگاه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$tc_t^z(j) = (1 + r_t^l) l_t^z(j) + (1 - ltv_t^z(j)) (w_t^s N_{z,t}^s(j) + w_t^{bh} N_{z,t}^{bh}(j) + w_t^{bl} N_{z,t}^{bl}(j) + r_{k,t}^z k_{t-1}^z(j))$$

که با جایگذاری رابطه (۲۸) در نهایت به صورت رابطه (۲۹) بازنویسی می‌شود:

(۲۹)

$$tc_t^z(j) = (1 + r_t^l ltv_t^z(j)) (w_t^s N_{z,t}^s(j) + w_t^{bh} N_{z,t}^{bh}(j) + w_t^{bl} N_{z,t}^{bl}(j) + r_{k,t}^z k_{t-1}^z(j))$$

بهینه‌یابی بنگاه در دو مرحله انجام می‌شود. ابتدا بنگاه تلاش می‌کند آن سطح از نهاده‌های تولیدی را استخدام کند که هزینه‌ها (رابطه ۲۹) نسبت به تولید (رابطه ۲۶) حداقل شود. با در نظر گرفتن ϕ_t^z به عنوان ضریب لاگرانژ، شرایط مرتبه اول برای هر یک از نهاده‌های تولید مطابق با روابط زیر خواهد بود.

$$w_t^s = \phi_t^z \alpha_z^s (1 - \alpha_z) \frac{y_t^z(j)}{N_{z,t}^s(j) (1 + r_t^l ltv_t^z(j))} \quad (30)$$

$$w_t^{bh} = \phi_t^z \alpha_z^{bh} (1 - \alpha_z) \frac{y_t^z(j)}{N_{z,t}^{bh}(j) (1 + r_t^l ltv_t^z(j))} \quad (31)$$

$$w_t^{bl} = \phi_t^z (1 - \alpha_z^s - \alpha_z^{bh}) (1 - \alpha_z) \frac{y_t^z(j)}{N_{z,t}^{bl}(j) (1 + r_t^l ltv_t^z(j))} \quad (32)$$

$$r_{k,t}^z = \phi_t^z \alpha_z \frac{y_t^z(j)}{k_{t-1}^z(j)(1+r_t^z ltv_t^z(j))} \quad (۳۳)$$

با جایگذاری رابطه (۳۳) در هریک از روابط (۳۰) الی (۳۲)، نسبت نیروی کار به سرمایه در هریک از دو بخش مسکن و غیر مسکن استخراج می‌شود.

$$w_t^s = \frac{\alpha_z^s(1-\alpha_z)}{\alpha_z} r_{k,t}^z \frac{k_{t-1}^z(j)}{N_{z,t}^s(j)} \quad (۳۴)$$

$$w_t^{bh} = \frac{\alpha_z^{bh}(1-\alpha_z)}{\alpha_z} r_{k,t}^z \frac{k_{t-1}^z(j)}{N_{z,t}^{bh}(j)} \quad (۳۵)$$

$$w_t^{bl} = \frac{(1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh})(1-\alpha_z)}{\alpha_z} r_{k,t}^z \frac{k_{t-1}^z(j)}{N_{z,t}^{bl}(j)} \quad (۳۶)$$

ضریب لاگرانژ ϕ_t^z هزینه نهایی واقعی تولید یک واحد کالای واسطه‌ای را نشان می‌دهد که برای تمام تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای یکسان است. بنابراین می‌توان آن را با mc_t^z جایگزین کرد. با جایگذاری روابط (۳۰) تا (۳۳) در تابع تولید (رابطه ۲۶) و حل آن بر اساس ϕ_t^z ، تابع هزینه نهایی بنگاه واسطه‌ای استخراج می‌شود.

$$mc_t^z = \frac{(1+r_t^z ltv_t^z(j))}{A_t^z} \left(\left[\frac{w_t^s}{\alpha_z^s(1-\alpha_z)} \right]^{\alpha_z^s} \left[\frac{w_t^{bh}}{\alpha_z^{bh}(1-\alpha_z)} \right]^{\alpha_z^{bh}} \left[\frac{w_t^{bl}}{(1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh})(1-\alpha_z)} \right]^{1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh}} \right)^{1-\alpha_z} \quad (۳۷)$$

پس از تعیین تقاضای بهینه برای هریک از عوامل تولید، بنگاه واسطه‌ای به دنبال تعیین قیمت بهینه برای حداکثرسازی سود خواهد بود. برای وارد کردن مساله چسبندگی قیمت در مدل، طبق روش کالوو^۱ (۱۹۸۳) و تعمیم آن مطابق با روش کریستیانو و همکاران^۲ (۲۰۰۵) فرض می‌شود ω درصد از بنگاه‌ها قیمت در هر دوره را بر اساس تورم دوره قبل تعیین می‌کنند (رابطه ۳۸) و $(1-\omega)$ درصد باقی‌مانده قادر خواهند بود قیمت بهینه (P_t^{z*}) را بر اساس حداکثرسازی سود در یک دوره زمانی تعیین کنند.

$$P_{t+1}^z(j) = (\pi_t^z) P_t^z(j) \quad (۳۸)$$

اگر رابطه فوق برای m دوره به جلو برده شود ارتباط بین قیمت جاری و قیمت در m دوره بعد به صورت زیر است.

$$P_{t+m}^z(j) = \prod_{k=0}^{m-1} \pi_{t+k}^z P_t^z(j) \quad (۳۹)$$

با توجه به تفکیک بنگاه‌ها، شاخص قیمت که مطابق با رابطه (۲۵) یک میانگین وزنی از قیمت کالاهای واسطه‌ای است به صورت زیر تعریف می‌شود:

^۱. Calvo

^۲. Christiano et al.

$$P_t^z = \left((1 - \omega)P_t^{z*1-\theta_z} + \omega (\pi_{t-1}^z P_{t-1}^z)^{1-\theta_z} \right)^{\frac{1}{1-\theta_z}} \quad (40)$$

برای پیدا کردن مقدار بهینه قیمت (P_t^{z*})، مطابق با قاعده کالوو، بنگاه‌هایی که قادر به تعیین بهینه قیمت‌های جدید هستند، با فرض اینکه ممکن است در m دوره آتی قیمت‌های جدید ثابت باقی بمانند، به حل مساله حداکثرسازی سود می‌پردازند. مساله حداکثرسازی سود مطابق با روش تعمیم‌یافته کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\max_{P_t^z(j)} E_t \sum_{m=0}^{\infty} (\omega\beta^s)^m \Delta_{m,t+m} \left(\frac{P_{t+m}^z(j)}{P_{t+m}^z} y_{t+m}^z(j) - mc_{t+m}^z y_{t+m}^z(j) \right)$$

$$S.t. \quad y_{t+m}^z(j) = \left(\frac{P_{t+m}^z(j)}{P_{t+m}^z} \right)^{-\theta_z}$$

که در آن $\Delta_{m,t+m}$ برابر با نسبت مطلوبیت نهایی در دو دوره است. با جایگذاری رابطه (۳۹) در مساله فوق و حل آن، و انجام عملیات ریاضی، می‌توان به عبارت زیر دست یافت:

$$\frac{P_t^{z*}}{P_t^z} = \frac{\theta_z}{\theta_z - 1} \frac{E_t \sum_{m=0}^{\infty} (\omega\beta^s)^m \Delta_{m,t+m} mc_{t+m}^z \left(\frac{\pi_{t+m}^z}{\pi_t^z} \right)^{\theta_z} y_{t+m}^z}{E_t \sum_{m=0}^{\infty} (\omega\beta^s)^m \Delta_{m,t+m} \left(\frac{\pi_{t+m}^z}{\pi_t^z} \right)^{\theta_z - 1} y_{t+m}^z} \quad (41)$$

در این صورت از ترکیب روابط (۴۰) و (۴۱) منحنی فلیس تلفیقی کینزی جدید تحت

روش کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\pi}_t^z = \frac{1}{1+\beta^s} \hat{\pi}_{t-1}^z + \frac{\beta^s}{1+\beta^s} E_t \hat{\pi}_{t+1}^z + \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta^s)}{\omega(1+\beta^s)} \hat{m}c_t^z \quad (42)$$

۳-۳- بانک‌ها

بانک‌ها به عنوان واسطه‌گر و جوه با دریافت سپرده از خانوار گروه اول (d_t) پس از پرداخت ذخایر قانونی به بانک مرکزی با نرخ (rr) به خانوارهای گروه دوم و سوم وام مصرفی (l_t^{bh}) و (l_t^{bl}) و به بنگاه‌ها وام تولیدی (l_t^y) و (l_t^v) پرداخت می‌کنند. هم‌چنین فرض می‌شود در صورتی که بانک با کسری منابع مواجه شود، می‌تواند از بازار بین بانکی با نرخ بهره (r_t^{ib}) استقراض (d_t^{ib}) کند. در صورت سیاست هدف‌گذاری تورم، نرخ بهره بین بانکی با مداخله بانک مرکزی در این بازار مشخص می‌شود. از طرف دیگر در سمت دارایی‌ها، علاوه بر وام‌های پرداختی، دارایی مسکن (h_t^b) به عنوان یکی از اقلام مهم دارایی‌های شبکه بانکی نیز وجود دارد. بنابراین ترازنامه بانک مطابق با رابطه (۴۳) تعریف می‌شود.

$$l_t + q_t h_t^b + rrd_t = d_t + d_t^{ib} + k_t^b \quad (43)$$

$$l_t = l_t^{bh} + l_t^{bl} + l_t^y + l_t^h$$

که در آن k_t^b سرمایه بانک است. بانک ملزم به رعایت حداقل کفایت سرمایه (ca) است که از نسبت سرمایه نظارتی به مجموع دارایی‌های موزون شده به ضرایب ریسک به دست می‌آید و در صورت تخلف، متحمل هزینه تعدیل می‌شود که به تبعیت از گرالی^۱ (۲۰۱۰) مطابق با رابطه (۴۴) است.

$$\frac{Q_{ca}}{2} \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca \right)^2 k_t^b \quad (44)$$

که در آن Q_{ca} ضریب هزینه (شدت هزینه تخطی) مربوط به عدم رعایت کفایت سرمایه است. عبارت داخل پرانتز در حقیقت میزان انحراف از کفایت سرمایه بانک نسبت به کفایت سرمایه اعلامی توسط بانک مرکزی است و ضرایب μ_l و μ_h به ترتیب ضرایب موزون شده به ریسک برای وام‌های پرداخت شده و دارایی مسکن‌اند که دو دارایی بانک محسوب می‌شوند. همان‌طور که بیان شد، نسبتی از تسهیلاتی که بانک به خانوارها و بنگاه‌ها پرداخت کرده است (ϑ_t) به تسهیلات غیر جاری تبدیل می‌شود. این نسبت با توجه به وضعیت اقتصاد کلان مطابق با رابطه (۴۵) تعیین می‌شود به نحوی که در دوران رونق، قدرت بازپرداخت تسهیلات توسط خانوار و بنگاه بیشتر خواهد بود.

$$\frac{\vartheta_t}{\vartheta} = \left(\frac{\vartheta_{t-1}}{\vartheta} \right)^{\rho_\vartheta} \left(\frac{y_t}{\bar{y}} \right)^{\nu_\vartheta} e^{\varepsilon_t^\vartheta} \quad \varepsilon_t^\vartheta \sim N(0, \sigma_\vartheta^2) \quad (45)$$

که در آن ρ_ϑ و ν_ϑ و ε_t^ϑ به ترتیب کشش نسبت به شکاف دوره قبل با علامت مثبت، کشش نسبت به شکاف تولید با علامت منفی و شوک مطالبات غیر جاری ناشی از عوامل بیرونی است. با توجه به توضیحات فوق سود بنگاه را می‌توان مطابق با رابطه (۴۶) بیان کرد که تفاوت درآمدهای ناشی از دارایی‌ها (وام) و هزینه‌ها (سود سپرده، هزینه تغییر انباشت مسکن، هزینه استقراض از بازار بین بانکی و هزینه تخطی از حداقل کفایت سرمایه) است.

$$\pi_t^b = (1 - \vartheta_t) r_t^l l_t - r_t^d d_t - r_t^{ib} d_t^{ib} - q_t (h_t^b - (1 - \delta_h) h_{t-1}^b) - \frac{Q_{ca}}{2} \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca \right)^2 k_t^b \quad (46)$$

هم‌چنین مطابق با (گرالی و همکاران، ۲۰۱۰) فرض می‌شود بانک سود هر دوره را بین سهامداران خود توزیع نمی‌کند بلکه آن را به موجودی سرمایه دوره قبل اضافه می‌کند. بنابراین مسیر سرمایه بانک مطابق با رابطه (۴۷) است. این مساله می‌تواند به عنوان یک ابزار احتیاطی در شرایط کمبود سرمایه نیز تلقی شود.

^۱. Gerali

$$k_t^b = (1 - \delta_{kb})k_{t-1}^b + \pi_t^b \quad (۴۷)$$

فرض می‌شود نرخ تنزیل بانک برابر با نرخ تنزیل خانوار پس‌اندازکننده است. با در نظر گرفتن λ_t^b به عنوان ضریب لاگرانژ، مساله بانک که حداکثرسازی ارزش فعلی سود است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{st} \pi_t^b$$

$$S.t. \quad l_t + q_t h_t^b + rrd_t = d_t + d_t^{ib} + k_t^b$$

با حداکثرسازی سود، شرایط مرتبه اول برای هر یک از متغیرهای هدف محاسبه می‌شود.

$$\lambda_t^b = (1 - \vartheta_t) r_t^l + Q_{ca} \mu_l \left(\frac{k_t^b}{(\mu_l l_t + \mu_h h_t^b)^2} \right)^2 \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca \right) \quad (۴۸)$$

$$\lambda_t^b = \frac{1}{1-rr} r_t^d \quad (۴۹)$$

$$\lambda_t^b = r_t^{ib} \quad (۵۰)$$

$$\lambda_t^b = \frac{Q_{ca} \mu_h}{q_t} \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} \right)^2 \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca \right) + \beta^s (1 - \delta_h) E \left(\frac{q_{t+1}}{q_t} \right) - 1 \quad (۵۱)$$

با جایگذاری رابطه (۵۰) در روابط (۴۸) و (۴۹) به ترتیب مسیر نرخ بهره تسهیلات و نرخ

بهره سپرده به دست می‌آید:

$$r_t^l = \frac{1}{1-\vartheta_t} \left(r_t^{ib} - Q_{ca} \mu_l \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} \right)^2 \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca \right) \right) \quad (۵۲)$$

$$r_t^d = (1 - rr) r_t^{ib} \quad (۵۳)$$

۳-۴- دولت

فرض می‌شود دولت مخارج خود را توسط درآمدهای نفتی (or_t) و درآمدهای مالیاتی (t_t) تامین می‌کند. درآمدهای مالیاتی مجموع مالیات یکجا و دریافت‌شده از خانوارهای گروه اول (t_t^s) و گروه دوم (t_t^{bh}) است. هم‌چنین چنانچه دولت با کسری بودجه مواجه باشد (مجموع تراز عملیاتی و سرمایه‌ای منفی باشد)، این کسری را از محل استقراض از بانک مرکزی (Δd_t^g) تامین می‌کند که فرض می‌شود همان تراز مالی دولت است.

$$\Delta d_t^g = g_t - t_t - or_t \quad (۵۴)$$

$$t_t = t_t^s + t_t^{bh} \quad (۵۵)$$

$$\log t_t^s = \rho^{ts} \log t_{t-1}^s + (1 - \rho^{ts}) \log \bar{t}^s + \varepsilon_t^{ts} \quad \varepsilon_t^{ts} \sim N(0, \sigma_{ts}^2) \quad (۵۶)$$

$$\log t_t^{bh} = \rho^{tbh} \log t_{t-1}^{bh} + (1 - \rho^{tbh}) \log \bar{t}^{bh} + \varepsilon_t^{tbh} \quad \varepsilon_t^{tbh} \sim N(0, \sigma_{tbh}^2) \quad (57)$$

بدهی جدید دولت به بانک مرکزی در هر دوره برابر با اختلاف انباشت بدهی فعلی و انباشت بدهی دوره قبل است. پس مسیر انباشت بدهی خالص دولت به بانک مرکزی مطابق با رابطه (58) تعریف می‌شود.

$$d_t^g = \Delta d_t^g + \frac{d_{t-1}^g}{\pi_t} \quad (58)$$

که در آن d_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی است. فرض می‌شود مخارج دولت علاوه بر اینکه تابعی از مقدار گذشته خود است، از درآمدهای نفتی دولت نیز تبعیت می‌کند که مطابق با رابطه (59) تعریف می‌شود.

$$\log(g_t) = \rho^g \log(g_{t-1}) + \zeta^{or} \log(or_t) + (1 - \rho^g) \log(\bar{g}) + \varepsilon_t^g \quad \varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (59)$$

هم‌چنین درآمدهای نفتی نیز از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند. زیرا تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی مرتبط است که تحت تاثیر عوامل برون‌زاست.

$$\log(or_t) = \rho^{or} \log(or_{t-1}) + (1 - \rho^{or}) \log(\bar{or}) + \varepsilon_t^{or} \quad \varepsilon_t^{or} \sim N(0, \sigma_{or}^2) \quad (60)$$

۳-۵- بانک مرکزی و مقام احتیاطی

پایه پولی بر حسب منابع برابر با حاصل جمع خالص بدهی دولت به بانک مرکزی (d_t^g)، خالص دارایی‌های خارجی (fr_t) و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (d_t^{ib}) است. به دلیل اینکه در نهایت مجموع بدهی بانک‌ها به یکدیگر برابر با صفر است، متغیر (d_t^{ib}) در نهایت همان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی است. بنابراین پایه پولی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$mb_t = fr_t + d_t^g + d_t^{ib} \quad (61)$$

که در آن بدهی دولت مطابق با رابطه (58) تعریف می‌شود. هم‌چنین فرض می‌شود دولت منابع ارزی نفتی را به بانک مرکزی می‌فروشد و ارزش ریالی آن به خالص دارایی‌های خارجی اضافه می‌شود. به دلیل اینکه در این مدل، بخش خارجی وجود ندارد، شاخص نرخ ارز به یک نرمال شده و بنابراین مقادیر ارزی نفتی برابر با مقادیر ریالی آن هستند. با این تفاسیر مسیر انباشت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به صورت رابطه (62) بیان می‌شود.

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + or_t + o_t \quad (62)$$

که در آن o_t به عنوان سایر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شود که از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

$$\log(o_t) = \rho^o \log(o_{t-1}) + (1 - \rho^o) \log(\bar{o}) + \varepsilon_t^o \quad \varepsilon_t^o \sim N(0, \sigma_o^2) \quad (63)$$

در این مدل بانک مرکزی بر اساس قاعده تیلور و با توجه به نرخ بهره دوره قبل، شکاف تولید، شکاف تورم و شکاف رشد پول، نرخ بهره را در اقتصاد تعیین می‌کند. رابطه ارائه‌شده بر این واقعیت اشاره دارد که عواملی چون رشد اقتصادی و تورم از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده نرخ بهره در اقتصاد هستند که بانک مرکزی در سیاست پولی مد نظر قرار می‌دهد.

$$\frac{r_t^{ib}}{\bar{r}^{ib}} = \left(\frac{r_{t-1}^{ib}}{\bar{r}^{ib}} \right)^{m_i} \left(\left(\frac{y_t}{\bar{y}} \right)^{m_y} \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{m_\pi} \left(\frac{mbr_t}{\bar{mbr}} \right)^{m_\pi} \right)^{1-m_i} e^{\varepsilon_t^{ib}} \quad \varepsilon_t^{ib} \sim N(0, \sigma_{ib}^2) \quad (64)$$

$$mbr_t = \frac{mb_t}{mb_{t-1}} \pi_t \quad (65)$$

که در آن هر متغیر وزن یا اهمیت آن در تعیین نرخ بهره را نشان می‌دهد و (ε_t^{ib}) نیز شوک سیاست پولی را نشان می‌دهد. همچنین فرض می‌شود نرخ کفایت سرمایه مطابق با مقررات برابر با ۸ درصد تعیین می‌شود اما نسبت‌های وام به ارزش با توجه به شرایط اقتصاد کلان و بخش مالی مشخص می‌شوند. بنابراین نسبت وام به ارزش برای هر یک از متقاضیان تسهیلات تابعی از مقادیر گذشته و شکاف تولیدی و اعتبار است (هسین و ریسی، ۲۰۱۹).

$$\frac{ltv_t^k}{ltv^k} = \left(\frac{ltv_{t-1}^k}{ltv^k} \right)^{\theta_{ltv}} \left(\frac{t}{\bar{t}} \right)^{\theta_l} \left(\frac{y_t}{\bar{y}} \right)^{\theta_y} e^{\varepsilon_t^k} \quad \varepsilon_t^k \sim N(0, \sigma_k^2) \quad k = bh, bl \quad (66)$$

$$\frac{ltv_t^z}{ltv^z} = \left(\frac{ltv_{t-1}^z}{ltv^z} \right)^{\gamma_{ltv}} \left(\frac{t}{\bar{t}} \right)^{\gamma_l} \left(\frac{y_t}{\bar{y}} \right)^{\gamma_y} e^{\varepsilon_t^{lz}} \quad \varepsilon_t^{lz} \sim N(0, \sigma_{lz}^2) \quad z = h, y \quad (67)$$

۳-۶- تعادل و تسویه بازارها

در نهایت آخرین معادله مربوط به تسویه بازارها در اقتصاد کلان است. در بخش بازار کار روابط مربوط به تعادل اشتغال مطابق با معادلات (۶۸) تا (۷۰) هستند.

$$N_t^s = N_{y,t}^s + N_{h,t}^s \quad (68)$$

$$N_t^{bh} = N_{y,t}^{bh} + N_{h,t}^{bh} \quad (69)$$

$$N_t^{bl} = N_{y,t}^{bl} + N_{h,t}^{bl} \quad (70)$$

بخش تولید غیر مسکن دارای قید تسویه به شرح ذیل است:

$$y_t^y = c_t + i_t + g_t \quad (71)$$

$$c_t = c_t^s + c_t^{bh} + c_t^{bl} \quad (72)$$

$$i_t = i_t^y + i_t^h \quad (۷۳)$$

در بخش غیر مسکن نیز روابط زیر برقرار خواهد بود:

$$y_t^h = h_t - (1 - \delta_h)h_{t-1} \quad (۷۴)$$

$$h_t = h_t^s + h_t^{bh} + h_t^b \quad (۷۵)$$

و در نهایت با فرض اینکه درآمدهای نفتی همان ارزش افزوده بخش نفت هستند رابطه تعادلی

کل به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$y_t + or_t = y_t^y + y_t^h \quad (۷۶)$$

۴- مقداردهی و شبیه‌سازی مدل

به منظور دستیابی به اهداف تحقیق لازم است پس از استخراج شرایط مرتبه اول، هریک از معادلات حول مقادیر با ثبات متغیرهای درون‌زای مدل خطی-لگاریتمی شوند که در این تحقیق از روش اوهلیگ^۱ (۱۹۹۹) استفاده شده است.^۲ پارامترهای ساختاری مدل و مقادیر باثبات متغیرها به کمک اطلاعات موجود در سایر مطالعات مرتبط، اطلاعات آماری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ و همچنین نتایج حاصل از حل مدل در شرایط باثبات استخراج شده‌اند که خلاصه آن در پیوست ارائه شده است. همچنین مقایسه گشتاورهای حاصل از الگو با گشتاورهای موجود در اطلاعات آماری، حاکی از موفقیت الگوی ارائه شده در شبیه‌سازی اطلاعات اقتصاد ایران است.

جدول ۱: مقایسه گشتاورهای اطلاعات واقعی و گشتاورهای شبیه‌سازی شده مدل

متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	اطلاعات واقعی	شبیه‌سازی	اطلاعات واقعی	شبیه‌سازی
مصرف	-۰/۰۰۲۷	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۴۷	۰/۰۳۴
سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۳۳	۰/۰۲۷
تورم	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۴۸	۰/۰۲۴
تولید	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۵۵	۰/۰۲۱

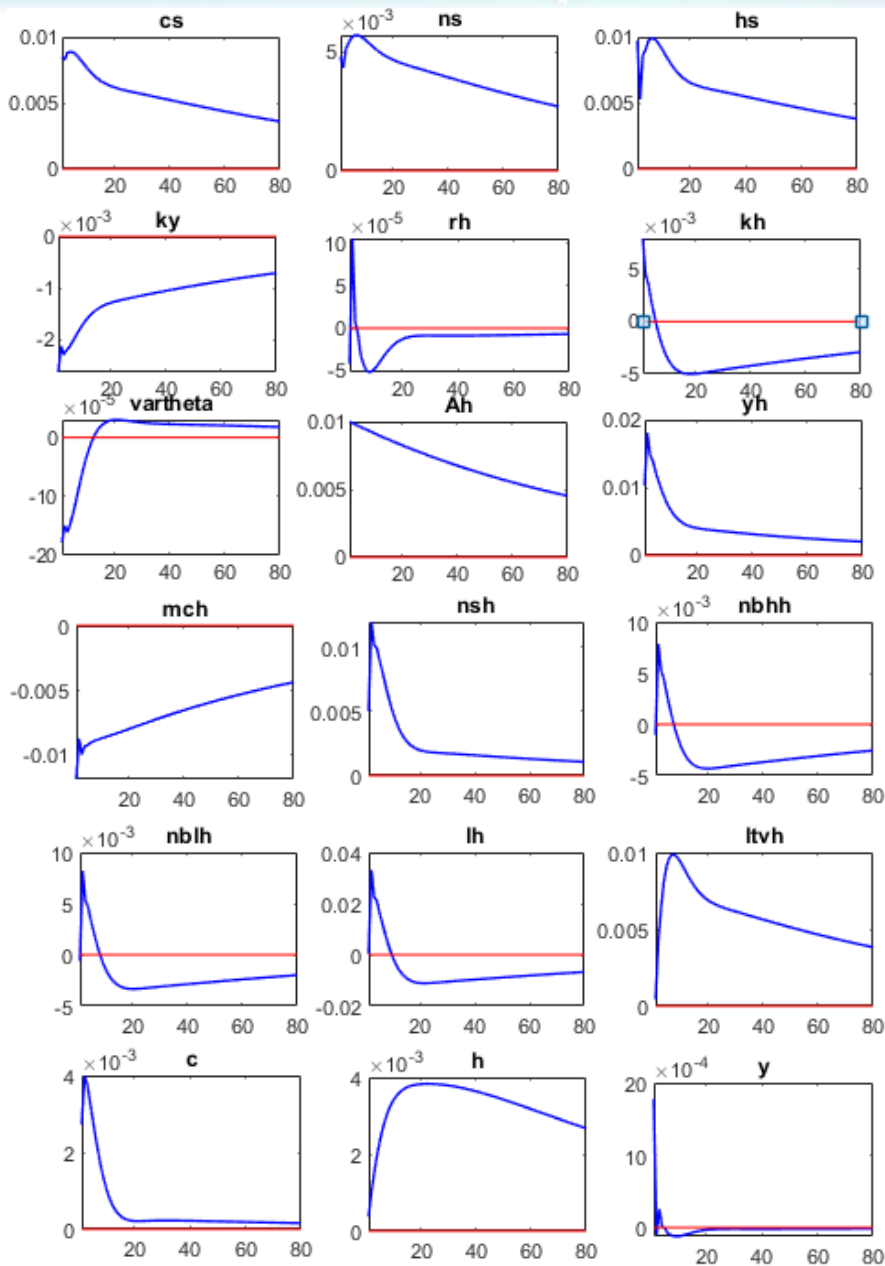
منبع: محاسبات تحقیق

^۱. Uhlig

^۲. تمامی روابط و سایر اطلاعات مهم، در صورت درخواست، در اختیار محققین قرار خواهد گرفت.

۴-۱- تکانه بهره‌وری در بخش مسکن

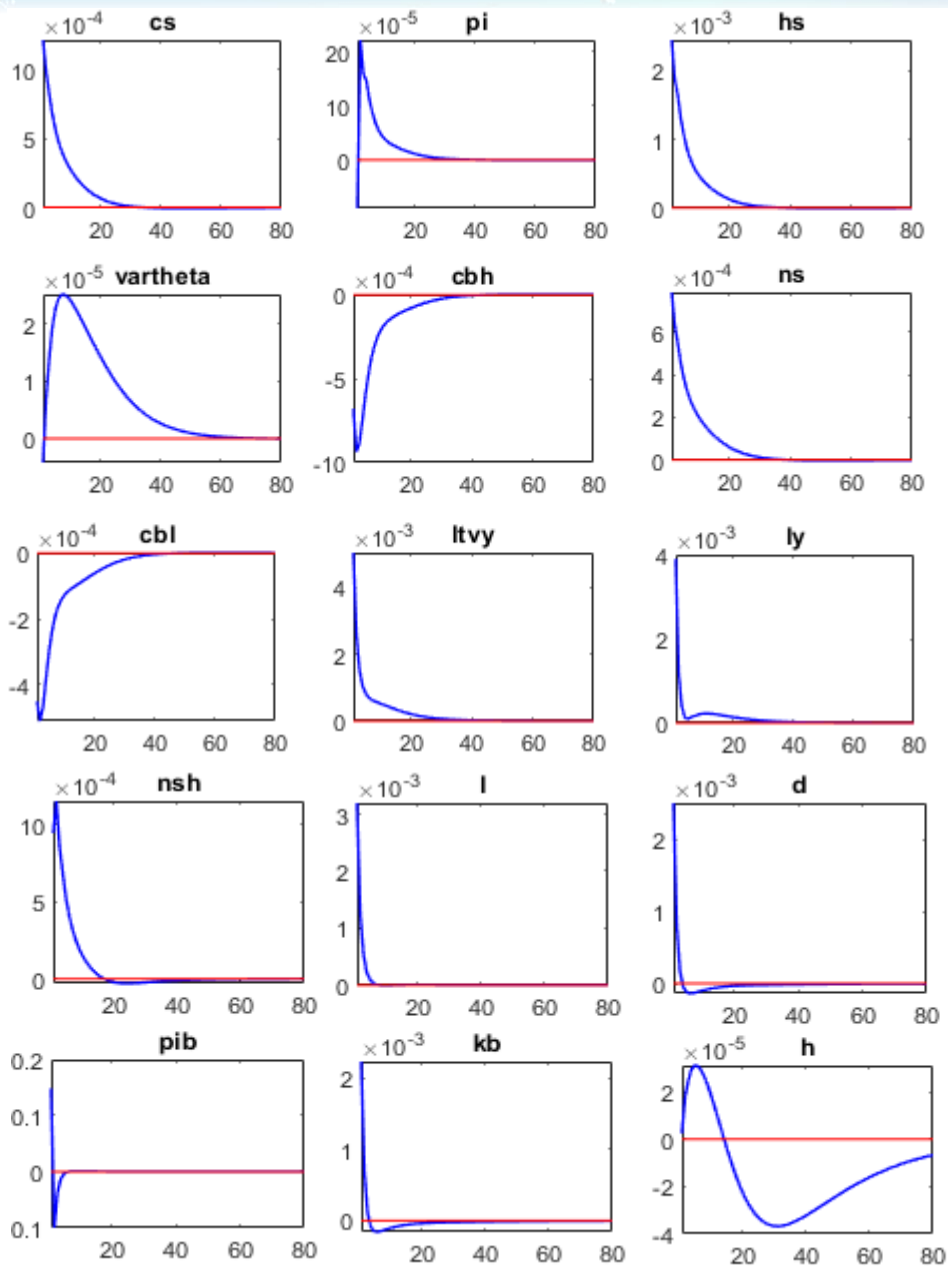
بخش مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که از جهات مختلفی حائز اهمیت است. مسکن و مستغلات به عنوان یکی از مهم‌ترین دارایی‌های وثیقه‌ای نقش مهمی در عرضه تسهیلات بانکی دارند که خود بر چرخه‌های تجاری و مالی اثرگذار است. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، با ایجاد یک تکانه در بهره‌وری یا تکنولوژی بخش مسکن، مطابق با مبانی نظری و هم‌چنین واقعیت‌های موجود، سرمایه‌گذاری و تولید در این بخش افزایش می‌یابد. به دلیل افزایش موجودی مسکن خانوارهای قرض‌گیرنده نوع اول، دسترسی به اعتبار برای این خانوارها افزایش می‌یابد. از طرفی به دلیل افزایش بهره‌وری، تقاضا برای نیروی کار در این بخش افزایش می‌یابد که به معنی افزایش اشتغال در این بخش برای هر سه خانوار نمونه است. خانوار پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده اول هم از محل افزایش موجودی مسکن و هم از محل افزایش درآمد ناشی از کار، متاثر می‌شوند اما خانوار قرض‌گیرنده دوم صرفاً از محل درآمد کار تحت تاثیر این شوک قرار می‌گیرد. هم‌چنین با توجه به افزایش ارزش موجودی مسکن به عنوان دارایی وثیقه‌ای، احتمال بازپرداخت تسهیلات نیز افزایش می‌یابد که خود به معنی اثر منفی بر مطالبات غیر جاری است. چنانچه بخش بانکی از قاعده احتیاطی متناسب با ارزش مسکن استفاده کند، شوک‌های مثبت می‌توانند اثری مثبت بر بازپرداخت تسهیلات و کاهش نکول وام‌ها داشته باشند. اما نکته مهم در ارتباط با آثار این شوک، به میزان تغییرات تقاضای نیروی کار برای هر سه خانوار مربوط می‌شود. اگرچه در ابتدای شوک، تقاضای نیروی کار برای هر سه خانوار افزایش می‌یابد اما شدت و ماندگاری آن برای خانوار پس‌اندازکننده بیشتر است و به همین خاطر درآمد این خانوار بیشتر افزایش خواهد یافت. اتفاقی که در نهایت منجر به رشد بیشتر مصرف این خانوار نسبت به دو خانوار دیگر شده است.



نمودار ۲: توابع واکنش به شوک بهره‌وری مسکن

۴-۲- کاربرد ابزار احتیاطی بخش غیر مسکن

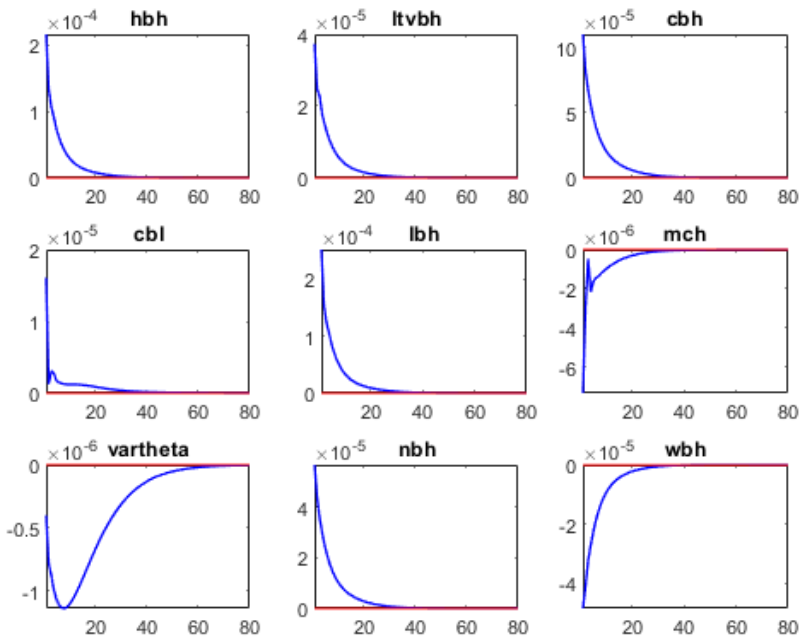
ایجاد یک شوک مثبت بر عرضه اعتبار در بخش تولید غیر مسکن، بدین معنی است که بانک‌ها به بنگاه‌ها اجازه می‌دهند نسبت بزرگتری از هزینه‌های تولید خود را از محل تامین اعتبار پوشش دهند. بنابراین به دلیل افزایش عرضه اعتبار، نرخ بهره وام کاهش می‌یابد. افزایش عرضه اعتبار منجر به افزایش تولید و به دنبال آن افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود. از آنجا که در این مدل، خانوارهای پس‌اندازکننده صاحب سرمایه هستند، به واسطه افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش، درآمد آن‌ها و در نتیجه تقاضای آن‌ها برای کالا و خدمات افزایش خواهد یافت. افزایش تقاضا منجر به افزایش تورم می‌شود که خود در نهایت سبب کاهش مصرف خانوارهای کم درآمد شده است. بنابراین افزایش نسبت وام به ارزش در این بخش از تولید می‌تواند منجر به تشدید نابرابری در مصرف شود. ابزارهای احتیاطی اگرچه به منظور ثبات مالی و اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند اما اثرات جانبی آن‌ها بر نابرابری می‌تواند چشمگیر باشد. هم‌چنین افزایش درآمد خانوارهای پس‌اندازکننده علاوه بر افزایش مصرف آن‌ها، تقاضا برای دارایی مسکن و عرضه سپرده را نیز توسط این خانوار افزایش می‌دهد که خود مجدداً سبب افزایش درآمد آن‌ها می‌شود.



نمودار ۳: توابع واکنش شوک ابزار احتیاطی بخش غیر مسکن

۴-۳- کاربرد ابزار احتیاطی بخش خانوار

همان‌طور که در بخش مدل‌سازی بدان پرداخته شد، خانوارهای قرض‌گیرنده دسترسی متفاوت به اعتبار دارند. بنابراین اثر شوک‌های اقتصادی بر میزان دسترسی به اعتبار این دو گروه نیز متفاوت خواهد بود. ایجاد شوک‌های اقتصادی که منجر به افزایش نسبت وام به ارزش و همچنین اجزای آن شوند به صورت متفاوتی این دو گروه از جامعه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال یک شوک برون‌زا در نسبت وام به ارزش خانوار قرض‌گیرنده نخست و یا شوکی که منجر به رشد ارزش دارایی مسکن بشود دسترسی این خانوار به اعتبارات را بیشتر از خانوار قرض‌گیرنده دوم افزایش می‌دهد. این موضوع سبب خواهد شد اولاً انباشت دارایی مسکن خانوار قرض‌گیرنده اول افزایش یابد و دوماً مصرف آن‌ها نیز با شدت و ماندگاری بیشتری نسبت به وضعیت باثبات افزایش یابد. بنابراین وجود ابزارهای احتیاطی که دسترسی متفاوتی را برای خانوارها به وام در نظر می‌گیرند، واکنش‌های متفاوتی را در زمان شوک‌های اقتصادی به همراه خواهد داشت که خود منجر به تغییرات نابرابری اعتبار، مصرف و ثروت می‌شود.



نمودار ۴: توابع واکنش شوک ابزارهای احتیاطی خانوار

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

یکی از موضوعات مهمی که پس از بحران مالی ۲۰۰۸ توسط اقتصاددانان حوزه پولی و سیاست‌گذاران مورد توجه قرار گرفته استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان با هدف محدودسازی ریسک‌های سیستمی در یک نظام مالی است. زیرا قبل از آن سیاست‌های احتیاطی با رویکرد خرد، صرفاً ضامن سلامت مالی در سطح بانک‌های منفرد بودند اما بحران مالی ۲۰۰۸ این واقعیت را آشکار کرد که سلامت بانک‌های منفرد متضمن سلامت کل نظام مالی و به دنبال آن ثبات بخش حقیقی نخواهد بود. در اقتصاد ایران نیز که نقش بانک‌ها در تامین مالی بنگاه‌ها بسیار بالاست و در حقیقت یک اقتصاد بانک محور به شمار می‌آید، به دلیل ویژگی‌هایی نامطلوب مانند سطح بالای مطالبات غیر جاری و ریسک‌های اعتباری، استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان حائز اهمیت است. با این حال همان‌طور که در مطالعات جدید بدان پرداخته شده است، استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان همانند سایر سیاست‌های کلان دارای اثرات جانبی نیز هست که یکی از مهم‌ترین آن‌ها، تغییرات توزیع درآمد و ثروت بین گروه‌های مختلف جامعه است. زیرا یکی از مجراهای عملکردی ابزارهای احتیاطی از طریق محدودسازی دسترسی به اعتبار در بین گروه‌های مختلف متقاضیان است. چنانچه میزان دسترسی به اعتبار بر پایه شایستگی اعتبار و در نتیجه قدرت ارائه وثیقه توسط متقاضیان باشد، این انتظار وجود دارد اعمال این سیاست‌ها سبب تشدید نابرابری درآمدی و ثروتی باشد. با این حال بسیاری از مطالعات اثر نهایی را وابسته به عوامل مختلف و شرایط اقتصادی جامعه، در نظر می‌گیرند. پس در این مطالعه سعی شد با ارائه یک الگوی کلان و با در نظر گرفتن خانوارهای ناهمگن و دو بخش تولید مسکن و غیر مسکن، آثار پویایی‌های ابزارهایی چون نسبت وام به ارزش بر متغیرهای اقتصادی و مهم‌تر از آن نابرابری بین خانوارهای مختلف مورد بررسی قرار بگیرد. مشخصه اصلی این الگو در نظر گرفتن دو خانوار قرض‌گیرنده با دسترسی متفاوت به اعتبار و نقش مسکن به عنوان دارایی وثیقه‌ای است. نتایج شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد آثار ابزارهای احتیاطی بر نابرابری وابسته به مقوله‌های متفاوت و شوک‌های مختلفی است که بر اقتصاد تحمیل می‌شود. اما با این حال شوک‌های بخش مسکن چنان‌چه سبب افزایش نسبت وام به ارزش برای خانوارهایی با دارایی وثیقه‌ای مسکن بشود، علاوه بر اثرگذاری مستقیم بر ارزش ثروت این خانوارها و خانوارهای پس‌اندازکننده، به سبب افزایش دسترسی اعتبار خانوارهای دارای مسکن، مجدداً سبب تغییر توزیع ثروت می‌شود. البته با توجه به اینکه نسبت‌های احتیاطی رفتاری

ضد چرخه‌ای دارند، اینکه شوک‌های مثبت مسکن موجب افزایش دسترسی به اعتبار شود یا خیر، به برآیند اثر مستقیم آن بر قید اعتبار و اثر غیر مستقیم از طریق ابزارهای احتیاطی بستگی دارد که مطابق با نتایج این تحقیق، در نهایت باعث افزایش نابرابری در ثروت می‌شود. با توجه به اثرگذاری ابزارهای احتیاطی بر نابرابری ثروت و درآمد، ضروری است ضمن توجه به ثبات مالی، از شوک‌های بخش مسکن و عواملی که منجر به افزایش ارتباط مثبت بین بهای دارایی و اعتبار می‌شود جلوگیری به عمل آید. زیرا وجود بازخوردهای مثبت بین این دو متغیر علاوه بر افزایش آسیب‌پذیری بخش مالی، می‌تواند به افزایش نابرابری ثروت نیز ختم شود. به عنوان مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود، آثار ابزارهای احتیاطی مبتنی بر نقدینگی و هم‌چنین مبتنی بر سرمایه بر نابرابری نیز مورد بررسی قرار گیرد، زیرا هر یک از این ابزارها می‌توانند از طریق اثرگذاری بر عرضه اعتبار، نابرابری را نیز تحت تاثیر قرار دهند. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود موارد فوق در چارچوب الگویی بررسی شوند که بانک‌ها قدرت خلق پول دارند و صرفاً واسطه‌گر وجوه نیستند، زیرا مدل‌سازی بانک و نقش آن به عنوان واسطه‌گر وجوه یا خالق پول از هیچ، می‌تواند دلالت‌های متفاوتی در سیاست‌های پولی و احتیاطی کلان داشته باشد.

References

- Afshari, Z., & Khezri, A. (2020). The Effectiveness of Macroprudential Policies in the Growth of Credit and Housing Price by Using a Dynamic Panel Data Model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **16**(4), 163-201. (In Persian).
- Andrés, J., Boscá, J. E., Ferri, J., & Fuentes-Albero, C. (2017). Heterogeneous Household Finances and the Effect of Fiscal Policy. *Fundación de Estudios de Economía Aplicada*. (FEDEA Working Paper No. 2017-05).
- Arrondel, L., Lamarche, P., & Savignac, F. (2019). Does Inequality Matter for the Consumption-Wealth Channel? Empirical Evidence. *European Economic Review*, **111**, 139-165.
- Bats, J. V., & Houben, A. C. (2020). Bank-Based Versus Market-Based Financing: Implications for Systemic Risk. *Journal of Banking & Finance*, **114**, 105776.
- Biljanovska, N., & Chen, S. (2023). Differential Effects of Macro-Prudential Policy. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2023/043).
- Bank for International Settlements (BIS). (2011). Macro-Prudential Policy Tools and Frameworks. Progress Report to the G-20. *Financial Stability Board, Bank for International Settlement*.
- Bodea, C., Houle, C., & Kim, H. (2021). Do Financial Crises Increase Income Inequality?. *World Development*, **147**, 105635.

- Carpantier, J. F., Olivera, J., & Van Kerm, P. (2018). Macroprudential Policy and Household Wealth Inequality. *Journal of International Money and Finance*, **85**, 262-277.
- Chawwa, T. (2021). Impact of Reserve Requirement and Liquidity Coverage Ratio: A DSGE Model for Indonesia. *Economic Analysis and Policy*, **71**, 321-341.
- Chen, M. J., & Columba, M. F. (2016). Macroprudential and Monetary Policy Interactions in a DSGE Model for Sweden. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2016/74).
- Cihak, M. M., & Sahay, M. R. (2020). Finance and Inequality. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2020/01).
- Colciago, A., Samarina, A., & de Haan, J. (2019). Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, **33**(4), 1199-1231.
- Covi, G., Montagna, M., & Torri, G. (2019). On the Origins of Systemic Risk. *Bank of England*. (Staff Working Paper No. 837).
- Dargahi, H. & Hadian, M. (2018). The Effect of Macroprudential Policies on Financial Stability of Iran Economy: DSGE Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, **10**(34): 590-559. (In Persian).
- Delis, M. D., Fringuellotti, F., & Ongena, S. (2023). Credit, Income, and Inequality. *Federal Reserve Bank of New York*. (Staff Report, 929).
- D'Orazio, P. (2019). Income Inequality, Consumer Debt, and Prudential Regulation: An Agent-Based Approach to Study the Emergence of Crises and Financial Instability. *Economic Modelling*, **82**, 308-331.
- Erfani, A., Tavakolian, H., & Talebbeydokhti, A. (2018). Evaluation of the Stabilization Performance of the Mixed Monetary and Macro-Prudential Policy in the Economy of Iran; *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, **18**(4): 133-160. (In Persian).
- Espinoza, R., Segoviano, M., & Yan, J. (2020). Systemic Risk Modeling: How Theory Can Meet Statistics. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2020/54).
- European Systemic Risk Board (ESRB). (2014). The ESRB Handbook on Operationalising Macro-Prudential Policy in the Banking Sector.
- Falagiarda, M., & Saia, A. (2017). Credit, Endogenous Collateral and Risky Assets: A DSGE Model. *International Review of Economics & Finance*, **49**, 125-148.
- Frost, J., & Van Stralen, R. (2018). Macroprudential Policy and Income Inequality. *Journal of International Money and Finance*, **85**, 278-290.
- Georgescu, O. M., & Martín, D. V. (2021). Do Macro-Prudential Measures Increase Inequality? Evidence from the Euro Area Household Survey. *European Central Bank*. (ECB Working Paper No. 2567).
- Hassine, M. B., & Rebei, M. N. (2019). Informality, Frictions, and Macro-Prudential Policy. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2019/255).
- International Monetary Fund (IMF) (2011). Macro-Prudential Policy: An Organizing Framework. *Prepared by the Monetary and Capital Markets Department*.
- International Monetary Fund (IMF) (2013). The Interaction of Monetary and Macro-Prudential Policies. *International Monetary Fund*. (Policy Paper No. 2013/01).

- León, E. S. (2016). Mortgage Credit: Lending and Borrowing Constraints in a DSGE Framework. *Graduate Institute of International and Development Studies*. (Working Paper. No. HEIDWP15-2016).
- Lozej, M., Onorante, L., & Rannenberg, A. (2018). Countercyclical Capital Regulation in a Small Open Economy DSGE Model. *European Central Bank*. (ECB Working Paper No. 2144).
- Malovaná, S., Janků, J., & Hodula, M. (2023). Macroprudential Policy and Income Inequality: The Trade-off between Crisis Prevention and Credit Redistribution. *Czech National Bank, Economic Research Department*. (CNB Working Paper No. 3/2023).
- Martínez, J. F., Peiris, M. U., & Tsomocos, D. P. (2020). Macroprudential Policy Analysis in an Estimated DSGE Model with a Heterogeneous Banking System: An Application to Chile. *Latin American Journal of Central Banking*, 1(1-4).
- Meuleman, E., & Vander Vennet, R. (2020). Macroprudential Policy and Bank Systemic Risk. *Journal of Financial Stability*, 47, 100724.
- Pakniyat, M., Bahrami, J., Tavakolian, H., & Shahhosseini, S. (2018). Banks Engagement in Housing Investment and its Relation in Iran's Economy based on DSGE Approach. *Iranian Energy Economics*, 8(29), 27-67. (In Persian).
- Pesce, S. (2018). Macroprudential and Monetary Policies: a dynamic Stochastic General Equilibrium Model-Based Perspective. PhD dissertation, *Università della Campania Federico*.
- Peydró, J. L., Rodriguez Tous, F., Tripathy, J., & Uluc, A. (2020). Macroprudential Policy, Mortgage Cycles and Distributional Effects: Evidence from the UK. *Bank of England*. (Staff Working Paper No. 866).
- Rabitsch, K., & Punzi, M. T. (2017). Borrower Heterogeneity within a Risky Mortgage-Lending Market. *WU Vienna University of Economics and Business*. (Department of Economics Working Paper Series No. 241).
- Richter, B., Schularick, M., & Shim, I. (2019). The Costs of Macro-Prudential Policy. *Journal of International Economics*, 118, 263-282.
- Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. A. (2014). Macro-Prudential and Monetary Policies: Implications for Financial Stability and Welfare. *Journal of Banking & Finance*, 49, 326-336.
- Rubio, M., & Unsal, M. F. D. (2017). Macro-Prudential Policy, Incomplete Information and Inequality: The Case of Low-Income and Developing Countries. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2017/59).
- Stiglitz, J. E. (2016). New Theoretical Perspectives on the Distribution of Income and Wealth among Individuals. *Inequality and Growth: Patterns and Policy*, 1, 1-71.
- Tarne, R., Bezemer, D., & Theobald, T. (2022). The Effect of Borrower-Specific Loan-to-Value Policies on Household Debt, Wealth Inequality and Consumption Volatility: An Agent-Based Analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 144, 104526.
- Tavakolian, H., Morovat, H., & Baheri Rad, D. (2019). Housing in Banks' Portfolio and its Effects on Monetary Policy in Iran. *Journal of Money and Economy*, 14(3), 277-315.



- Teixeira, A. (2023). Does Macro-Prudential Policy Affect Wealth Inequality? Evidence from Synthetic Controls. *Journal of Financial Stability*, 101135.
- Troch, T. (2014). Wealth Inequality in Dynamic Stochastic General Equilibrium Models. Master's Thesis, *Charles University in Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies*.
- Wickens, M. (2017). A DSGE Model of Banks and Financial Intermediation with Default Risk. *Research in Economics*, 71(3), 636-642.