Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 1-37

Investigating the effects of monetary shocks on the key variables of Iran's economy in the conditions of the banking crisis: A stochastic dynamic general equilibrium model approach

Hossein Abbasi nejad[1], Sajjad Barkhordari[2], Pourya Esfahani[*3]

Received: 03-09-2023 Accepted: 27-10-2023

Extended Abstract

Purpose: Pricing The banking system plays an important role in the structure of an economy, and the challenges of this sector can affect other sectors. One of the most important challenges of the banking system is the occurrence of a banking crisis. The International Monetary Fund defines a banking crisis as a situation in which bank runs and bank failures spread and banks are unable to pay their debts, or a situation in which the government intervenes in the banking system on a large scale. In the conditions of banking crisis, bank bankruptcies are widespread and banks are unable to pay their debts. The occurrence of this type of crisis has various causes, the main reasons of which are the high volume of non-current claims and the freezing of bank assets as a result of corporate governance, which reduces the quality of bank assets to pay the bank's obligations, thus creating an imbalance in the banks' balance sheets. One of the features of a banking crisis is systemic risk. An increase in the systemic risk in the banking system coincides with the occurrence of a banking crisis.

Systemic risk can be defined as a risk that affects the financial sector and creates an endogenous cycle that exacerbates the effect of the initial shock and causes more damage to the financial sector. With the increase of systemic risk, the probability of crisis and financial and monetary instability increases and negatively affects the real sector of the economy. In normal times, when there is no crisis, banks help the rapid development of the economy and increase the standards of living, but, when a crisis occurs, the problems in the banking sector and the subsequent failures cause serious negative consequences not only in the banking sector but also in companies directly. It also affects investors; the occurrence of banking crises during the last few decades has always caused problems for the countries engaged in the crisis. Among these

[1]. Professor of the Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: habasi@ut.ac.ir

[2] . Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: barkhordari@ut.ac.ir

[3]. Corresponding Author. PhD student of the Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: p.esfahaney@ut.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 1-37

problems, one may mention the financial costs of the crisis, production losses, increase in public debts, and increase in uncollectible loans. The banking industry in Iran is one of the important financial intermediaries that can provide the basis for the growth and prosperity of the economy by properly organizing resources and expenses. More than 80% of the financing in Iran is done through banks. Therefore, the health of this sector can significantly contribute to the improvement of economic conditions. The conditions of the Iranian economy and especially the banking system in recent years indicate the signs of a banking crisis in the Iranian economy; the money market pressure index, as one of the most important indicators for measuring the banking crisis, has faced more fluctuations since the end of the 80s. Considering the high share of the banking system in the financing of economic activities in Iran and the lack of studies in the field of banking crisis and its effects on macroeconomic variables, the present research investigates the effects of systemic risk, as a representative variable of banking crisis, on the selected macroeconomic variables.

Methodology: In order to analyze the effects of the banking crisis on macroeconomic variables, the stochastic dynamic general equilibrium model has been used in the form of two limit scenarios referring to a no-crisis situation and the presence of a banking crisis at the highest level using the data of Iran's economy during the years 1982-2020. In this study, a stochastic dynamic general equilibrium model for a small open economy in terms of oil exports has been developed with an emphasis on Iran's economy in the framework of the new Keynesian school, in which the effect of monetary impulse on macroeconomic variables in the framework of the banking crisis is investigated. As a key feature of the model, employment and production decisions by firms and labor supply and consumption decisions by households are made before goods are produced and exchanged and before market-clearing prices are realized. In the sector of companies producing intermediate inputs, all the company's resources are assumed to be provided by facilities, and the presence of crisis increases the cost of receiving facilities. It is also assumed that the existence of the crisis will limit the lending resources of commercial banks, which will increase the price of the received loans due to the lack of resources.

Results and discussion: The results show that, due to monetary stimuli, variables such as production and inflation show a positive reaction to the stimuli, but, over time, the effects disappear. As a result of inflation, the real wage has decreased, and the level of real consumption has also decreased due to the decrease in the purchasing power of the members of the society. Also, due to the inflation and the increase of investment cost, the amount of investment has also decreased. Therefore, the results are compatible with consumption and investment theories. Another important result regarding the systemic risk constraint in modeling is that the banking crisis has reduced the impact of monetary impulses on macroeconomic variables and reduced the size and extent of the impact.

Conclusions and policy implications: According to the results of the study, the existence of a banking crisis causes friction in the structure of the economy and the performance of the banking network, which affects various impulses and policies. Therefore, it is suggested that the central bank or the government should consider the

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 1-37

state of the banking system from the perspective of its health in determining the rule and before implementing economic decisions.

Keywords: Banking crisis, Stochastic dynamic general equilibrium model, Inflation rate, Economic growth rate, Interest rate

JEL Classification: G33 ،E31 ،E43 ،F43.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱-۳۷

بررسی اثرات تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران در شرایط بحران بانکی: رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

حسین عباسی‌نژاد[۱]، سجاد برخورداری دورباش[۲]، پوریا اصفهانی*[۳]

دریافت: ۱۲-۰۶-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۵-۰۸-۱۴۰۲

چکیده

نظام بانکی در ساختار یک اقتصاد نقش مهمی را ایفا می‌کند و چالش‌های این بخش می‌تواند سایر بخش‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از مهم‌ترین چالش‌های نظام بانکی، وقوع بحران بانکی است. بحران بانکی زمانی اتفاق می‌افتد که بسیاری از بانک‌ها به طور همزمان با مشکلات پرداخت بدهی یا نقدینگی جدی مواجه باشند. وقوع بحران علل مختلفی دارد که از عمده دلایل آن می‌توان به حجم بالای مطالبات غیرجاری و منجمد شدن دارایی‌های بانک در نتیجه بنگاه‌داری اشاره کرد که موجب کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی جهت پرداخت تعهدات بانک خواهد شد. شرایط اقتصاد ایران و به خصوص نظام بانکی طی سالیان اخیر حاکی از وجود نشانه‌هایی از بحران بانکی در اقتصاد ایران است. با توجه به سهم بالای نظام بانکی از تامین مالی فعالیت‌های اقتصادی، در این مطالعه اثرات بحران بانکی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصادی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در قالب دو سناریوی حدی نبود بحران و بحران در بالاترین حد با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۰ برر سی شده است. نتایج نشان می‌دهد لحاظ قید ریسک سیستمیک در مدل‌سازی موجب کاهش اثرگذاری تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی خواهد شد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد متغیر تولید در صورت بروز تکانه پولی در شرایط بحران بانکی نسبت به شرایط عدم وجود آن، کمتر متأثر خواهد شد که نشان‌دهنده کاهش قدرت تاثیرگذاری سیاست‌ها در شرایط بحران بانکی بر متغیرها است. بنابراین، لازم است شرایط بحرانی در حوزه بازار پول و نظام بانکی در تصمیم‌گیری‌ها مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژگان کلیدی: بحران بانکی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تورم، رشد اقتصادی، نرخ بهره

طبقه‌بندی JEL: F43, E43, E31, G33

---

۱. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. habasi@ut.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. barkhordari@ut.ac.ir

۳. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. p.esfahaney@ut.ac.ir

۱- مقدمه

بحران بانکی به وضعیتی اطلاق می‌شود که توانایی بانک‌ها در اجرای نقش واسطه‌ای به شدت آسیب دیده باشد (دیویس و کریم[1]، ۲۰۰۸). در این شرایط ورشکستگی بانک‌ها، گسترش‌یافته و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون خود نیستند (صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۹۸[2]). وقوع بحران‌های بانکی، اگرچه همواره اتفاقات غیرمنتظره و غیرمتعارفی محسوب می‌شود، اما مشاهده می‌شود که از سال ۱۹۷۰ میلادی امری متداول بوده است، به‌طوری‌که در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۰، ۱۵۱ بحران بانکی سیستمیک رخ داده است (لیون و والنسیا، ۲۰۱۸[3]). البته در سال‌های قبل‌تر نیز بحران‌هایی مانند بحران بزرگ ۱۹۲۹ اتفاق افتاده بود، اما وقوع بحران‌ها از دهه ۱۹۸۰ میلادی به بعد باعث شد تا مطالعات در خصوص بحران‌ها جدی‌تر از قبل شود. بحران‌های بانکی به واسطه ارتباط با بخش حقیقی اقتصاد می‌توانند بخش حقیقی را به صورت مستقیم و غیرمستقیم متاثر سازند. برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی بحران‌های بانکی روش‌های مختلفی وجود دارد که یکی از این روش‌ها، آزمون هشدار اولیه است. آزمون هشدار اولیه به‌عنوان یک ابزار تجربی جهت بررسی آسیب‌پذیری اقتصاد کلان و برگرفته از داده‌های اقتصادی است که با جلب توجه کارشناسان به روند متغیرهای مربوط به بحران‌های گذشته، به سیاست‌گذاران در خصوص احتمال وقوع بحران‌های آینده هشدار می‌دهد (گرملیچ و همکاران[4]، ۲۰۱۰). روش فشار بازار پول (MPI[5]) نیز یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که برای اندازه‌گیری بحران بانکی مورد استفاده قرار می‌گیرد. شاخص یاد شده نشان دهنده تنش در بازار پول است. در هنگام وقوع بحران بانکی به دلیل تزریق ذخایر اضافی توسط بانک مرکزی به سیستم بانکی، هجوم سپرده‌گذاران برای خروج سپرده‌ها از بانک را از بین برده و ریسک نقدینگی بانک‌ها را کاهش می‌دهد.

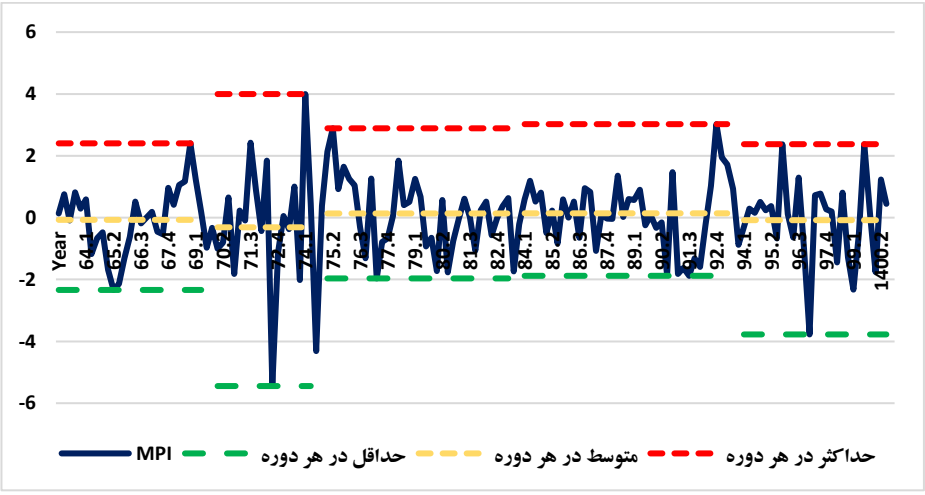
$$MPI_t = \frac{\Delta\gamma_t}{\sigma\gamma_t} + \frac{\Delta r_t}{\sigma r_t}$$

همان‌طور که از نمودار شماره (۱) مشخص است شاخص وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران طی ادوار مختلف روند متفاوت داشته و با نوساناتی همراه بوده است. صنعت بانکداری در

---

1. Davis and Karim
2. International Monetary Fund
3. Laeven and Valencia
4. Gramlich et al.
5. Money Market Pressure Index

ایران، یکی از واسطه‌های مالی مهم به شمار می‌آید که با سامان‌دهی مناسب منابع و مصارف، می‌تواند زمینه رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم آورد. بیش از ۸۰ درصد تامین مالی در ایران به‌واسطه بانک‌ها صورت می‌پذیرد؛ لذا، سلامت این بخش می‌تواند به بهبود شرایط اقتصاد کمک شایان توجهی کند. از سال‌های پایانی دهه ۸۰، شاخص فشار بازار پول با تشدید نوسان مواجه شده است. طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳، اقتصاد ایران شاهد رشد بالای نقدینگی به طور متوسط در حدود ۲۶ در صد، افزایش مطالبات معوق بانک‌ها از سال ۱۳۸۴ و ر سیدن آن به حدود ۲۰ در صد اعتبارات اعطایی بانک‌ها، ر شد قیمت‌ها تا ۳۵ در صد تا سال ۱۳۹۲، تشدید تحریم‌های اقتصادی و وقوع بحران مالی جهانی و ر کود اقتصادی بوده است. اضافه برداشت بانک‌ها از حساب‌های جاری خود نزد بانک مرکزی عامل اصلی افزایش بدهی بانک‌ها طی سال‌های اخیر بوده که این امر دلایل متعددی داشته است. فشارهای دولت به سیستم بانکی، مطالبات معوق و سرر سید گذشته، احتمال بخشودگی جرایم یا اعطای خط اعتباری از سوی بانک مرکزی و ضعف مدیریت نقدینگی بانک‌ها از جمله دلایل عمده اضافه برداشت بوده‌اند. نسبت مطالبات سر رسید گذشته و معوق به کل تسهیلات اعطایی بانک‌ها به ۱۷/۵ و ۱۸/۳ درصد در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ رسید که بالاترین مقدار این نرخ طی دو دهه اخیر است.



نمودار ۱: شاخص بحران بانکی طی ادوار مختلف

منبع: محاسبات تحقیق

ویژگی دیگر حاکم در این دوران، گسترش مؤسسات اعتباری غیربانکی بود که به موازات شبکه بانکی و به دور از هر نظارتی به فعالیت گسترده پولی و بانکی مشغول شدند. از آنجا که راه عمده درآمد این نوع مؤسسات، از طریق مابه‌التفاوت نرخ سود سپرده و نرخ وام‌دهی است، به سادگی به خلق پول پرداختند و حجم نقدینگی در اقتصاد طی این مدت افزایش یافت. این موسسات با تخلف در امور مالی، صورت‌های مالی غیرشفاف و مدیریت ناکارآمد، در معرض ورشکستگی قرار گرفتند که تبعات ناشی از آن باعث زیان رساندن به مطالبات مردم و سپرده آنان شد. منابع دولت برای تأمین کسری این موسسات کافی نبود و البته بانک مرکزی نیز مسئولیتی در رابطه با تأمین منابع کسری یک مؤسسه غیرمجاز نداشت؛ اما برای عمیق‌تر نشدن بحران به دنبال مدیریت آن بود. طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸، شاخص فشار بازار پول و نظام پولی دوره پر نوسانی داشته‌اند. سال ۱۳۹۵، ۴۵ درصد از منابع بانکی مسدود و از سویی، کنترل سخت‌گیرانه بانک مرکزی در مورد استقراض بانک‌ها از یکدیگر موجب شد سیاست کاهش نرخ سود بانکی به تناسب افت نرخ تورم، در شبکه بانکی پایدار نباشد. هرچند در خردادماه ۱۳۹۵ بانک‌ها برای کاهش نرخ سود سپرده‌های یک ساله پیشگام شدند و در کنار آن شورای پول و اعتبار نیز همین نرخ را برای نظام بانکی مصوب کرد و نرخ سود تسهیلات را نیز کاهش داد اما پایبند نبودن بانک‌ها سبب شد این تصمیم بویژه برای مشتریان قدرتمند خود به شکل‌های گوناگون اجرا نشد. رشد نرخ سود در دیگر بازارها بویژه صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی که نرخ سود برای صندوق‌های با درآمد ثابت ۱۸ درصد تعیین شده و انتشار اوراق اسناد خزانه اسلامی نیز از سوی دولت که گاهی نرخ سود این اوراق در بازار به ۲۵ درصد نیز رسید، از علل محقق نشدن کاهش نرخ سود سپرده‌های بانکی در سال ۱۳۹۵ بود. در کنار همه این عوامل، بنگاه‌داری بانک‌ها و کاهش قدرت نقدشوندگی دارایی بانک‌ها موجب منجمد شدن دارایی بانک‌ها و افزایش ریسک نقدینگی بانک‌ها شد. در واقع بانک‌ها با تعهداتی مواجه شده‌اند که دارایی آن‌ها قابلیت پرداخت آن تعهدات را نداشت. بانک‌ها با وقوع شرایط رکودی در سالیان اخیر با مشکل عدم نقدشوندگی دارایی‌ها مواجه شدند که این مسئله، مشکل ناترازی ترازنامه بانک‌ها را تشدید کرده است. لذا، در این مطالعه با توجه به کمبود مطالعات در حوزه اثرات بحران بانکی بر متغیرهای کلان اقتصاد،

اثرات ریسک سیستمیک به عنوان متغیر نماینده بحران بانکی (بلخیر و همکاران[1]، ۲۰۲۳؛ هی و کریشنامورتی[2]، ۲۰۱۹ و مارتینز و سوارز[3]، ۲۰۱۲) وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شده و اثرات بحران در ۲ سناریوی حدی عدم وجود بحران (ریسک سیستمیک مساوی صفر) و وجود بحران (ریسک سیستمیک مساوی یک) مورد ارزیابی قرار گرفته است. با توجه به مباحث عنوان شده، سوالاتی که این تحقیق به دنبال پاسخگویی به آن است به شرح ذیل است:

- آیا بحران های بانکی بر اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تأثیر معنی‌داری دارد؟
- آیا در زمان بروز تکانه پولی، بحران بانکی اثرات آن را کاهش خواهد داد؟

در این مقاله با توجه به سوالات طرح شده، اثرات وجود بحران یا عدم وجود آن در نحوه اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصادی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. لازم به ذکر است که این مقاله در ۵ بخش اصلی مقدمه، مبانی نظری، مدل‌سازی، کالیبراسیون و نتیجه‌گیری و پیشنهادات تنظیم شده است.

۲- مبانی نظری

همان‌طور که عنوان شد یکی از علائم و اتفاقات همراه با وقوع بحران بانکی، ریسک سیستمیک است. افزایش ریسک سیستمیک در نظام بانکی با وقوع بحران بانکی مصادف است. ریسک سیستمیک از جمله مفاهیمی است که به سختی می‌توان آن را تعریف کرد؛ اما وقتی به بحران منجر شود، شناخته می‌شود. با نگاهی کلان به موضوع ریسک سیستمیک، می‌توان آن را به صورت ریسکی تعریف کرد که تکانه‌ها بر بخش مالی اثر گذاشته و موجب ایجاد چرخه‌ای درون‌زا شود که اثر تکانه اولیه را تشدید کند و آسیب بیشتری به بخش مالی را سبب شود و در نهایت به کاهش تولید اقتصاد بینجامد (برونومیر و همکاران[4]، ۲۰۱۲). اهمیت ریسک سیستمیک تنها به این محدود نمی‌شود که با بالا رفتن ریسک سیستمیک احتمال وقوع بحران و بی‌ثباتی مالی و پولی افزایش می‌یابد، بلکه آثار منفی اقتصادی خود را بر بخش واقعی اقتصاد می‌گذارد.

---

1. Belkhir et al.
2. He and Krishnamurthy
3. Martinez and Suarez
4. Brunnermeier et al.

با وقوع بحران‌های مالی نهادهای مالی نیز علاوه بر متغیرهای اقتصادی متاثر خواهند شد. یکی از برون‌ریزهای منفی که نهادهای مالی دارند و خود را در بحران مالی ۲۰۰۷ نیز نشان داد؛ مسئله نهادهای مالی بسیار بزرگ برای شکست[1] است که در صورت وقوع بحران در آن‌ها هزینه‌های بالایی به دولت برای جلوگیری از بدتر شدن اوضاع تحمیل می‌کند. موضوع دیگری که با رشد بازارها و ابزارهای مالی خود را بیش از پیش نمایان ساخته است؛ سرایت بحران از طریق نهادهای مالی است که اگرچه ممکن است از نظر اندازه اهمیت بالای سیستمی نداشته باشند اما به دلیل نقش مرکزیتی که در شبکه مالی ایفا می‌کنند سهم بسزایی در سرایت بحران بین اجزای شبکه مالی دارند. از طرفی اهمیت سرایت به عنوان یکی از نمادهای اصلی ریسک سیستمیک تنها به این محدود نمی‌شود که با بالا رفتن سطح کلی آن احتمال وقوع بی‌ثباتی مالی نیز افزایش می‌یابد؛ بلکه مطالعات تجربی نشان داده که شاخص سطح سرایت در شبکه بانکی از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی در خصوص تغییرات نامطلوب در تولید ناخالص داخلی و نیز عملکرد بانک‌ها برخوردار است (سراج و همکاران، ۱۳۹۹).

افزایش ریسک سیستمیک در نظام بانکی با وقوع بحران بانکی مصادف است. ریسک سیستمیک می‌تواند به بخش‌های حقیقی اقتصاد گسترش یافته و متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد (هی و کریشنامورتی، ۲۰۱۹). در مواقع عادی که بحران وجود ندارد بانک‌ها به پیشرفت شتابان اقتصاد و افزایش سطح زندگی کمک می‌کنند، اما در زمان وقوع بحران مشکلات موجود در بخش بانکی و شکست‌های بعد از آن باعث پیامدهای منفی جدی می‌شود که نه تنها بخش بانکی، بلکه به طور مستقیم شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ به طوری که وقوع بحران های بانکی در طی چند دهه اخیر همواره مشکلاتی را برای کشورهای گرفتار در بحران به دنبال داشته است. از جمله این مشکلات می‌توان به هزینه‌های مالی بحران، زیان های تولید افزایش بدهی عمومی و افزایش وام های غیر قابل وصول اشاره کرد (لاون و والنسیا[2]، ۲۰۱۳).

خسارات بزرگ بحران های بانکی به تولید ناخالص داخلی موجب گردید موجی از تحقیقات در جهت مطالعه علل و پیامدهای شکنندگی بانک‌ها در اقتصاد کشورها صورت پذیرد.

---

1. Too Big to Fail
2. Laeven and Valencia

به‌طوری‌که این مطالعات در سه گروه دسته‌بندی گردید. در یک طیف، اثر بحران‌های بانکی بر روی بخش حقیقی (بارو[۱]، ۲۰۰۱؛ لی و ری[۲]، ۲۰۰۰؛ دوماک و فری[۳]، ۱۹۹۸؛ لوایازو و رانسیره[۴]، ۲۰۰۶؛ آلسیدی و همکاران[۵]، ۲۰۱۷؛ فرولانتو و همکاران[۶]، ۲۰۱۴؛ پریتو و همکاران[۷]، ۲۰۱۶؛ کال‌دارا و همکاران[۸]، ۲۰۱۶؛ مور و میرزایی[۹]، ۲۰۱۶؛ گوئریری و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۹؛ عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۴۰۲؛ چنارانی و همکاران، ۱۴۰۲؛ نادری، ۱۳۸۲؛ احمدزاده، ۱۳۹۱؛ قریشی، ۱۳۹۵؛ سرزعیم، ۱۳۹۶؛ فلاحی و رحمانی، ۱۳۹۸) مورد توجه قرار گرفته است. غالب این مطالعات، تولید ناخالص داخلی را به عنوان متغیر نماینده اقتصاد کلان در نظر گرفته‌اند و نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی از بحران بانکی متاثر خواهد شد و تکانه بانکی تاثیراتی معکوس روی تولید ناخالص داخلی خواهد داشت.

در طیف دوم، موضوع تسری بحران‌های بانکی در بین کشورها و بازارهای مختلف (پسنتی و تایل[۱۱]، ۲۰۰۰؛ اوگاوا و کاواکی[۱۲]، ۲۰۰۱ و دی بنت و هارتمن[۱۳]، ۲۰۰۲؛ مور و میرزایی[۱۴]، ۲۰۱۶؛ زایر و شفیعی، ۱۳۸۸؛ شفیعی و صبوری دیلمی، ۱۳۸۸؛ محمدی، ۱۳۹۰؛ همت یار، ۱۳۹۲) مورد بررسی قرار گرفته است. طیف سوم از مطالعات، با استفاده از مدل‌های تجربی بر ارزیابی شاخص‌های پیشرو و پیش‌بینی بحران‌های بانکی متمرکز شده است. به عبارتی در این مجموعه از مطالعات سامانه هشداردهی اولیه[۱۵] برای پیش‌بینی بحران بانکی طراحی و ارایه گردید (کامینسکی[۱۶]

---

1. Barro
2. Lee and Rhee
3. Domac and Ferri
4. Loayaza and Ranciere
5. Alcidi et al.
6. Furlanetto et al.
7. Prieto et al.
8. Caldara et al.
9. Moore and Mirzaei
10. Guerrieri et al.
11. Pesenti and Tille
12. Ogawa and Kawaki
13. De Bandt and Hartmann
14. Moore and Mirzaei
15. Early Warning System
16. Kaminisky, Lizondo and Reinhart

و همکاران[1]، ۱۹۹۸؛ لوایزو و رانسیره[2]، ۲۰۰۴؛ بوردو و همکاران[3]، ۲۰۰۰؛ آلسیدی و همکاران[4]، ۲۰۱۷؛ کال‌دارا و همکاران[5]، ۲۰۱۶؛ سرزعیم، ۱۳۹۶) تا علاوه بر بررسی علل بروز بحران‌ها، به جلوگیری از بروز مجدد آن‌ها پرداخته شود. برخی از مطالعات نیز به بررسی اندازه‌گیری ریسک سیستمیک (الکساندر[6]، ۲۰۲۱؛ سو و همکاران[7]، ۲۰۲۱؛ آکرمن و همکاران[8]، ۲۰۰۷؛ آسایش و همکاران، ۱۳۹۹؛ فدایی و همکاران، ۱۳۹۹؛ دانش‌جعفری و همکاران، ۱۳۹۶) و اثرات آن (اسکورالیس[9]، ۲۰۲۱؛ هی و کریشنامورتی، ۲۰۱۹؛ لین و همکاران[10]، ۲۰۱۶؛ دی بنت و هارتمن[11]، ۲۰۰۰؛ تهرانی و همکاران، ۱۳۹۹؛ سراج و همکاران، ۱۳۹۹) پرداخته‌اند.

تمامی این تحقیقات به دنبال بررسی بحران و اثرات آن بر بخش حقیقی اقتصاد از طریق روش‌های متداول در این حوزه بوده‌اند. با توجه به برر سی‌های انجام شده، می‌توان عنوان نمود که تمایز این مقاله نسبت به مقالات پیشین، مدل‌سازی آثار تکانه‌های پولی در وضعیت بحران بانکی بر متغیرهای کلان در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است. مهم‌ترین تفاوت‌های این مقاله نسبت به مطالعات پیشین، نحوه اثرگذاری بحران بانکی بر ساختار اقتصاد و همچنین بررسی اثرات بحران بانکی بر طیف متنوعی از متغیرهاست؛ همان‌طور که عنوان شد ادبیات ریسک سیستمیک از ادبیات حوزه مالی وام گرفته شده و به عنوان اصلی‌ترین متغیر جایگزین و همبسته با بحران بانکی در مدل‌سازی وارد شد. لذا، ریسک سیستمیک ناشی از بحران بانکی در قالب دو سناریوی حدی λ مساوی یک و صفر مدل‌سازی شده و اثرات آن بر متغیرهای اقتصاد کلان تحت شرایط این دو سناریو مورد مقایسه قرار خواهد گرفت است.

---

1. Lizondo and Reinhart
2. Loayaza and Ranciere
3. Bordo and et al.
4. Alcidi et al.
5. Caldara et al.
6. Alexander
7. So et al.
8. Ackermann et al.
9. Skouralis
10. Lin et al.
11. De Bandt and Hartman

۳- مدل‌سازی

چارچوب مدل‌سازی این مقاله بر اساس مطالعات بن‌حبیب و همکاران[1] (۲۰۱۵)، آگنور و همکاران[2] (۲۰۱۲)، گرالی و همکاران[3] (۲۰۱۱) و والکو و همکاران[4] (۲۰۱۰) متشکل از یک خانوار نماینده، شرکت‌ها و دولت - بانک مرکزی است. مدل مورد مطالعه شامل خانواری است که نیروی کار را عرضه کرده، کالاها را برای مصرف خریداری کرده و محصولات متمایز را در بازار رقابت انحصاری کالاها به فروش می‌رساند. مدل پایه رقابت انحصاری از دیگسیت و استیگلیتز[5] (۱۹۷۷) گرفته شده است. چسبندگی قیمتی با استفاده از روش روتمبرگ[6] (۱۹۸۲) تعریف می‌شود، به این صورت که هر بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با هزینه درجه دوم تعدیل قیمت اسمی خود مواجه است. مدل روتمبرگ روشی قابل کنترل برای تعیین قیمت‌های اسمی کالاها (و از این رو سطح قیمت کل) را نشان می‌دهد که تنها تدریجاً به اختلالات اسمی پاسخ می‌دهد و به مقام پولی اجازه می‌دهد بر تولید کل در کوتاه‌مدت تأثیر بگذارد. در مدل این مطالعه، خانوارها و بنگاه‌ها به نحو بهینه رفتار می‌کنند، بدین نحو که خانوارها ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری و بنگاه‌ها سود خود را حداکثر می‌کنند. دولت نیز به نحوی رفتار می‌کند که در عین حفظ توازن در بودجه خود سعی دارد تا درآمدهای حاصل از مالیات، خلق پول و فروش نفت را به هزینه‌های خود تخصیص دهد. همچنین، بانک مرکزی به صورت درون‌زا و بخشی از دولت فرض شده است.

۳-۱- *خانوار*

فرض می‌شود فرض می‌شود که تابع مطلوبیت و ترجیحات خانوار نوعی به شکل رابطه (۱) باشد. خانوار نوعی مطلوبیت را از طریق مصرف کل C_t، فراغت $1 - N_t$ و نگهداری مانده حقیقی پول $\frac{M_t^h}{P_t}$ با توجه به تابع مطلوبیت زیر که به صورت تابع MIU[7] است، استخراج می‌کند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t, \frac{M_t^h}{P_t}) \equiv logC_t + \psi_n(1 - N_t) + \psi_m log(\frac{M_t^h}{P_t}) \qquad (۱)$$

---

1. Benhabib et al.
2. Agnor et al.
3. Gerali et al.
4. Walque et al.
5. Dixit and Stiglitz
6. Rotemberg
7. Money in Utility

در این تابع، $0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل، ψ_n عکس کشش عرضه نیروی کار و عکس ψ_m کشش تقاضای پول است. در هر دوره، خانوار اقدام به عرضه N_t واحد نیروی کار و K_t واحد سرمایه به بنگاه‌ها کرده و از محل آن به ترتیب به میزان W_t و R_t^k واحد درآمد کسب می‌کند. سرمایه‌گذاری در هر دوره به موجودی سرمایه در همان دوره (K_t) افزوده شده و موجودی سرمایه دوره بعدی (K_{t+1}) را ایجاد می‌نماید (رابطه (۳)). همچنین، فرض می‌شود که خانوار مالک بنگاه و بانک است که در نتیجه سود بانک و بنگاه به وی تعلق خواهد گرفت. خانوار ترجیحات خود را نسبت به قید بودجه (رابطه (۲)) و قاعده انباشت سرمایه خصوصی (رابطه (۳)) حداکثر می‌کند.

$$P_t C_t + P_t I_t + B_t + D_t \leq R_t^k K_{t-1} + W_t N_t + M_{t-1}^h - M_t^h + \prod_t^f + \prod_t^b - T_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} + (1+r_{t-1}^d)D_{t-1} \quad (۲)$$

$$K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1} \quad (۳)$$

که در آن P_{jt} قیمت کالای مصرفی، P_t شاخص قیمت‌ها، درآمد از محل کار $W_t N_t$، I_t سرمایه‌گذاری، $\prod_t^b$ درآمد خانوار از محل سود توزیع شده بانک‌ها، $\prod_t^f$ درآمد خانوار از محل سود توزیع شدهٔ بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای (پروین و همکاران، ۱۳۹۳)، B_t ارزش اسمی اوراق قرضه و T_t مالیات یکجای پرداختی به دولت از طرف خانوار هستند. علاوه بر آن خانوار ریسک‌گریز بوده و به میزان D_t سپرده در بانک سپرده‌گذاری می‌کند و نرخ سود به میزان R_{t-1}^d ناخالص به وی تعلق می‌گیرد. عرضه سپرده به بانک‌های مختلف از برابری $D_t = \int_0^1 D_{jt} d_t$ تبعیت می‌کند. همچنین رابطه $R_t^d = 1 + r_t^d$ برقرار است. با توجه به قید بودجه، مساله بهینه‌سازی خانوار نوعی با استفاده از معادله لاگرانژ معرفی می‌شود و شرایط مرتبه اول برای خانوار نوعی بدست می‌آید که متعاقب آن و با استفاده از شرایط مرتبه اول، معادله اولر، عرضه نیروی کار، تقاضای مانده حقیقی پول، معادله فیشر و تقاضای اوراق قرضه استخراج می‌شود. عرضه نیروی کار عبارت است از:

$$w_t = \psi_n C_t \quad (۴)$$

رابطه برای تقاضای مانده حقیقی پول شامل:

$$\frac{\psi_m}{m_t^h} = E_t \left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) \frac{1}{C_t} \quad (۵)$$

رابطه اولر نیز به صورت:

$$\beta E_t \frac{1}{C_{t+1}} \frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}} = \frac{1}{C_t} \quad (۶)$$

رابطه فیشر یا همان رابطه بین نرخ اجارهٔ سرمایه و بازده اسمی اوراق بدهی یک دوره‌ای، از تصمیم‌گیری سبد دارایی‌های خانوار بدست می‌آید. همچنین تورم ناخالص از رابطه $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ بدست می‌آید.

$$E_t[\frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}}] = E_t[r^k_{t+1} + (1-\delta)] \quad (۷)$$

رابطه بین نرخ اجارهٔ سرمایه و نرخ سود سپرده بدست می‌آید.

$$E_t[\frac{(1+r^d_t)}{\pi_{t+1}}] = E_t[r^k_{t+1} + (1-\delta)] \quad (۸)$$

۳-۲- بنگاه‌ها

در این مطالعه دو دسته از بنگاه‌ها وارد مدل‌سازی شده‌اند. دستهٔ اول بنگاه‌های واسطه‌ای نام دارد که با ترکیب عوامل تولیدی، کالاهای واسطه‌ای تولید می‌کنند. چون فرض اولیهٔ کینزی جدید بر چسبندگی قیمت استوار است و فرض دوم آن‌ها تناوبی بودن قیمت‌گذاری از سوی بنگاه‌هاست، بنابراین بازاری که این بنگاه‌ها قرار است در آن فعالیت کنند باید هر دو ویژگی مذکور را داشته باشد. بدین منظور، فرض می‌شود بنگاه‌های اقتصادی در بازار رقابت انحصاری قرار دارند که هم از قابلیت قیمت‌گذاری برخوردارند و هم به‌دلیل رقابتی بودن، تغییرات قیمت بصورت متناوب شکل خواهد گرفت. تعداد بنگاه‌های واسطه‌ای بصورت بی‌نهایت اما شمارش‌پذیر فرض می شود که هریک به تولید یک کالا مشغول است و چون تعداد کالاهای مصرفی اقتصاد بصورت $j\epsilon\ [0, 1]$ درنظر گرفته می شود، بنابراین هر بنگاه واسطه‌ای را با این اندیس نشان می‌دهیم. دستهٔ دوم، بنگاه نهایی نام دارد که دو فرض در مورد آن در نظر گرفته می شود؛ نخست اینکه تنها یک بنگاه نهایی داریم که با ترکیب کالاهای واسطه‌ای، آن را در قالب یک کالای واحد به مصرف‌کنندگان به فروش می‌رساند. دوم اینکه بنگاه نهایی در یک فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند که قدرت تعیین قیمت ندارد.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

کالای نهایی Y_t ازطریق زنجیره‌ای از کالاهای واسطه Y_{jt} تولید شده است. با فرض اینکه تمام کالاهای واسطه‌ای، جانشین‌های ناقص با کشش ثابت جانشینی θ هستند، تابع جمع‌کننده مربوط به آن‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t \leq \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{(\theta-1)}}, \theta > 1 \quad (۹)$$

با توجه به بردار قیمت نسبی، بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی مقدار کالاهای واسطه‌ای Y_{jt} را انتخاب می‌کند تا سود خود را به حداکثر برساند. پس مسئله بهینه‌سازی بنگاه عبارت است از:

$$\max_{Y_{jt}} E\left\{P_t\left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{(\theta-1)}} - \int_0^1 P_{jt}\, Y_{jt} dj\right\} \qquad (۱۰)$$

شرط مرتبه اول، تابع تقاضای زیر را برای بنگاه j ارائه می‌دهد:

$$Y_{jt} \equiv \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \qquad (۱۱)$$

که بیانگر تقاضای کالای j به عنوان تابعی از قیمت نسبی و تولید نهایی آن است.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه تولیدی کالای واسطه‌ای j، K_{jt} واحد سرمایه و N_{jt} واحد نیروی کار برای تولید محصول Y_{jt} با توجه به فناوری بازدهی ثابت نسبت به مقیاس استخدام می‌کند:

$$Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^{\alpha}, \alpha \in (0,1) \qquad (۱۲)$$

که در آن A_t تکانه فناوری هست که برای همه بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای مشترک است. فرض بر این است که تکانه فناوری فرآیند خودرگرسیونی زیر را دنبال می‌کند:

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_A} exp(e_{A_t}) \qquad (۱۳)$$

که در آن $\rho_A \in (-1,1)$ یک ضریب خودرگرسیون است و e_{At} یک تکانه به طور سریالی غیرهمبسته هست که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ_A است. هر بنگاه j مقدار L_{jt} وام از بانک در آغاز هر دوره دریافت و سرمایه و نیروی کار را تامین مالی می‌کند. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که منابع تامین مالی یک بنگاه در هر دوره، میزان وامی است که از شبکه بانکی دریافت می‌نماید (پروین و همکاران، ۱۳۹۳؛ ریچارد و همکاران[1]، ۲۰۱۴؛ غلامی و عباسی‌نژاد، ۱۳۹۷ و هریستوف و هالس‌ویگ[2]، ۲۰۱۷). این فرض به دلیل شرایط اقتصاد ایران و تامین مالی سرمایه در گردش بنگاه‌ها در ایران از طریق وام در نظر گرفته شده است. به این ترتیب مقدار وام دریافتی برابر است با:

$$L_{jt} = (1+\lambda) R_t^k K_{jt-1} + W_t N_{jt} \qquad (۱۴)$$

---

1. Richard et al.
2. Hristov and Hulsewig

نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_{jt}^{l} است.

پارامتر λ در معادله (۱۴) نشان دهنده ریسک سیستمیک است. در ادبیات مالی، بانک‌های با اهمیت ریسک سیستمی بر اساس مولفه‌های قابل شناخت، معرفی و ارائه شده‌اند. اولین مولفه شناسایی بانک‌هایی با اهمیت سیستمی، تاکید بر شناسایی اندازه، پیچیدگی و ارتباطات سیستمی موسسات مالی و اعتباری است. در درجه دوم تاکید بر عملکرد کلیدی طبقه‌بندی سیستمی بانک‌ها تحت بازارهای مالی است و در درجه سوم بر اثر جدی ورشکستگی و تهدید ناشی از سقوط و فروپاشی بانک‌های سیستمی بر سیستم مالی و اقتصاد تاکید شده است. بنابراین ریسک سیستمی، ریسکی است که باید نسبت به آن شناخت ایجاد شود و این شناخت یک ضرورت برای حفظ ثبات اقتصادی است. آچاریا و یورولمازر[1] (۲۰۰۷) ریسک سیستمی را ریسکی که در ادبیات تجربی به احتمال ورشکستگی سیستم مالی متصل است، تعریف می‌کنند و سگوویانو و گودهارت[2] (۲۰۰۹) ریسک سیستمی را احتمال آنکه بانک‌های بزرگ ورشکسته یا با بحران مواجه شوند، تعریف کرده‌اند. کلینو و نل[3] (۲۰۱۵) ریسک سیستمی را اختلال در سیستم مالی و در نتیجه تهدید و پیامدهای منفی موثر بر بازارهای مالی و اقتصاد تعریف می‌کند. ایشان ریسک سیستمی را احتمال سقوط کل سیستم مالی و یا بخشی از آن تعریف می‌کنند که به وسیله همبستگی بین بخشی اجزا آشکار می‌شود (طاهری، ۱۳۹۹).

در این مطالعه، با توجه به مطالب پیشین و همبستگی بالای بحران بانکی و ریسک سیستمیک، ریسک سیستمیک به عنوان جایگزینی از بحران بانکی وارد مدل شده است. از آن‌جا که وجود ریسک سیستمیک نشان‌گر کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی است و کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی موجب کاهش منابع قابل وام دادن خواهد شد؛ لذا، وجود ریسک سیستمیک موجب جیره‌بندی منابع قابل وام دادن و در نتیجه، افزایش هزینه دریافت وام خواهد شد. همان‌طور که از معادله بالا مشخص است زمانی که بحران بانکی وجود دارد، هزینه وام‌ها و در نتیجه هزینه بنگاه‌های واسطه افزایش خواهد یافت.

هر بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، محصول خود را به قیمت P_{jt} در بازاری کاملا

1. Acharya and Yorulmazer
2. Segoviano and Goodhart
3. Kleinow and Nell

رقابتی به فروش می‌رســاند، اما هنگام تعدیل قیمت خود در دوره‌های مختلف، متحمل هزینه‌هایی می‌شـود. با پیروی از روتمبرگ[1] (۱۹۸۲)، فرض می‌شـود که تابع هزینه‌های تعدیل قیمت به شـکل زیر است:

$$\frac{\phi_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{\bar{\pi}P_{jt-1}}-1\right)^2 Y_t \qquad (۱۵)$$

که در آن $\phi_p \succ 0$ درجه چسـبندگی قیمت اسـمی اسـت. این رابطه، همان‌طور که در روتمبرگ (۱۹۸۲) تأکید شد، اثرات منفی تغییرات قیمت را بر مصرف‌کننده و بنگاه مورد توجه قرار می‌دهد. این اثرات منفی با تغییر قیمت و با مقیاس کلی فعالیت اقتصــادی Y_t افزایش می یابد (آیرلند[2]، ۱۹۹۷).

با وجود هزینه‌های تعدیل قیمت، بنگاه واسطه‌ای با مسئله بهینه‌سازی پویا مواجه است؛ بنگاه واسطه‌ای jبرنامه احتمالی برای N_{jt}، K_{jt} و P_{jt} برای $t \geq 0$ را طوری انتخاب می‌کند که ارزش حال جریان سود انتظاری آن حداکثر شود:

$$\max_{\{K_{jt},N_{jt},P_{jt}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_t \left(\frac{\Pi_{jt}^f}{P_t}\right) \qquad (۱۶)$$

که در آن، تابع سود آنی برابر است با:

$$\Pi_{jt}^f = P_{jt}Y_{jt} - W_t N_{jt} - (1+\lambda)R_t^k K_{jt-1} - P_t AC_{jt} \qquad (۱۷)$$

در تابع هدف بنگاه، عامل تنزیل توســط فرآیند تصــادفی $\beta^t\Lambda_t$ تعریف می‌شــود که در آن Λ_t نشان‌دهنده مطلوبیت نهایی درآمد حقیقی است (علی‌دیب[3]، ۲۰۰۳).

بنگاه jام بهینه‌ســازی خود را با توجه به محدودیت‌های (۱۱) و (۱۲) و مثبت بودن ضــریب لاگرانژ ($\xi_t \succ 0$) انجام می‌دهد و شرایط مرتبه اول نسبت به N_{jt}، K_{jt} و P_{jt} حاصل می شود. رابطه جایگزینی بین نهاده‌های نیروی کار و سرمایه بدست می‌آید که شامل:

$$w_t = (1-\alpha)\frac{\xi_t}{\Lambda_t}\frac{Y_{jt}}{N_{jt}} \qquad (۱۸)$$

$$r_t^k = \frac{\alpha}{(1+\lambda)}\frac{\xi_t}{\Lambda_t}\frac{Y_{jt}}{K_{jt-1}} \qquad (۱۹)$$

$$\frac{w_t}{r_t^k} = (1+\lambda)\frac{(1-\alpha)}{\alpha}\frac{K_{jt-1}}{N_{jt}} \qquad (۲۰)$$

پس داریم:

---

1. Rotemberg
2. Ireland
3. Ali Dib

$$K_{jt-1} = \frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t^k} N_{jt}$$

در معادلات (۱۸) و (۱۹) عبارت ξ_t/Λ_t همان هزینه نهایی واقعی است. همچنین $\xi_t \succ 0$ ضریب لاگرانژ مربوط به تابع فناوری است. همانند آیرلند (۱۹۹۷) و دیب[1] (۲۰۰۳)، شروط (۱۸) و (۱۹) اشاره دارند که q_{pt} سود واحد (که نسبت قیمت به هزینه نهایی را اندازه می‌گیرد) برابر با Λ_t/ξ_t است.

با توجه به اینکه تابع تولید بنگاه بازده ثابت نسبت به مقیاس دارد، می‌توان هزینه نهایی واقعی را با برابر قراردادن سطح نیروی کار و سرمایه مورد نیاز برای تولید یک واحد کالای یعنی $A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^{\alpha} = 1$ بدست آورد که به صورت زیر است:

$$A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^{\alpha} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} N_{jt} \right)^{\alpha} = A_t \left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} \right)^{\alpha} N_{jt} = 1$$

که دلالت می‌کند:

$$N_{jt} = \frac{\left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} \right)^{-\alpha}}{A_t}$$

پس داریم:

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right) w_t \frac{\left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t^k} \right)^{-\alpha}}{A_t}$$

که به صورت زیر ساده می‌شود:

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1+\lambda}{\alpha} \right)^{\alpha} \frac{w_t^{1-\alpha} \left(r_t^k \right)^{\alpha}}{A_t} \qquad (۲۱)$$

هزینه نهایی وابسته به بنگاه j نیست: همه بنگاه‌ها تکانه فناوری یکسان دریافت می‌کنند و همه بنگاه ها نهاده ها را در قیمت یکسان اجاره می‌دهند (ویلاورده و رامیرز، ۲۰۰۶). تمامی بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای در یک تعادل متقارن، یکسان هستند و تصمیمات مشابه می‌گیرند، به‌طوری‌که $K_{jt} = K_t$ ، $N_{jt} = N_t$ ، $P_{jt} = P_t$ ، $Y_{jt} = Y_t$ ، $\Pi_{jt}^f = \Pi_t^f$ و $\varepsilon_{jt} = \varepsilon_t$.

پس داریم:

$$\frac{w_t}{r_t^k} = (1+\lambda) \frac{(1-\alpha)}{\alpha} \frac{K_{t-1}}{N_t} \qquad (۲۲)$$

$$(1-\theta) Y_t - \phi_p \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} - 1 \right) Y_t + \beta \phi_p \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{\pi_{t+1}}{\bar{\pi}} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\bar{\pi}} Y_{t+1} + \theta mc_t Y_t = 0 \qquad (۲۳)$$

[1]. Dib

۳-۳- بانک‌های تجاری

در مدل این پژوهش فرض شده است، بانک نوعی‌ای وجود دارد که عملیات واسطه‌گری انجام می‌دهد، به این ترتیب که سپرده‌ها را به اعتبارات اختصاص می‌دهد. همچنین، بانک تعیین‌کننده نرخ سود سپرده نیست و نرخ سود سپرده توسط بانک مرکزی به عنوان مقام پولی تعیین می‌شود. بانک نوعی سپرده D_t را از خانوار دریافت می‌کند و در مقابل نرخ سود r_t^d را می‌پردازد. همچنین، بانک به بنگاه وام L_t عرضه می‌کند و نرخ سود r_t^l را دریافت می‌کند. α^b نرخ بازپرداخت وام‌های اعطایی است. بانک ملزم است برای مطالبات غیرجاری، ذخیره در نظر بگیرد که جزئی از هزینه بانک بوده و τ_t مقدار ذخیره در هر سال است و بانک با هزینه $(1-\alpha^b)\tau_t L_t$ مواجه می‌شود و τ_t از یک فرآیند خودرگرسیونی به صورت $\tau_t = \tau_{t-1}^{\rho_\tau} \exp(e_{\tau_t})$ تبعیت می‌کند که این فرآیند به نوعی تکانه مطالبات معوق را در شبکه بانکی نشان می‌دهد.

بنابراین تابع سود بانک عبارت است از:

$$\pi_t^b = \alpha^b(1+r_t^l)L_t - (1+r_t^d)D_t - \tau_t(1-\alpha^b)L_t \qquad (۲۴)$$

فرض شده است که بانک با قید زیر مواجه باشد:

$$L_t = (1-\lambda+roa)[M_t^b + D_t] \qquad (۲۵)$$

که در آن roa نرخ بازدهی سرمایه است. همان‌طور که پیش‌تر نیز بحث شد پارامتر λ نشان‌دهنده وجود ریسک سیستمیک و بحران بانکی است. وجود بحران بانکی موجب کاهش منابع قابل وام دادن بانک‌ها خواهد شد.

M_t^b نقدینگی بانک است که از فرم تبعی به صورت:

$$M_t^b = \pi_t^{\phi_{M^b}^{\pi}} Y_t^{\phi_{M^b}^{Y}} M^{b\,\phi_{M^b}^{M^b}}_{t-1} exp(e_t^{M^b}) \qquad (۲۶)$$

پیروی می‌کند که در آن، $\phi_{M^b}^{\pi}$ ضریب تورم، $\phi_{M^b}^{Y}$ ضریب تولید و $\phi_{M^b}^{M^b}$ ضریب نقدینگی دوره قبل است (پروین و همکاران، ۱۳۹۳).

پس تابع سود بانک به شکل روبرو در می‌آید:

$$\pi_t^b = \alpha^b(1+r_t^l)(1-\lambda+roa)[M_t^b + D_t] - (1+r_t^d)D_t - \tau_t(1-\alpha^b)(1-\lambda+roa)[M_t^b + D_t] \qquad (۲۷)$$

شرط مرتبه اول بهینه‌یابی بانک نسبت به D_t

$$\frac{\partial \pi_t^b}{\partial d_t} = \alpha^b (1+r_t^l)(1-\lambda+roa) - (1+r_t^d) - \tau_t (1-\alpha^b)(1-\lambda+roa) = 0$$
$$(1+r_t^d) = \alpha^b (1+r_t^l)(1-\lambda+roa) - \tau_t (1-\alpha^b)(1-\lambda+roa)$$
$$(1+r_t^d) = (1-\lambda+roa)\Big[\ \alpha^b (1+r_t^l) - \tau_t (1-\alpha^b)\Big] \qquad (۲۸)$$

۳-٤- دولت و مقام پولی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی کرد، بلکه باید هر دو بخش را در یک چهارچوب درنظر گرفت. بدین منظور، مهم‌ترین جنبه دولت در اقتصاد ایران باید مد نظر قرار گرفته شود که در نظر گرفتن سلطه مالی یا همان عدم استقلال بانک مرکزی است (ریزنده و ربئی[1]، ۲۰۰۸ و توکلیان، ۱۳۹۳).

فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگهداشتن بودجه خود است. در این مورد بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. در واقع، دولت در عین حفظ توازن در بودجه خود سعی دارد تا درآمدهای حاصل از مالیات، خلق پول و فروش نفت را بین مخارج جاری و عمرانی خود تخصیص دهد. دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات از خانوارها، فروش اوراق بدهی و درآمد حاصل از فروش نفت متوازن سازد. درصورت توازن بودجه از طریق این سه منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنان‌چه با وجود این سه منبع درآمدی کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی (یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی) که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد و این به معنی سلطه مالی دولت است. بنابراین، در مدل حاضر بانک مرکزی به صورت درون‌زا و بخشی از دولت فرض شده است و هرگونه کسری بودجه دولت منجر به تغییر یکی از اجزای ترازنامه بانک مرکزی و به تبع آن، پایه پولی خواهد شد که در اثر تغییر پایه پولی، از طریق ضریب فزاینده، حجم نقدینگی و حجم پولی دستخوش تغییر خواهد شد.

$$M_t = mm.M_t^G \qquad (۲۹)$$

که در معادله ۲۹، M_t کل نقدینگی، mm ضریب فزاینده خلق نقدینگی و M_t^G پایه پولی است.

[1]. Resende and Rebei

نکته قابل توجه این است که دولت ارز حاصل از صادرات نفتی را به بانک مرکزی فروخته و طبق نرخ تعسیر مصوب، ریال از بانک مرکزی دریافت خواهد کرد. لذا، با فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی توسط دولت به بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و به تبع آن، پایه پولی افزایش یافته و از طریق مکانیزم خلق پول، نقدینگی نیز دستخوش تغییر خواهد شد. از این رو، آن‌چه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. به بیان ریاضی، قید بودجه دولت عبارتست از:

$$G_t + (1 + i_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \tau_t + {M_t}^G - \frac{{M^G}_{t-1}}{\pi_t} + b_t \qquad (۳۰)$$

که در آن G_t مخارج دولت و ${M_t}^G$ نیز نشان‌دهنده پایه پولی است.

پایه پولی (ترازنامه بانک مرکزی) به صورت رابطه (۳۱) تعریف می شود که در آن DC_t اعتبارات داخلی و FR_t ذخایر خارجی (خالص دارایی‌های خارجی) بانک مرکزی است. در این راستا، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در مجموع اعتبارات داخلی را تشکیل می‌دهد. فرض می‌شود انباشت دارایی های خارجی حقیقی بانک‌مرکزی از رابطه (۳۲) تبعیت می‌کند. معادلات براساس مقادیر حقیقی متغیر به صورت زیرند:

$${m^G}_t = dc_t + fr_t \qquad (۳۱)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega or_t \qquad (۳۲)$$

در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به میزان درآمدهای حاصل از فروش نفت (or_t) توسط دولت بستگی دارد. به عبارت دیگر، فرض بر این است که دولت $\omega \in (0,1)$ درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و $1-\omega$ درصد از آن را در صندوق توسعه ملی نگه می‌دارد. بنابراین، تصمیم‌گیری در مورد نحوه خرج‌کردن درآمدهای نفتی جدید توسط پارامتر ω مشخص می‌شود. درنتیجه، موجودی حقیقی صندوق نیز از فرآیند معادله (۳۳) تبعیت می‌کند که در آن $1-\omega$ درصد از درآمد نفت در هر دوره به این صندوق واریز می‌شود.

$$ndf_t = \frac{ndf_{t-1}}{\pi_t} + (1-\omega)or_t \qquad (۳۳)$$

همچنین، فرض می‌شود درآمدهای نفتی از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول نظیر رابطه (۳۴) پیروی می‌کند.

$$or_t = or_{t-1}^{\rho_{or}} \, exp(e_{or_t}) \qquad (۳۴)$$

در خصوص قاعده سیاست پولی، مبنای ارائه این قاعده سیاستی، درک این واقعیت است که یک سیاست پولی مناسب باید هم نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی و هم تورم، حساس باشد و نرخ بهره باید به عنوان یک ابزار سیاستی کلیدی قابل تعدیل و انعطاف‌پذیر باشد (اکرمی و مهدی‌زاده، ۱۳۸۳). در این راستا در اکثر مطالعات خارجی از قاعده تیلور (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. بر اساس این قاعده، مقام پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی، به عنوان یک ابزار سیاستی و با توجه به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود، تصمیمات مقتضی را اتخاذ می‌کند. بررسی‌های تجربی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی در خصوص تورم یا رشد اقتصادی در سیاست‌های پولی وجود نداشته است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱).

به لحاظ دستوری بودن تعیین نرخ بهره در اقتصاد ایران، به منظور شبیه سازی این قاعده باید تغییرات نقدینگی را مبنای سیاست‌گذاری قرار دهیم. نرخ رشد نقدینگی (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹) به عنوان ابزار سیاست پولی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. با توجه به شرایط تصریح شده در این مطالعه نیز "کنترل رشد نقدینگی" به عنوان هدف سیاست پولی در نظر گرفته شده است. در واقع تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد نقدینگی را به نحوی تعیین می‌کند که به دو هدف خود، یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف، دست یابد. اما بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی ندارد که برای عموم اعلام شود. با این حال به دلیل وجود هدف‌گذاری در برنامه‌های توسعه، سیاست‌گذاران همیشه سعی می‌کنند تا هدفی ضمنی را دنبال کنند. بر این اساس در تابع عکس‌العملی که در اینجا معرفی می‌کنیم، فرض می‌شود که تورم هدف یک متغیر غیرقابل مشاهده است که تنها در اختیار سیاست‌گذاران بوده و سایر کارگزاران اقتصادی اطلاعی از آن ندارند. فرض می‌شود که این تورم هدف ضمنی از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول به صورت زیر تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل (ρ_{π^*}) نزدیک به یک است. بنابراین امید ریاضی شرطی تورم هدف در دورهٔ t بسیار نزدیک به امید ریاضی تورم هدف در دورهٔ گذشته است. دلیل اعمال این فرض، آن است که سیاست‌گذار پولی سعی می‌کند تا به طور متوسط، تورم هدف را در طول زمان ثابت نگه دارد؛ اما

گاهی اوقات در رسیدن به این هدف ناکام می‌ماند. با توجه به این توضیحات، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به صورت غیرخطی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\left(\frac{mb_t}{\overline{mb}}\right) = \left(\frac{mb_{t-1}}{\overline{mb}}\right)^{\rho_{mb}} \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{\lambda_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\lambda_y} exp(v_t) \quad (۳۵)$$

$$\pi_t^* = (\pi_{t-1}^*)^{\rho_{\pi^*}} exp(e_{\pi_t^*}) \quad (۳۶)$$

که در آن mb_t رشد نقدینگی ($\overline{mb}$ وضعیت پایدار mb_t) است که از رابطه (۳۷) بدست می‌آید (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱):

$$mb_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{P_t m_t}{P_{t-1} m_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} . \pi_t \quad (۳۷)$$

در ادامه فرض می‌شود که مخارج دولت نیز از فرآیند خودرگرسیو تبعیت می‌کند:

$$G_t = G_{t-1}^{\rho_G} exp(e_{G_t}) \rho_G \in (-1,1) e_G \approx N(0, \sigma_G^2) \quad (۳۸)$$

۳-۵- شرط تسویه بازار

برای تعادل در بازار کالا باید عرضه کل با تقاضای کل (جمع مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولت) برابر باشد.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\phi_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1\right)^2 Y_t \quad (۳۹)$$

از سوی دیگر، برای نقدینگی موجود در اقتصاد یک شرط تسویه در نظر گرفته شده است که در آن، کل نقدینگی m_t موجود در اقتصاد از مجموع نقدینگی موجود در دست خانوار m_t^h و سپرده d_t بدست می‌آید.

$$m_t = m_t^h + d_t \quad (۴۰)$$

٤- کالیبراسیون و برآورد مدل

برای برآورد پارامترهای این مدل از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. با استفاده از این الگوریتم، ۵ زنجیره موازی با حجم ۵۰۰۰۰۰ برای بدست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود. از آن‌جا که پنج تکانه ساختاری در مدل وجود دارد، حداکثر امکان استفاده از پنج متغیر قابل مشاهده برای برآورد مدل وجود دارد که در این تحقیق از چهار متغیر قابل مشاهده، شامل تولید، هزینه‌های دولت، درآمدهای نفتی و مخارج مصرفی بخش خصوصی استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های فصلی متغیرهای مذکور طی سال‌های

۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. همچنین، لازم به ذکر است همان‌طور که پیش‌تر نیز بدان اشاره شد در این مقاله دو سناریو طراحی و نتایج این دو سناریو مورد مقایسه قرار می‌گیرد:

- سناریوی اول: لاندا (ضریب ریسک سیستمیک) مساوی یک؛ حد بالای وجود بحران بانکی
- و سناریوی دوم: لاندا (ضریب ریسک سیستمیک) مساوی صفر؛ عدم وجود بحران بانکی.

قبل از برآورد پارامترها، باید پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند مشخص شده و مقدار آن‌ها کالیبره شود. برخی از پارامترها از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها استخراج می‌شوند ودر نتیجه نیازی به برآورد آن‌ها وجود ندارد. از جمله این پارامترها می‌توان به نرخ استهلاک سرمایه اشاره کرد. بر اساس قاعده حرکت سرمایه داریم: $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$

این رابطه در وضعیت پایدار به صورت زیر خواهد بود:

$$\bar{K} = \bar{I} + (1-\delta)\bar{K}$$
$$\delta\bar{K} = \bar{I}$$
$$\delta = \frac{\bar{I}}{\bar{K}}$$

بنابراین با فرض اینکه میانگین سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه بیانگر مقدار وضعیت پایدار این متغیرها باشند، می‌توان به نرخ استهلاک سرمایه خصوصی دست یافت. همچنین در صورت وجود برآورد پارامتری در مطالعات انجام‌شده قبلی، آن برآورد به عنوان اطلاعات اولیه پارامتر لحاظ می‌شود. چنان‌چه هیچ‌کدام از این دو روش قابل اعمال نباشد، حدس پژوهشگر درباره پارامتر به عنوان اطلاعات اولیه لحاظ می‌شود. در ادامه برای اینکه نشان داده شود که کدامیک از پارامترها قابل برآورد هستند از دستور شناسایی[1] استفاده می‌شود. به دلیل عدم شناسایی بعضی از پارامترها برآورد نشده که در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱: پارامترهای کالیبره شده مدل

پارامتر	توضیحات	مقادیر کالیبره شده	منبع
ψ_m	عکس کشش تقاضای پول	۰/۲۴	بهرامی و رافعی (۱۳۹۳)
ROA	نرخ بازدهی دارایی‌های بانک‌های فعال در بورس	۰/۱۲	محاسبات تحقیق
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴	محاسبات تحقیق
α^b	نرخ بازپرداخت وام‌های اعطایی	۰/۹۲	محاسبات تحقیق
ω	درصد فروش مستقیم درآمدهای نفتی به بانک مرکزی	۰/۸	توکلیان (۱۳۹۴)
λ	ضریب ریسک سیستمیک	۱	سناریوی اول
		۰	سناریوی دوم

منبع: نتایج پژوهش

[1]. Identification

برای برآورد نیز ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[1] که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود، تعیین شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزین پارامترها را برآورد کرد. توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها و انحراف معیار آنان (یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[2]) در جدول ۲ ارائه شده‌اند. در این جدول چگالی پیشین برای هر پارامتر بر پایه ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های چگالی مورد نظر انتخاب شده است. برای مثال چگالی بتا، چگالی است که با سه پارامتر میانگین، انحراف معیار، حد پایین و حد بالا مشخص می‌شود. بنابراین، برای برآورد پارامترهایی که در بازه خاصی از اعداد قرار می‌گیرند بهتر است از این چگالی استفاده شود.

در ادامه، در شکل ۱ آزمون تشخیصی MCMC بروکز و گلمن برای کلیه پارامترها ارائه شده است؛ جهت بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش MCMC از دو آزمون تشخیصی استفاده می‌شود. بر اساس این آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به اینکه آزمون چندمتغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای که تحت آزمون چند متغیره بروکز و گلمن انجام شده است نیز به مقدار ثابتی همگرا شدند می‌توان گفت نتایج برآورد رویکرد بیزی با استفاده از روش MCMC از صحت خوبی برخوردار هستند.

جدول ۲: برآورد پارامترهای مدل

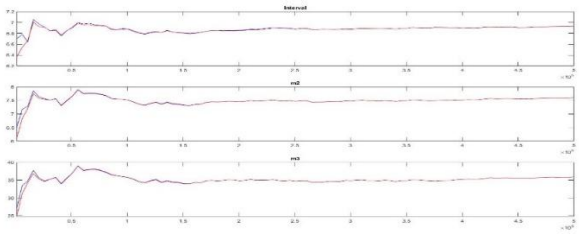
پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد سناریوی لاندا مسای یک	برآورد سناریوی لاندا مسای صفر
θ	کشش جانشینی محصولات بنگاه‌های مختلف	گاما	۵/۸۳ (۰/۰۵)	۵/۷۹۹۸ (۰/۰۰۵۰)	۵/۷۹۵۲ (۰/۰۴۶۷)
φp	هزینه تعدیل قیمت	گاما	۳/۱۵ (۰/۰۵)	۳/۲۸۱۶ (۰/۰۰۰۷)	۳/۱۶۵۳ (۰/۰۴۷۲)
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	۰/۹۶۲۲ (۰/۰۱)	۰/۹۸۵۸ (۰/۰۰۱۱)	۰/۹۸۸۳ (۰/۰۰۲۸)
α	سهم سرمایه خصوصی در تولید	بتا	۰/۴۲ (۰/۰۲)	۰/۲۹۸۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۲۹۸۱ (۰/۰۰۷۲)
λπ	ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی	نرمال	-۱/۰۷ (۰/۰۵)	-۱/۰۶۱۶ (۰/۰۰۰۹)	-۱/۰۷۲۸ (۰/۰۵۰۸)
λy	ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی	نرمال	-۲/۳۵ (۰/۱۷)	-۲/۳۵۰۶ (۰/۰۰۵۲)	-۲/۶۶۹۹ (۰/۱۶۵۹)

[1]. Prior
[2]. Posterior

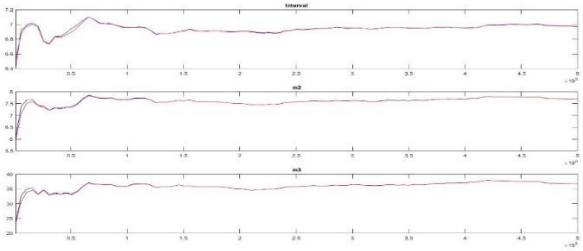
پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد سناریوی لاندا مساوی یک	برآورد سناریوی لاندا مساوی صفر
$A\rho$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تکنولوژی	بتا	۰/۹ (۰/۰۵)	۰/۹۹۳۴ (۰/۰۰۰۱)	۰/۹۹۴۶ (۰/۰۰۴۲)
ρG	ضریب فرآیند خودرگرسیون مخارج دولت	بتا	۰/۸ (۰/۱)	۰/۶۸۴۰ (۰/۰۱۴۴)	۰/۷۶۱۲ (۰/۰۵۹۱)
ρor	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه درآمدهای نفتی	بتا	۰/۸ (۰/۱)	۰/۸۷۷۰ (۰/۰۲۰۴)	۰/۸۷۲۳ (۰/۰۴۷۷)
ρmb	ضریب فرآیند خودرگرسیون رشد پول در تابع واکنش پولی	بتا	۰/۵ (۰/۰۵)	۰/۵۶۷۰ (۰/۰۰۳۸)	۰/۶۵۷۹ (۰/۰۴۰۱)
ψn	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۴/۷۷ (۰/۰۵)	۴/۷۶۴۹ (۰/۰۰۲۱)	۴/۷۶۵۹ (۰/۰۴۶۷)
Ψm	عکس کشش تقاضای پول	گاما	۰/۲۴ (۰/۰۵)	۰/۲۲۲۶ (۰/۰۰۲۷)	۰/۲۴۳۳ (۰/۰۳۷۶)
$\varphi_{M^b}^{\pi}$	ضریب تورم در نقدینگی بانک	نرمال	۰/۰۰۲ (۰/۱)	۰/۰۹۷۷ (۰/۰۰۱۴)	۰/۰۱۰۱ (۰/۱۰۲۱)
$\varphi_{M^b}^{Y}$	ضریب تولید در نقدینگی بانک	نرمال	۰/۱۹ (۰/۱)	۰/۱۸۰۶ (۰/۰۱۰۲)	۰/۰۳۲۹ (۰/۰۷۸۹)
$\nu\sigma$	انحراف معیار تکانه سیاست پولی	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۳/۳۱۳۵ (۰/۱۱۷۹)	۵/۹۷۴۱ (۰/۶۳۵۹)

منبع: نتایج پژوهش

سناریوی یک: لاندا مساوی یک



سناریوی دو: لاندا مساوی صفر



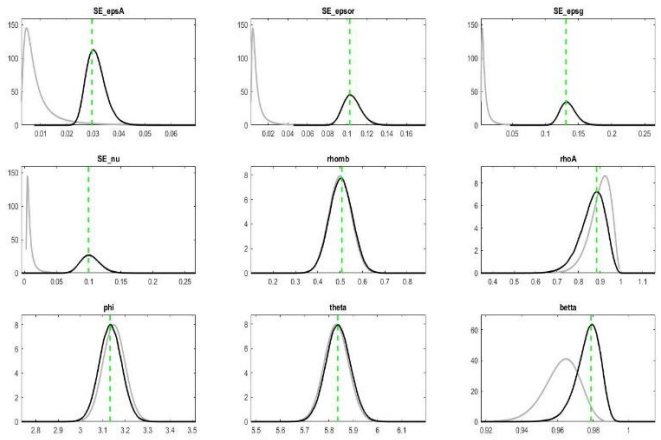
شکل ۱: آزمون تشخیصی MCMC بروکر و گلمن

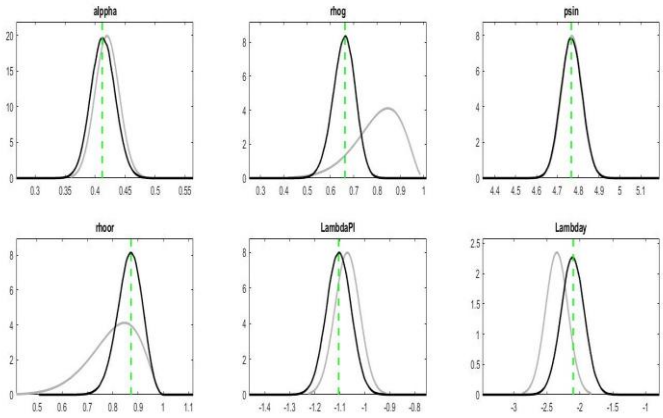
منبع: نتایج پژوهش

چگالی پیشین پارامترها به همراه چگالی پسین برآوردشده آن‌ها بر پایه الگوریتم متروپولیس- هستینگز در شکل ۲ گزارش شده است. انطباق چگالی پیشین و چگالی پسین به این معنی است که برآوردهای مدل با برآورد مطالعات پیشین همسو بوده است. در سناریوی اول، تخمین مدل مقاله، اطلاعات جدیدی را در مورد اقتصاد ایران در مقایسه با مطالعات پیشین که بحران بانکی را لحاظ ننمودند، ارائه می‌کند.

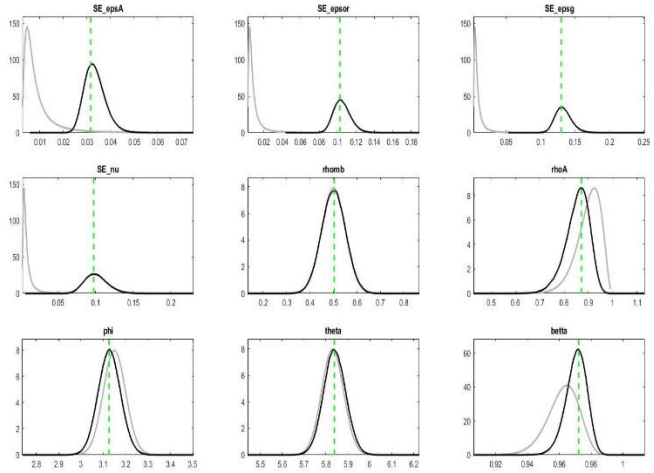
در سناریوی دوم که سناریوی عدم وجود بحران است بر اساس آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به اینکه آزمون چند متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند، می‌توان گفت نتایج برآورد رویکردی بیزی در مدل این مقاله با مطالعات پیشین همسو است. بنابراین، لحاظ بحران بانکی می‌تواند تاثیرات ویژه‌ای در اقتصاد و واکنش متغیرها داشته باشد.

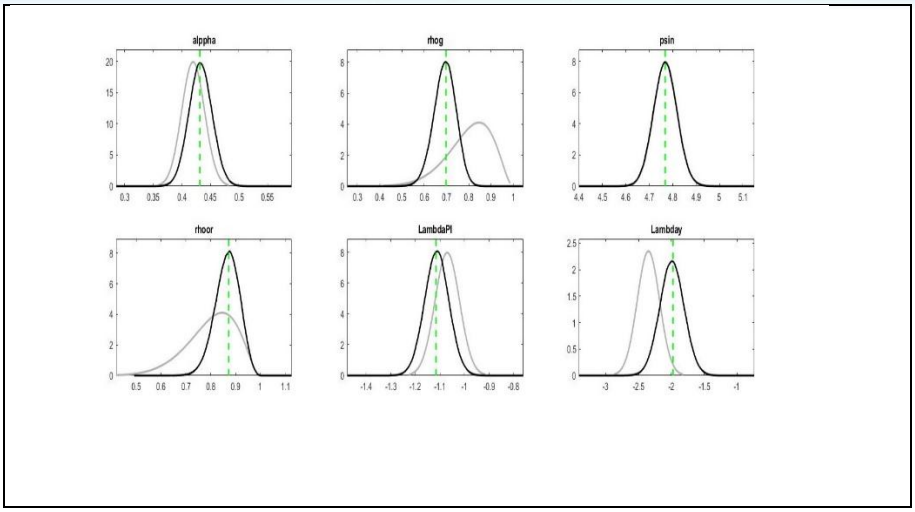
سناریوی یک: لاندا مساوی یک





سناریوی دو: لاندا مساوی صفر





شکل ۲: چگالی پیشین و چگالی پسین پارامترها بر پایه الگوریتم متروپولیس- هستینگز

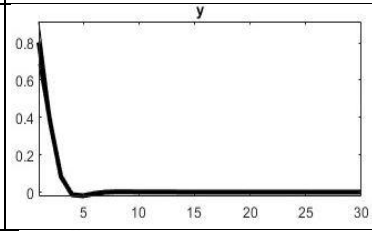
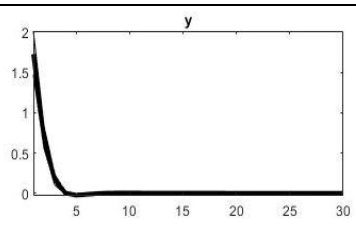
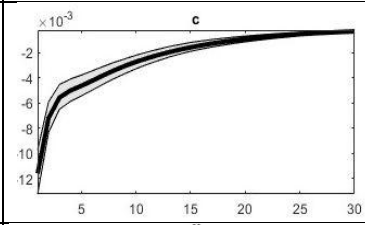
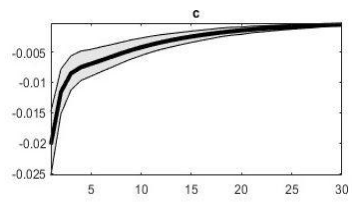
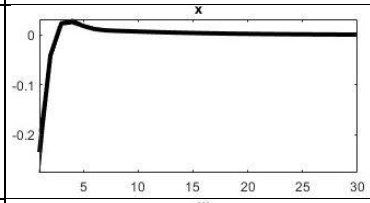
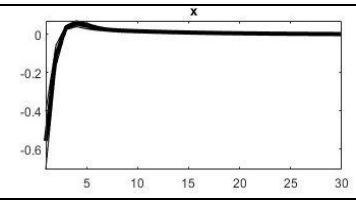
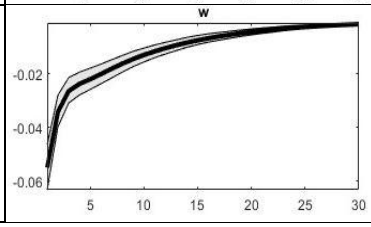
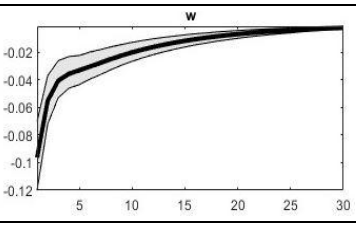
منبع: نتایج پژوهش

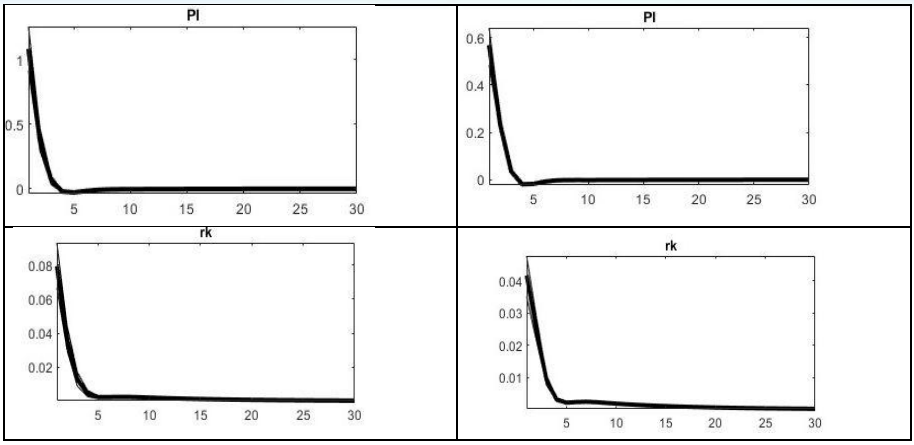
در ادامه، نمودارهای توابع واکنش آنی[1] با وارد کردن تکانه پولی به میزان یک انحراف معیار بر متغیرهای درون‌زای مدل بررسی می‌شود. در واقع این توابع رفتار پویای متغیرهای درون‌زای الگو را در طول زمان نشان می‌دهند. اگرچه همان‌طور که در ادامه مشاهده می‌شود، توابع واکنش آنی شش متغیر کلان اقتصادی یعنی تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، تورم، دستمزد حقیقی و نرخ اجاره سرمایه پس از بروز تکانه‌ها مورد بحث قرار می‌گیرند.

همان‌طور که عنوان شد شکل (۳)، توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه پولی به اندازهٔ یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. با واردشدن یک شوک پولی به اقتصاد، تولید و تورم واکنشی مشابه داشته و در کوتاه‌مدت افزایش یافته و اثرات این تکانه پس از ۲ دوره از بین خواهد رفت که نتایج مقالات فطرس و همکاران (۱۳۹۴)، نبوی و احسانی (۱۳۹۶) و صدیقی و همکاران (۲۰۲۱) نیز مشابه این مطالعه بوده است. واکنش دستمزد حقیقی و مصرف نسبت به این تکانه در کوتاه‌مدت منفی بوده و پس از گذشت چندین دوره، اثرات این تکانه خنثی خواهد شد. با کاهش دستمزد حقیقی، قدرت خرید عموم کاهش یافته و تا زمان تعدیل دستمزد حقیقی، مصرف به سطح قبلی بر نخواهد گشت. همچنین، واکنش نرخ اجاره سرمایه و سرمایه‌گذاری نسبت به این تکانه در

[1]. Impulse Response Functions (IRF)

کوتاه‌مدت به ترتیب مثبت و منفی اســت. در زمان بروز تورم، نرخ بهره حقیقی و در نتیجه، هزینه سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت که موجب کاهش سرمایه‌گذاری خواهد شد که نتایج مطالعه منظور و تقی پور (۱۳۹۵) نیز مشـابه این مطالعه بوده اسـت. لازم به ذکر اسـت که این اثر پس از ۵ دوره خنثی خواهد شد. بنابراین، با توجه به تاثیر تکانه پولی بر متغیرهای حقیقی، فرضیه خنثی‌بودن پول در اقتصاد کشور، حداقل در کوتاه‌مدت پذیرفته نمی‌شود و اثرات تکانه‌های پولی در برخی از متغیرها تا بلندمدت نیز باقی می‌ماند.

سناریوی اول	سناریوی دوم
	
	
	
	



شکل ۳: توابع واکنش متغیرهای کلان به تکانه پولی

منبع: نتایج پژوهش

نتایج مذکور در هر دو سناریو از نظر جهت کاملا شبیه یکدیگرند ولی از نظر اندازه اثر و میزان واکنش متغیر، در این دو سناریو تفاوت‌هایی مشاهده می‌شود که در صورت وجود و عدم وجود بحران بانکی، این تفاوت‌ها قابل توجه هستند و شدت واکنش متغیرهای درون‌زای مدل در صورت وجود بحران نسبت به حالت عدم وجود بحران، کاهش می‌یابد. بحران بانکی با ایجاد اصطکاکات در ساختار بانکی موجب کاهش قدرت بانک‌ها در ایفای نقش واسطه مالی در ساختار اقتصاد شده و از این طریق، موجب کندی مکانیزم تاثیرگذاری تکانه‌ها بر متغیرهای کلان خواهد شد. لذا، با لحاظ قید ریسک سیستمیک در مدل‌سازی، قدرت تاثیرگذاری تکانه‌های پولی که توسط مقام پولی جهت اثرگذاری بر اقتصاد اعمال می شود، کاهش می‌یابد. وقوع بحران بانکی در ساختار اقتصادی یک کشور موجب بروز اصطکاکاتی در حوزه تامین مالی می‌شود که قدرت وام‌دهی نظام بانکی را کاسته و لذا، نقش اصلی نظام بانکی با اختلال مواجه خواهد شد. از این رو، شماری از بنگاه‌ها به واسطه کاهش منابع در دسترس و افزایش نرخ تسهیلات از دریافت تسهیلات محروم خواهند شد. با بروز این پدیده، توان تولید و تامین هزینه‌های تولید بنگاه‌های مذکور کاسته شده و به تبع آن، سطح تولید در کل اقتصاد کاهش خواهد یافت. بنابراین، همان‌طور که از نتایج نیز مشخص است لحاظ بحران بانکی در مدل سازی به نوعی لحاظ اصطکاکات بازار پول در نظام اقتصادی است که موجب کاهش اثرگذاری تکانه‌های پولی خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که مقدار اولیه متغیر تولید در صورت بروز تکانه پولی در وضعیت وجود بحران ۰/۰۷ واحد و در

وضـعیت عدم وجود بحران ۰/۰۸ واحد اسـت. بنابراین، بحران بانکی موجب عدم تعدیلاتی در اقتصـاد می‌شـود که در بلندمدت می‌تواند موجب شـکسـت نظام بازار و بروز تکانه‌ها و بحران‌های شدیدتری در اقتصاد شود.

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه یک مدل تعادل عمومی پویای تصـادفی برای اقتصـاد باز کوچک با لحاظ صادرات نفت برای اقتصاد ایران در چارچوب مکتب کینزی جدید تبیین شده است که در آن به بررسـی اثر تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصـادی در چارچوب بحران بانکی پرداخته شـده اسـت. ویژگی کلیدی مدل این اسـت که تصـمیمات اشـتغال و تولید توسـط بنگاه‌ها، و تصـمیمات مصرف و عرضه نیروی کار توسط خانوارها گرفته می‌شود قبل از اینکه کالاها تولید و مبادله شوند و قبل از اینکه قیمت‌های تسـویه بازار محقق شـوند. در بخش بنگاه‌های تولیدکننده نهاده واسـط فرض شد تمامی منابع بنگاه از تسهیلات تامین شود و حضور بحران، هزینه دریافت تسهیلات را افزایش دهد. همچنین فرض شـد وجود بحران، منابع قابل وام‌دادن بانک‌های تجاری را محدود می‌نماید که از این ناحیه قیمت وام‌های دریافتی به دلیل کمبود منابع افزایش خواهد یافت. بنابراین؛ در این مقاله جهت لحاظ بحران بانکی از ضریب لاندا که نوعی ریسک سیستمیک است در قالب دو سناریو استفاده شده است. لذا، پس از بررسی اثرات تکانه پولی، نتایج حاکی از آن است که تولید و تورم در ابتدا واکنش مثبت دارد و پس از دو دوره اثرات این تکانه از بین خواهد رفت. دستمزد حقیقی و مصرف در ابتدا واکنش منفی دارد و در بلندمدت به صورت کاملا هموار، اثرات این تکانه خنثی خواهد شـد؛ به طوری که مصـرف و دسـتمزد نیازمند زمان بیشـتری برای تعدیل با شرایط اقتصادی هستند. همچنین، نرخ اجازه سرمایه در ابتدا واکنش مثبت نشان داده و در بلندمدت اثر این تکانه از بین خواهد رفت. از سـویی دیگر، سـرمایه‌گذاری به عنوان تابعی از نرخ اجاره سـرمایه، در ابتدا کاهش یافته و سـپس با کاهش نرخ اجاره سـرمایه، افزایش می‌یابد و اثرات تکانه خنثی خواهد شد. با توجه به نتایج حاصله، خنثایی پول حداقل در کوتاه‌مدت منتفی خواهد بود.

بحران بانکی موجب کندتر شدن و تضعیف تاثیرات تکانه‌های مثبت بر تولید خواهد شد که مطابق با نتیجه چنارانی و همکاران (۱۴۰۲) است. از طرفی حضور بحران بانکی موجب کندتر شدن و تضعیف واکنش متغیرها به تکانه پولی خواهد شد که این نتیجه با نتیجه مقاله مزبور تفاوت دارد.

با توجه به نتایج تحقیق، می‌توان به سوالات تحقیق که در ابتدا مطرح شده بودند این‌گونه پاسخ داد که:

- ✓ بحران‌های بانکی بر اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تاثیر معنی‌داری دارد؛ همان‌طور که از نتایج مشخص است شدت اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرها در زمان بحران متفاوت است.
- ✓ در زمان بروز تکانه پولی، بحران بانکی اثرات آن را کاهش خواهد داد؛ این نتیجه با توجه به تضعیف میزان اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرها بدست آمده است.

با توجه به نتایج حاصله به عنوان یک نتیجه کلی می‌توان عنوان نمود که در شرایط بحران بانکی، تاثیرات تکانه‌ها و سیاست‌های پولی متفاوت از شرایط عدم وجود بحران بانکی است. شرایط بحرانی در نظام بانکی موجب متفاوت شدن اندازه تاثیرگذاری سیاست‌ها و تکانه‌ها می‌شود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی یا دولت در تعیین قاعده سیاستی و قبل از اجرای تصمیمات اقتصادی وضعیت نظام بانکی را از منظر سلامت نظام بانکی در نظر بگیرند.

References

Abbasi Nejad, H., Barkhordari Dorabash, S., & Esfahani, P. (2023). Investigating the Effects of Productivity Shock on Nominal Prices of the Economy in the Banking Crisis. *Econometric Modeling*, **8**(3). (In Persian)

Acharya, V. V., & Yorulmazer, T. (2007). Too Many to Fail: An Analysis of Time-Inconsistency in Bank Closure Policies. *Journal of Financial Intermediation*, **16**(1): 1-31.

Ackermann, F. Eden, C., Williams, T., & Howick, S. (2007). Systemic Risk Assessment: A Case Study. *Journal of the Operational Research Society*, **58**: 39-51.

Agénor, P. R. Alper, K. & Da Silva, L. P. (2012). Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections. *Journal of Macroeconomics*, **34**(3): 687-705.

Agénor, P. R., Bratsiotis, G. J., & Pfajfar, D. (2014). Credit Frictions, Collateral, and the Cyclical Behavior of the Finance Premium. *Macroeconomic Dynamics*, **18**(5): 985-997.

Ahmadzadeh, A., Heydari, H., & Zulfiqari, M. (2011). An Analysis of the Recent Financial Crisis and Its Effect on Iran's Oil Economy. *Economic Magazine: Monthly Review of Economic Issues and Policies*, (6 & 7): 29-46. (In Persian)

Akrami, A., & Mahdizadeh, S., (2004). Considerations about Bank Interest Rates in Iran. *Process*, (42 & 43): 20-47. (In Persian).

Alcidi, C., D'Imperio, P., & Thirion, G. (2023). Risk-Sharing and Consumption-Smoothing Patterns in the US and the Euro Area: A Comprehensive Comparison. *Structural Change and Economic Dynamics*, **64**: 58-69.

Asayesh, K., Fallah Shams, M. F., Jahangirnia, H., & Gholami Jamkarani, R. (2019). Explaining The Systemic Risk Model Using the Final Expected Loss Criterion in Banks Accepted in the Tehran Stock Exchange. *Program and Budget Scientific Research Quarterly*, **25**(2): 115-138. (In Persian)

Barro, R. J. (2001). Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis. *Working Paper*, No.8330.

Belkhir, M., Ben Naceur, S. Candelon, B. Choi, W. G. & Mugrabi, F. (2023). Macroprudential Policy and Bank Systemic Risk: Does Inflation Targeting Matter?. *International Monetary Fund*, 4474631.

Benhabib, J., Wang, P., & Wen, Y. (2015). Sentiments and Aggregate Demand Fluctuations. *Econometrica*, **83**(2): 549-585.

Bordo, M., Eichengreen, B. Klingebiel, D., & Martinez-Peria, M. S. (2001). Is the Crisis Problem Growing More Severe? *Economic Policy*, **16**(32): 52-82.

Brunnermeier, M., K. Gorton, G., & Krishnamurthy, A. (2012). Risk Topography. *NBER Macroeconomics Annual*, **1**(26): 149-176.

Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2016). The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. *European Economic Review*, **88**: 185-207.

Chenarani, H., Yavari, K., Heydari, H., & Sharifzadeh, M. J. (2023). Banking Crisis on Macroeconomic Variables in the Framework of Stochastic Dynamic General Equilibrium Model. *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, **12**(46): 9-38. (In Persian)

Danesh Jafari, D., Mohammadi, T., Betshakan, M. H., & Pashazadeh, H. (2016). Investigating the Systemic Risk of Selected Banks in the Banking System in Iran Using the Dynamic Conditional Correlation (DCC) Method. *Banking Monetary Research Quarterly*, **10**(33): 457-479. (In Persian)

Dargahi, H., & Sharbat Oghli, R. (2010). Determining the Basis of Monetary Policy in the Conditions of Stable Inflation of the Iranian Economy Using the Optimal Control Method. *Journal of Economic Research*, **45**(93): 1-27. (In Persian)

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing Early Warning Systems for Banking Crises. *Journal of Financial stability*, **4**(2): 89-120.

De Bandt, O., & Hartmann, P. (2000). Systemic Risk: A Survey. *Available at SSRN 258430*.

De Bandt, O., Hartmann, P., & Peydró, J. L. (2002). Systemic Risk in Banking. *In the Oxford Handbook of Banking*.

De Resende, C., & Rebei, N. (2008). The Welfare Implications of Fiscal Dominance. *Bank of Canada*, No. 28.

De Walque, G., Pierrard, O., & Rouabah, A. (2010). Financial (In) Stability, Supervision and Liquidity Injections: A Dynamic General Equilibrium Approach. *The Economic Journal*, **120**(549): 1234-1261.

Dib, A. (2003). An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. *The Canadian Journal of Economics*, **34**(4): 949-972.

Domac, I. & Ferri, G. (1998). The Real Impact of Financial Shocks: Evidence from Korea. *World Bank Publications*, No. 2010.

Fadaei Vahed, M., Dehghan Dehnavi, M. A., Diwandari, A., & Amiri, M. (2019). Investigating The Impact of Banks' Risk and Competitive Indicators on Systemic Risk with the Final Expected Loss (MES) Approach Using the GMM Model. *Scientific Research Quarterly Journal of Investment Knowledge*, **9**(36): 317-334. (In Persian)

Fallahi, S., & Rahmani, T. (2018). Identifying the Role of Financial Impulses in the Fluctuations of Iran's Economy (Using the Symbolic Limit Approach and Bayesian Estimation). *Planning and Budgeting Scientific Research Quarterly*, **23**(4): 3-35. (In Persian)

Fernandez-Villaverde, J., & Rubio-Ramirez, J. F. (2006). A Baseline DSGE Model. Unpublished Manuscript. *Available at http://economics. sas. upenn. edu/~ jesusfv/benchmark_DSGE. Pdf*.

Fitras, M. H., Tavakoliyan, H., & Maboudi, R. (2014). The Impact of Monetary and Financial Shocks on Macroeconomic Variables: New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach 2012-2021. *Economic Growth and Development Research*, **4**(19): 73-94. (In Persian)

Furlanetto, F., Ravazzolo, F., & Sarferaz, S. (2019). Identification of Financial Factors in Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, **129**(617): 311-337.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. (2011). Credit and Banking in A DSGE Model of the Euro Area, *Journal of Money, Credit and Banking, Supplement*, 42(6): 107-141.

Gholami, A., & Abbasi-Nejad, H. (2017). Modeling the Application of Value Added Tax on Banking Services in The Framework of the Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Iran. *Journal of Economic Research*, **53**(3): 619-645. (In Persian)

Guerrieri, L., Iacoviello, M. M., Covas, F. Driscoll, J. C., Jahan-Parvar, M. R., Kiley, M. T., & Sim, J. (2019). Macroeconomic Effects of Banking Sector Losses Across Structural Models. *Availabe in papers.ssrn.com*.

He, Zh. & Krishnamurthy, A. (2019). A Macroeconomic Framework for Quantifying Systemic Risk. *American Economic Journal: Macroeconomics*, **11**(4): 1-37.

Hematyar, H. (2012). The Effects of the West Global Economic Crisis on Developing Countries. *The First International Conference of Political Epic (With an Approach on Middle East Developments) and Economic Epic (With an Approach on Management and Accounting).* (In Persian)

Hristov, N. & Hülsewig, O. (2017). Unexpected Loan Losses and Bank Capital in an Estimated DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Macroeconomics*, **54**: 161-186.

Ireland, P. N. (1997). A Small, Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation. *Cornegie-Rochester Conference Series on Pubic Policy*, **47**: 83-108.

Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading Indicators of Currency Crises. *Staff Papers*, **45**(1): 1-4.

Kleinow, J., & Nell, T. (2015). Determinants of Systemically Important Banks: The Case of Europe. *Journal of Financial Economic Policy*, **7**(4): 446-476.

Komeijani, A., & Tavakoliyan, H. (2011). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Target Inflation in the Form of a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy. *Economic Modeling Research*, **8**(2): 87-117. (In Persian)

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). Systemic Banking Crises Database. *IMF Economic Review*, **61**(2): 225-270.

Laeven, M. L., & Valencia, M. F. (2018). Systemic Banking Crises Revisited. *International Monetary Fund*.

Lee, J. W., & Rhee, C. (2000). Macroeconomic Impacts of the Korean Financial Crisis: Comparison with the Cross-Country Patterns. *Available at SSRN 312949*.

Lin, E. M., Sun, E. W., & Yu, M. T. (2018). Systemic Risk, Financial Markets, and Performance of Financial Institutions. *Annuals of Operations Research*, **262**: 579-603.

Loayza, N. V., & Ranciere, R. (2006). Financial Development, Financial Fragility, and Growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1051-1076.

Manzoor, D., & Taghipour, A. (2015). Analyzing the Effects of Monetary Impulses and Government Financial Expenditures in Iran Using the Stochastic Dynamic General Equilibrium Model. *Journal of Economic Research*: **51**(4): 977-1001. (In Persian)

Martinez-Miera, D., & Suarez, J. (2012). A Macroeconomic Model of Endogenous Systemic Risk Taking. *Availabe at www.SSRN.com.*

Mohammadi, H. (2011). Analysis of the Effect of the Global Financial Crisis on Iran's Agricultural Exports. *Agricultural Economics Quarterly*, **5**(3): 169-191. (In Persian)

Moore, T., & Mirzaei, A. (2016). The Impact of the Global Financial Crisis on Industry Growth. *The Manchester School*, **84**(2): 159-180.

Nabavi Larimi, M., & Ehsani, M. A. (2016). The Effect of Emotions and Aggregate Demand Fluctuations in Iran: A Perspective of the Stochastic Dynamic General Equilibrium Model. *Economic Strategy Quarterly*, **6**(20): 5-44. (In Persian)

Naderi, M. (2003). Financial Development, Financial Crises and Economic Growth. *Iranian Economic Research Quarterly*, **15**: 37-62. (In Persian)

Parveen, S., Ebrahimi, I., & Ahmadian, A. (2013). An Analysis on the Impact of Balance Sheet Impulses of the Banking System on Production and Inflation in Iran's Economy (Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach). *Journal of Economic Research*, **52**(14): 149-186. (In Persian)

Pesenti, P. A., & Tille, C. (2000). The Economics of Currency Crises and Contagion: An Introduction. *Economic Policy Review*, **6**(3).

Prieto, E., Eickmeier, S., & Marcellino, M. (2016). Time Variation in Macro-Financial Linkages. *Journal of Applied Econometrics*, **31**(7): 1215-1233.

Qureshi, N. (2015). The Need to Pay Attention to the Analysis of Financial Stability in Iran's Economy in Order to Promote a Resilient Economy. *Trend Quarterly*, **23**(75): 87-112. (In Persian)

Rotemberg, J. J. (1982). Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy*, **90**(6): 1187-1211.

Sargent, T. J. (1993). *Bounded Rationality in Macroeconomics*, Oxford University Press.

Sarzaim, A. (2016). Typology of Financial Crises with an Emphasis on Banking Crises. *Financial and Economic Policy Quarterly*, **5**(18): 187-208. (In Persian)

Segoviano Basurto, M. & Goodhart, C. (2009). Banking Stability Measures. *Availabe at www. SSRN.com.*

Seraj, M., Tehrani, R., & Falahpour, S. (2019). Evaluating the Effect of Contagion Risk on the Performance of Iran's Macroeconomics and Identifying Banks that Are Connected to Failure (TCTF). *Bi-Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, **1**(13): 153-175. (In Persian)

Shafiei, S., & Sabouri Deilmi, M. H. (2009). Investigating the Effectiveness of Iran's Macroeconomic Variables from the Global Financial Crisis. *Business Reviews*, **39**: 2-17. (In Persian)

Skouralis, A. (2023). The Role of Systemic Risk Spillovers in the Transmission of Euro Area. *Open Economies Review*, 1-28.

So, M. K., Mak, A. S., & Chu, A. M. (2022). Assessing Systemic Risk in Financial Markets Using Dynamic Topic Networks. *Scientific Reports*, **12**(1): 210-289.

Soltani, S., Falihi, N. Mehrabiyan, A., & Amiri, H. (2021). Investigating the Effects of Monetary and Financial Shocks on the Key Macroeconomic Variables, Focusing on the Intermediary Role of Banks Using DSGE Models. *Journal of Money and Economy*, **16**(4): 477-500.

Taheri, M. (2019). Systemic Risk and Its Effect on Banking Stability. *Review of Iranian Economic Issues*, **2**(14): 225-241. (In Persian)

Tavakoliyan, H. (2011). Investigating the New Phillips Curve in the Form of a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Iran. *Journal of Economic Research*, **47**(3): 1-22. (In Persian)

Tavakoliyan, H. (2014). Optimal, Rule-Based and Discretionary Monetary Policy in Order to Achieve the Inflation Targets of the Five-Year Development Plans: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach. *Monetary and Banking Research*, **23**: 1-38. (In Persian)

Tehrani, R., Seraj, M., Forush Bastani, A., & Falahpour, S. (2019). Evaluating the Effect of Systemic Risk in the Banking Sector on the Performance of Iran's Macroeconomics. *Financial Research Quarterly*, **22**(3): 297-319. (In Persian)

Zair, A., & Shafiei, S. (2009). Investigating the Impact of the Global Financial Crisis on the Country's Tax Revenues. *Specialized Tax Quarterly*, **4**(52): 133-171. (In Persian)