https://danesh24.um.ac.ir

CC BY

Research Article

Vol. 29, No. 2, 2023, p. 1 - 32

OPEN ACCESS

Investigation of the Effect of Oil Price and Stock Market Shocks on Profitability of Banking System: Application of RDCGE Model

Z. Eskandari Poor[1], M. Esfandiari[2*], N. Dehmardeh[3], M. H. Fotros[4]

1- Ph. D Student in Economics, Department of Economics, University of Sistan & Baluchestan, Iran
2- Associate Professor, Department of Economics, University of Sistan & Baluchestan, Iran
3- Professor, Department of Economics, University of Sistan & Baluchestan, Iran
4- Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(*- Corresponding Author Email: m.esfandiari@eco.usb.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77234.1205

Received: 2022/06/18 Revised: 2022/10/04 Accepted: 2023/01/17 Available Online: 2023/01/17	**How to cite this article:** Eskandari Poor, Z.; Esfandiari[2], M., Dehmardeh, N. & Fotros, M. A. (2023). Investigation of the Effect of Oil Price and Stock Market Shocks on Profitability of Banking System: Application of RDCGE Model, *Journal of Quarterly Monetary & Financial Economics*, *29*(2): 1-32. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77234.1205

1- INTRODUCTION

The importance of the banking industry in ensuring permanent, sustainable, and continuing economic growth cannot be overstated. The banking sector, as a proliferating financial institution, plays an active part in a country's economic development. Banking has a strong influence on both industrial prosperity and stability. Banking is an important economic

provider. Islamic banking in many countries worldwide is recognized to be commonly used (Esmaeil et al, 2020).

Besides, in fact, the financial sector even provided a map for the expansion and advancement of the world economy. The stability and sustainability of the financial system became a national and international priority as a result of the globalization and financial integration. The stability of a nation's domestic financial system and its capacity to absorb volatility and protect investors were the key factors in determining how the capital moved both domestically and internationally (Hafidh and Burhan, 2021). Commercial banks in Iran needed to be more profit-oriented due to increased domestic and international competition for a stable and adaptable financial system.

Therefore, regard to the importance of this issue, in this research the effect of exchange rate, crude oil price, total stock price index and government budget on banking system of Iran trough the 12 scenarios based on response of banking system profitability to 2%, 5% and 10% shocks in mentioned variables, is studied. For this purpose, the required data gathered from social accounting matrix (SAM) related to the year 2011 and input-output table related to the year 2016. Also, for data analyzing the Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) and MATLAB software were applied.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

According to Ali and Puah (2018), nations with a robust banking sector were better able to withstand the financial crises, bounce back quickly, and lessen the damage they caused to their economies. Therefore, studying the

effective factors which make the banking system unstable such as crude oil price and stock market shocks is undeniable. On the other hand, crude oil is a key ingredient in the production process and hence their price volatility has discernible effects on the real economy. Given the dependence of oil exporting countries on these exports, the linkage between oil prices and bank performance and its impact on systematic stability is of primary concern to policy planners (Narayan and Gupta, 2015). In fact, given that economic activity is reliant on oil prices, higher oil revenue boosts government spending, which leads to abundant liquidity in the banking system and strong confidence in the private sector, resulting in higher deposits and credit in support of the growth of the non-oil sector. In addition, the relations of bank's profit with economic growth via financial sector development is well-established. Besides, the stock market development has significant impact on capital accumulation, productively and growth of banking sector. Bank's profitability is related to the challenging condition once its value of stock falls (Aayale et al, 2022). According to importance of this issues, the determination of shocks in exogenous variables such as crude oil price and stock market is essential for protecting banking system from undesirable fluctuations.

3- METHODOLOGY

In this research in order to investigate the effect of stock market and oil price shocks on profitability of banking system in Iran. the Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) model was applied. The computable general equilibrium (CGE) model employs real data reflecting economic activities to explore the reaction of economic systems

changes in policy and technology. The model contains necessary mathematical representations of an economy covering economic and behavioral operations of manufactures, suppliers, consumers, federal and local governments, investors, and exporters (Robson and Dixit, 2017). Particularly, an advantage of the dynamic CGE model is to admit a cross-period study and extend the field of study, and it has become an indispensable tool for policy analyses. In addition, the CGE method is used to the long-time adoption in analyzing national economic policies, which also increases popularity in analyzing local policies.

4- RESULTS & DISCUSSION

Results indicated that exchange rate and crude oil price have inverse effect and total stock price index and government budget have direct effect on banking system profitability. So that impose a positive shock to exchange rate equal to 2%, 5% and 10% will decrease the banking system profitability equal to 1.73%, 2.01% and 2.57%, respectively. Also, impose a positive shock to crude oil price equal to 2%, 5% and 10% will decrease the banking system profitability equal to 1.41%, 1.63% and 2.03%, respectively. In addition, impose a positive shock to total stock price index equal to 2%, 5% and 10% will increase the banking system profitability equal to 0.47%, 0.97% and 1.52%, respectively. Finally, impose a positive shock to government budget equal to 2%, 5% and 10% will increase the banking system profitability equal to 0.38%, 0.44% and 0.61%, respectively.

Keywords: Banking system profitability, Exchange rate, Crude oil price, Total stock price index, RDCGE model.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد پولی مالی، دوره جدید، سال بیست و نهم، شمارۀ ۲، پیاپی ۲۴، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی تأثیر شوک متغیّرهای کلان اقتصادی بر عملکرد سیستم بانکی کشور: کاربردی از الگوی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)

زهره اسکندری پور
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان
مرضیه اسفندیاری[۱]
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان
نظر دهمرده
استاد اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان
محمدحسن فطرس
استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان

نوع مقاله: پژوهشی https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77234.1205

چکیده

با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به بانک‌ها به‌عنوان مهم‌ترین منبع تأمین مالی بنگاه‌ها، بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد سیستم بانکی، اهمیت بالایی دارد؛ ازاین‌رو در این مطالعه به بررسی تأثیر شوک‌های نرخ ارز، قیمت نفت خام، شاخص کل سهام و بودجه دولت بر عملکرد (سودآوری) سیستم بانکی کشور در قالب ۱۲ سناریو مبتنی بر واکنش سودآوری شبکه بانکی نسبت به ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ شوک در متغیرهای یاد شده پرداخته شد. برای این منظور داده‌های تحقیق از ماتریس SAM سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس و جدول داده–ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی گردآوری گردید. همچنین، جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار MathLab استفاده شد. نتایج نشان داد نرخ غیررسمی ارز و قیمت نفت خام تأثیر معکوس و شاخص کل سهام و بودجه دولت تأثیر مستقیم بر سودآوری شبکه بانکی دارد؛ به‌طوری‌که اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به نرخ غیررسمی ارز وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۱/۷۳، ۲/۰۱ و ۲/۵۷ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به قیمت نفت خام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۱/۴۱، ۱/۶۳ و ۲/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. علاوه براین، اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به شاخص کل سهام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۰/۴۷، ۰/۹۷ و ۱/۵۲ درصد افزایش می‌یابد. درنهایت، اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به بودجه دولت وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۰/۳۸، ۰/۴۴ و ۰/۶۱ درصد افزایش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: عملکرد شبکه بانکی، نرخ ارز، قیمت نفت خام، شاخص کل سهام، بودجه دولت، مدل RDCGE.

---

[۱] نویسنده مسئول (m.esfandiari@eco.usb.ac.ir)
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۲۷
صفحات: ۳۲-۱

۱. مقدمه

در اقتصادهای پولی و مالی نوین، عملکرد بخش‌های واقعی و مالی همزاد و قرینه یکدیگر است؛ به‌ویژه بخشی از فعالیت‌های سیستم مالی که به تجمیع و تجهیز پس‌اندازها و هدایت آن‌ها به سوی طرح‌های سرمایه‌گذاری می‌پردازد، از طریق یکی از متغیرهای کلیدی بخش واقعی اقتصاد، یعنی سرمایه‌گذاری یا تشکیل سرمایه بین سطح فعالیت واقعی و مالی ارتباط برقرار می‌کند. یک نظام اقتصادی سالم و فعال می‌بایست از نظام مالی برخوردار باشد که بتواند پس‌انداز آحاد جامعه را در اختیار افرادی که دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد هستند، قرار دهد. شواهد نشان می‌دهد که عمق و گستردگی بازارهای مالی تأثیر بسزایی بر رشد بخش واقعی اقتصاد دارد (Lu et al., 2021). در این میان، یکی از مهم‌ترین نهادهای مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، بانک‌ها هستند؛ لذا در سراسر جهان، صنعت بانکداری یکی ارکان بسیار مهم اقتصاد هر کشور محسوب می‌شوند (António et al., 2019)؛ به‌عبارت‌دیگر، بانک‌ها به دلیل ارائه خدمات متنوع مالی و اعتباری، نقش تعیین کننده‌ای را در توسعه و رشد اقتصادی کشورها ایفاء می‌کنند؛ به‌طوری‌که می‌توان از آن‌ها به‌عنوان نیروی محرکه، شتاب‌دهنده، متعادل کننده و سامان دهنده بخش‌های اقتصادی کشور یاد کرد؛ زیرا به دلیل وابستگی مالی بخش‌های تولیدی به بانک‌ها، هرگونه ناکارآمدی و یا بروز بحران در سیستم بانکی، ممکن است بخش‌های مختلف اقتصاد را با معضلات زیادی مواجه کند (Trad et al., 2017). همچنین، این نهاد مهم مالی علاوه بر نقش پول، در داد و ستدهای درونی و برونی مسئولیت مبادلات مالی و پولی را به عهده داشته و از بدو تأسیس و شکل‌گیری هم امین مردم و هم تسهیل کننده مبادلات پولی بوده است. علاوه براین، در کشورهای درحال‌توسعه ازجمله ایران به لحاظ نقایص بازار سرمایه، بانک‌ها نقش کلیدی در تجهیز سپرده‌ها به سمت مصارف سرمایه‌گذاری داشته و در اقتصاد این کشورها می‌توان سیستم بانکی را مهم‌ترین پل ارتباطی میان عرضه و تقاضای منابع پولی دانست (Bigdley et al., 2021)؛ بنابراین عملکرد و سودآوری سیستم بانکی به همراه نظامی کارآمد، نقش عمده‌ای در توسعه و پیشرفت اقتصاد کشور به‌ویژه در زمینه رونق تولید، ایجاد اشتغال و درنتیجه رشد اقتصادی خواهد داشت. از طرف دیگر، سودآوری سیستم بانکی نیز مانند هر بنگاه اقتصادی دیگری در معرض انواع ریسک‌ها قرار دارد. تنوع این ریسک‌ها و گاهی شدت آن‌ها به حدی است که اگر نهاد مالی نتواند آن‌ها را به نحو صحیح کنترل کند رو به ورشکستگی خواهد رفت. بر اساس تحقیقات انجام شده توسط آنتونیو (۲۰۱۳) عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند: گروه اول معیارهای سودآوری مختص به هر بانک یا عوامل درونی است که نتیجه مستقیم تصمیمات مدیریت این بانک‌ها است. این معیارها شامل ساختار دارایی‌ها، کیفیت دارایی‌ها،

سرمایه، ساختار سرمایه، کارایی، اندازه، تنوع درآمدی و ... است. گروه دوم عوامل بیرونی بوده که شامل فاکتورهای سودآوری مربوط به ساختار صنعت و محیط کلان اقتصادی است که عبارتند از: تمرکز صنعت، رشد اقتصادی، تورم، بازدهی بازارهای موازی مانند سهام، قیمت نفت، نرخ ارز و ... است. لذا با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به بانک‌ها و ریسک‌های موجود در سیستم بانکداری کشور، بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری سیستم بانکی یکی از اساسی‌ترین اصول مدیریت ریسک اعتباری در بانک‌ها به شمار می‌رود. ازاین‌رو در این مطالعه به بررسی تأثیر شوک‌های بازار سهام، قیمت نفت، نرخ ارز و بودجه دولت بر عملکرد سیستم بانکی کشور با استفاده از مدل تعادل عمومی پرداخته می‌شود. علاوه براین، مدل‌های تعادل عمومی پویا به دو دسته مدل‌های بین زمانی و بازگشتی تقسیم می‌شوند. مدل‌های بین زمانی مبتنی بر فرض نظریه رشد بهینه هستند که در آن فرض می‌شود عاملین اقتصادی قابلیت پیش‌بینی کامل را دارند که در بسیاری از شرایط اقتصادی و خصوصاً در کشورهای درحال‌توسعه، صادق نیست. ازاین‌رو، بسیاری از کارشناسان معتقدند که مدل‌های بازگشتی واقع‌بینانه‌تر بوده و از قابلیت اعتماد بیشتری برخوردارند (Decaluwé et al., 2013) لذا، با توجه به مطالب فوق در این تحقیق از مدل نوین تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)[1] استفاده می‌شود. برای این منظور در بخش دوم پیشینه تحقیق، در بخش سوم روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، در بخش چهارم نتایج و بحث و درنهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

آنتونیو (۲۰۱۳) به بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌های اسپانیایی طی دوره ۲۰۰۹ -۱۹۹۹ پرداخت. نتایج نشان داد که سودآوری بانک با سهم وام‌ها از کل دارایی (ترکیب دارایی‌ها)، نسبت سپرده‌ها، کارایی و کیفیت دارایی‌ها رابطه معناداری داشته و هیچ‌گونه شواهدی از تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر صنعت بانکداری اسپانیا مشاهده نشد. پن و پن (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر سودآوری بانک‌های تجاری چین یک دهه پس از الحاق به سازمان تجارت جهانی طی دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۲ با استفاده از تجزیه‌وتحلیل تجربی پانل پرداختند. همچنین، بازگشت دارایی به‌عنوان متغیر وابسته و تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، رشد عرضه پول، نرخ بهره و مجموعه سرمایه‌گذاری در بازار سهام به‌عنوان

[1]. Recursive Dynamic Computable General Equilibrium

متغیرهای مستقل در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که پس از الحاق چین به سازمان تجارت جهانی سودآوری بانک‌های تجاری چین به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش یافته و عوامل اقتصاد کلان نفوذ قابل‌توجهی بر سودآوری بانک‌ها دارند. پتریا و همکاران (۲۰۱۵) عمده‌ترین عوامل مؤثر بر سوددهی بانک‌ها در منطقه یورو در دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۱ را ارزیابی کردند. به این منظور اطلاعات مربوط به ۱۰۹۸ بانک منطقه یورو را با رگرسیون داده‌های تابلویی تجزیه‌وتحلیل کردند. نتایج نشان داد که هنگامی‌که نرخ رشد اقتصادی منفی (دوره رکود) است، سوددهی بانک‌ها کاهش و هنگامی‌که نرخ رشد اقتصادی مثبت (رونق) است، سوددهی بانک‌ها افزایش می‌یابد. تراد و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان «ریسک و سودآوری بانک‌های اسلامی: یک فریب مذهبی یا یک راه‌حل جایگزین» به این نتیجه رسیدند که اندازه بانک و سرمایه، عامل‌های اصلی در رابطه با افزایش سودآوری و ثبات‌پذیری بانک‌های اسلامی و کاهش ریسک اعتباری هستند. نتایج همچنین نشان داد که متغیرهای اقتصاد کلان به‌استثنای تورم، قادر به بهبود ثبات‌پذیری بانک‌های اسلامی هستند. آنتونیو و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها پرداختند. هدف مطالعه آنان بررسی چگونگی تأثیرگذاری عوامل خاص بانکی، خاص در صنعت و اقتصاد کلان بر سودآوری ۱۰۸ بانک املاک و مستغلات در ایالات‌متحده آمریکا، انگلیس و آلمان در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ بود. نتایج نشان داد که نقدینگی، بهره‌وری عملیاتی، رشد کل وام‌ها، هزینه فرصت و پرداخت‌های سود ضمنی، سودآوری بانک املاک را توضیح می‌دهند. علاوه براین، شاخص لرنر، نوسان نرخ بهره و تولیدناخالص داخلی تأثیر قابل‌توجهی بر سودآوری بانک‌ها دارد. لو و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز پوند بر سودآوری بانک‌ها پس از خروج انگلستان از اتحادیه اروپا پرداختند. به‌منظور اندازه‌گیری سودآوری از سه شاخص: بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی‌ها و نسبت سرمایه به سپرده، به‌عنوان متغیرهای وابسته استفاده کردند. همچنین از متغیرهای مخارج دولت، تولیدناخالص داخلی، تورم و متغیر دامی خروج انگلستان از اتحادیه اروپا، به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده کردند. داده‌های مورد نیاز از ۳۴ بانک در انگلستان طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۹ گردآوری شد. نتایج نشان داد که ارتباط معناداری بین نوسانات نرخ ارز و سودآوری بانک‌ها وجود دارد.

عزتی و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌های اسلامی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداختند. برای این منظور، داده‌های مطالعه از ۲۹ بانک اسلامی در ۱۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی برای دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۱ گردآوری و به روش اقتصادسنجی پانل دیتا تجزیه‌وتحلیل شد. نتایج نشان داد که از میان ۱۱ متغیر بکاررفته، میانگین سالانه نرخ ارز، اثر مثبت،

قوی و معناداری بر حاشیه سود دارد. همچنین نسبت تسهیلات به سپرده دریافتی اثر مثبت، قوی و معناداری بر حاشیه سود بانکی نشان داده است. کفایی و راهزانی (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک نقدینگی بانک‌های ایران در قالب یک الگوی رگرسیونی با استفاده از روش داده‌های تابلویی نسلی و اطلاعات ۱۴ بانک کشور از فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۲ پرداختند. نتایج نشان داد که عوامل کلان اقتصادی و ویژگی‌های بانکی منتخب همگی بر ریسک نقدینگی بانک‌ها مؤثرند. مهربان‌پور و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی عوامل تأثیرگذار بر سودآوری بانک‌ها پرداختند. برای این منظور از متغیر بازده حقوق صاحبان سهام به‌عنوان معیار سودآوری استفاده شده است. نمونه پژوهش شامل ۱۵ بانک برای دوره ۱۰ ساله از ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بوده و از مدل رگرسیونی خطی به‌صورت ترکیبی بهره گرفته شده است. نتایج نشان داد که ساختار دارایی‌ها، تنوع درآمدی، رشد اقتصادی و تورم با سودآوری بانک‌ها رابطه مثبت داشته و سرمایه، ساختار مالی، اندازه، رقابت بانکی و نرخ بهره با سودآوری رابطه منفی دارد. درنهایت هیچ ارتباطی بین کیفیت دارایی‌ها و کارایی و عوامل سودآوری بانک‌ها مشاهده نشد. خانی و همکاران (۲۰۱۹) بررسی اثر شوک‌های قیمتی نفت بر عملکرد بانک‌ها در ایران طی دوره ۹۵-۱۳۸۵ پرداختند. جهت محاسبه شوک‌های قیمت نفت از مدل EGARCH استفاده شد. نمونه آماری پژوهش شامل بانک‌های پاسارگاد، انصار، تجارت، خاورمیانه، سینا، صادرات ایران، کارآفرین، ملت، اقتصاد نوین و پارسیان بود. برای بررسی عملکرد بانک نیز شاخص‌های کملز (کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، کارایی مدیریت، درآمد و نقدینگی) در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که شوک‌های قیمت نفت تأثیر قابل‌توجهی در عملکرد بانکداری دارد، به‌گونه‌ای که افزایش قیمت نفت باعث کاهش در عملکرد بانک با توجه به الگوی کملز می‌شود. خادمی و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پنل دیتا به شناسایی اثرات متغیرهای خاص و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌های ایرانی در قالب فروض الگوی نئوکلاسیک و پست‌کینزین پرداختند. برای این منظور، نمونه آماری متشکل از ۱۰ بانک و مؤسسه مالی (دولتی و خصوصی) در بازه زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۷ انتخاب کردند. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی بر سودآوری نظام بانکی اثر مثبت و معناداری دارد. همچنین رابطه معناداری بین معوقات بانکی و تسهیلات اعطایی وجود دارد. آزمون علیت گرانجر وجود رابطه یک‌طرفه مثبت بین تسهیلات اعطایی بانک‌های موردمطالعه و میزان پس‌انداز را تأیید کرد. درنهایت، اثرات متغیرهای خاص بانکی و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌ها از دیدگاه مکتب پست کینزین‌ها مورد تأیید قرار گرفت. بیگدلی و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی تجربی تأثیر ریسک فضای کسب‌وکار بر رابطه بین ریسک نقدینگی و عملکرد مالی بانک‌ها در

صنعت بانکداری ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ با استفاده از دو مدل رگرسیون ترکیبی با اثرات تصادفی و ثابت پرداختند. بر پایه نتیجه فرضیه اول تحقیق، ریسک نقدینگی بر عملکرد مالی در صنعت بانکداری ایران تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد. بر پایه نتیجه فرضیه دوم تحقیق، ریسک فضای کسب‌وکار بر عملکرد مالی در صنعت بانکداری ایران تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد. بر پایه نتیجه فرضیه سوم تحقیق، ریسک فضای کسب‌وکار بر رابطه بین ریسک نقدینگی و عملکرد مالی در صنعت بانکداری ایران تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد.

۳. روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

در این مطالعه از مدل ژاویر و آرسه (۲۰۱۲)، کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) که با انجام تغییراتی برای چارچوب اقتصاد ایران بازنویسی شده است استفاده می‌شود. در این مدل محدودیت وام و چسبندگی در قیمت‌های اسمی در مدل لحاظ شده و آثار پولی به‌واسطه مدل پول در تابع مطلوبیت (MIU) بر ساختار اقتصادی وارد می‌شود. در این مدل فرض می‌کنیم که اقتصاد دارای بخش خانوار و کارفرمای اقتصادی (تولیدکننده کالای واسطه)، تولیدکننده کالای نهایی، دولت، بانک مرکزی، تولید نفت و بانک تجاری است. بر اساس مدل حاضر خانوار نمونه در این بخش از مصرف کالا c، مصرف خدمات مسکن h و حجم واقعی پول m مطلوبیت کسب کرده و ساعات کار L برای وی عدم مطلوبیت خواهد داشت.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ln\acute{c}_t + jln\acute{h}_t - \frac{(\acute{L}_t)^{\eta}}{\eta} + \psi \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) \right] \qquad (۱)$$

در معادله فوق، β نشان‌دهنده نرخ تنزیل خانوار است و مقداری بین صفر تا یک را دربرمی‌گیرد، درصورتی‌که مقدار قیمت واقعی مسکن برابر با qt= Qt/ Pt باشد. علاوه بر این، دستمزد واقعی نیز برابر w′t =W′t/Pt خواهد بود. فرض بر این است که خانوار در هر دوره مقداری برابر با dt=-Dt/Pt– با بانک‌ها سپرده‌گذاری کرده و در پایان دوره موردنظر مقدار R واحد بهره بابت هر واحد سپرده‌گذاری در بانک دریافت می‌کند. در این صورت، قید بودجه خانوار بر اساس ساختار فوق را می‌توان به‌صورت زیر توضیح داد (Ft نشان‌دهنده سود خالص دریافتی از بنگاه‌ها است.):

$$\acute{c}_t + q_t \Delta \acute{h}_t + \frac{R_{t-1} d_{t-1}}{\pi_t} = d_t + \acute{w}_t \acute{L}_t + F_t + \acute{T}_t - \frac{\Delta M}{P_t} \qquad (۲)$$

خانوار در ابتدای دوره t دارای مقدار Mt-1 واحد از پول است که از دوره قبل انتقال می‌یابد و از سوی دیگر دارای درآمدهایی است که از محل نیروی کار، سود تقسیم‌شده بنگاه‌ها و بهره حاصل از سپرده دوره قبل به‌دست می‌آورد. همچنین، خانوار حاضر Mt واحد از پول را به دوره آتی منتقل می‌کند. با توجه به شرایط، خانوار در مدل حاضر به‌دنبال آن خواهد بود تا مقدار مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه فوق حداکثر نماید. با توجه به این مدل شرایط مرتبه اول خانوار به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{\acute{c}_t} = \beta E_t\left(\frac{R_t}{\pi_{t+1}\acute{c}_{t+1}}\right) \quad (۳)$$

$$\frac{1}{\acute{c}_t} = \beta E_t\left(\frac{R_t}{\pi_{t+1}\acute{c}_{t+1}}\right) + \frac{\psi}{(M_t/P_t)} \quad (۴)$$

$$\acute{w}_t = (\acute{L}_t)^{\eta-1}\acute{c}_t \quad (۵)$$

$$\frac{\acute{q}_t}{\acute{c}_t} = \beta E_t\left(\frac{q_{t+1}}{\acute{c}_{t+1}}\right) + \frac{j}{\acute{c}_{t+1}} \quad (۶)$$

بخش بعدی در اقتصاد فرضی حاضر کارفرمای اقتصادی یا همان تولیدکننده واسطه‌ای در اقتصاد است. کارفرمای اقتصادی با استفاده از ارزش ذخیره ثروت خود (به‌عنوان خدمات ساختمان) و نیروی کار بر اساس تابع تولید کاب - داگلاس تولید کالاهای واسطه‌ای را در هر دوره بر عهده دارد.

$$Y_t = A_t(h_{t-1})^v(L_t)^{1-v} \quad (۷)$$

در معادله فوق، A پارامتر تکنولوژی، h ارزش نهاده املاک و ساختمان و L نهاده کار خواهد بود. ستاده تولیدشده نمی‌تواند بلافاصله به c تبدیل شود، بنابراین بر اساس کار برنانک و همکاران (۱۹۹۹) فرض می‌کنیم که تولیدکنندگان نهایی مقدار y را از تولیدکنندگان واسطه یا همان کارفرمایان اقتصادی با خریداری کرده و را به کالای نهایی مرکب با شاخص قیمت Pt تبدیل خواهند کرد. بر اساس این ساختار می‌توانیم بنویسیم $x_t = P_t/P_t^w$ است که این مقدار نشان‌دهنده مقدار مارک آپ کالای نهایی به نسبت کالای واسطه خواهد بود. بر اساس مطالعه کیاکوتاکی و مور (۱۹۹۷) فرض می‌کنیم محدودیت‌هایی بر

تعهدات کارفرمای اقتصادی وجود دارد. فرض بر این خواهد درصورتی‌که یک قرض‌گیرنده در اقتصاد بدهی خود به بانک را بازپرداخت نماید، بانک قادر خواهد بود با وثیقه و تعهدی که از وی گرفته است بدهی‌ها را وصول نماید؛ به‌عبارت‌دیگر، فرض بر آن است که بانک برای وصول مطالباتش هزینه مبادله $(1-\Phi)E_t q_{t+1} h_t$ را متحمل می‌شود. با توجه به شرایط فوق، کارفرمای اقتصادی برای اخذ وام با محدودیت زیرمواجه خواهد بود:

$$b_t \leq \Phi E_t \frac{q_{t+1} h_t \pi_{t+1}}{R_t} \qquad (۸)$$

فرض می‌کنیم که Φ در معادله حاضر مقداری ثابت بوده و توسط سیاست‌گذاران بانکی تعیین می‌شود، بنابراین کارفرمایان اقتصادی می‌توانند حداکثر به‌اندازه Φ درصد از ارزش واقعی آتی دارایی‌های خود در دوره حاضر وام بگیرند. علاوه بر این، کارفرمای اقتصادی به‌دنبال آن است تا مقدار مطلوبیت خود را که تنها شامل مصرف وی است حداکثر نماید.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \, lnc_t \qquad (۹)$$

در اینجا فرض می‌کنیم که $\gamma < \beta$ باشد. این فرض تضمین می‌کند که کارفرمای اقتصادی وام‌گیرنده بوده و خانوار نیز نقش سپرده‌گذار را در این اقتصاد فرضی بر عهده خواهد داشت. علاوه بر این، با توجه به این فرض می‌توان اطمینان داشت که نامعادله اخذ وام برای کارفرمای اقتصادی ایجاد محدودیت خواهد کرد. کارفرمای اقتصادی برای حداکثر کردن تابع هدف خود با محدودیت نقدینگی نیز مواجه خواهد بود که به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_t = c_t + q_t \Delta h_t + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + \acute{w}_t L_t \qquad (۱۰)$$

در معادله فوق $\frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t}$ مقدار بهره‌ای است که بابت وام دوره گذشته پرداخت می‌کند. سمت چپ معادله بیانگر منابع کارفرما شامل درآمد حاصل از فروش و وام دریافتی در دوره حاضر است و سمت راست معادله فوق شامل مصارف کارفرما است که مواردی همچون مصرف، ارزش خدمات مسکن، نرخ بهره وام

و دستمزد اعطایی به نیروی کار را دربرمی‌گیرد. در مدل حاضر، کارفرما به‌دنبال حداکثر کردن معادله (۹) با توجه به محدودیت‌های (۸) و (۱۰) است. درصورتی‌که λt برابر با قیمت سرمایه‌ای محدودیت استقراض از بانک برای کارفرمای اقتصادی باشد، می‌توان شرایط مرتبه اول را به‌صورت زیر نوشت که به‌ترتیب نشان‌دهنده معادله اولر برای کارفرما تقاضا بهینه برای مسکن و تقاضا بهینه برای نیروی کار خواهد بود.

$$\frac{1}{c_t} = \gamma E_t\left(\frac{R_t}{\pi_{t+1}c_{t+1}}\right) + \lambda_t R_t \qquad (۱۱)$$

$$\frac{q_t}{c_t} = E_t\left(\frac{\gamma}{c_{t+1}}\left(v\frac{Y_{t+1}}{X_{t+1}h_t} + q_{t+1}\right) + \lambda_t \Phi_t q_{t+1}\pi_{t+1}\right) \qquad (۱۲)$$

$$\acute{w}_t = (1-v)\frac{Y_t}{L_t X_t} \qquad (۱۳)$$

فرض بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولیدشده توسط بنگاه‌های تولیدکننده واسطه Ytرا با قیمت Pwt در بازاری رقابتی خریداری می‌کند و از ترکیب آن‌ها کالایی نهایی تولید می‌کند که به خریداران نهایی با قیمت Pt(z) به فروش می‌رساند. کالاهای واسطه متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت ε که مقداری بزرگ‌تر از یک دارد میان آن‌ها برقرار است. تولیدکننده کالای نهایی آن‌ها را بر اساس یک جمع‌گر دیکست- استیگلیتز که به‌صورت زیر تعریف می‌شود ترکیب می‌کند.

$$Y_t^f = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{1-\varepsilon}dz\right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \qquad (۱۴)$$

براین اساس، مقدار شاخص قیمت برای ستاده نهایی برابر خواهد بود با:

$$P_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{1-\varepsilon}dz\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۱۵)$$

با توجه به شرایط فوق هر یک از تولیدکنندگان نهایی با مقدار تابع تقاضای $(P_t(z)/P_t)^{-\varepsilon}Y_f = Y_t(z)$ روبرو خواهند بود. هر تولیدکننده نهایی با توجه به قیمت کالای واسطه و

تابع تقاضای خود مقدار $P_t(z)$ را انتخاب خواهد کرد. البته فرض بر آن خواهد بود که برای تعدیل قیمت شرایط کالوو در اقتصاد حکم‌فرماست، به‌گونه‌ای که در هر دوره به‌احتمال $1-\theta$ قیمت‌ها می‌توانند تعدیل شوند، درصورتی‌که قیمت تعدیل‌شده و بهینه برابر با $P_t^*(z)$ بوده و مقدار تقاضا معادل با این سطح قیمت برابر با $Y_{t+k}^*(z) = (\frac{p_t^*(z)}{p_{t+k}})^{-\varepsilon} Y_{t+k}$ باشد مقدار بهینه قیمت را می‌توانیم به صورت زیرنمایش دهیم:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{t,k} [\frac{p_t^*(z)}{p_{t+k}} - \frac{X}{X_{t+k}}] Y_{t+k}^*(z) \right\} = 0 \qquad (۱۶)$$

درصورتی‌که $\Lambda_{t,k} = \beta^k (\frac{\acute{c}_t}{\acute{c}_{t+k}})$ و X مقدار مارک آپ بنگاه باشد این مقدار در شرایط ایستای تعادلی دارای مقداری برابر با $X = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ است. در این شرایط سطوح قیمتی که بدون تغییر باقی می‌ماند می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

$$p_t = (\theta p_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta)(p_t^*)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۱۷)$$

ترکیب معادله‌های ۱۷ و ۱۸ بیانگر منحنی فیلیپس نئوکینزی در اقتصاد خواهد بود. یکی دیگر از بخش‌های اقتصاد حاضر بانک‌ها هستند، بر اساس شرایط حاکم در اقتصاد بانک‌ها سپرده‌های مردمی را جمع کرده و آن را به کارفرمایان اقتصادی به‌عنوان وام اختصاص می‌دهند، در اینجا فرض می‌کنیم بانک‌ها قدرتی در انتخاب نرخ‌های بهره برای وام و سپرده ندارند و در اقتصاد مقدار نرخ بهره توسط شورای نظارتی (همانند شورای پول و اعتبار) بر اساس معادله تیلور انتخاب شده و در هر دوره به بانک‌ها ابلاغ می‌شود. البته نوع معادله تیلور در اقتصاد ایران به‌گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که با واقعیات اقتصاد بیشترین هماهنگی را داشته باشد. برای این کار فرض می‌کنیم که نرخ بهره به‌گونه‌ای رفتار خواهد کرد که با مقدار دوره قبل خود تفاوت چندانی نداشته باشد، بنابراین امید ریاضی شرطی نرخ بهره در دوره t بسیار نزدیک به نرخ بهره در دوره گذشته خواهد بود. با توجه به فرض حاضر، تعدیلات صورت گرفته هر دوره‌ای برای نرخ بهره تنها به شوک‌های زودگذر بهره و نرخ تورم دوره گذشته مرتبط خواهد بود. البته ارتباط به نرخ تورم را تا حد امکان پایین در نظر می‌گیریم تا ثابت بودن نرخ بهره سپرده کاملاً

نمایان شود. ازآنجایی‌که در ایران نرخ بهره توسط شورای پول اعتبار به‌صورت دستوری ابلاغ می‌شود، شاید روند معرفی‌شده در معادله حاضر به بهترین نحوه بتواند شرایط واقعی اقتصاد ایران را نمایش دهد، بنابراین نرخ بهره در هر دوره به‌صورت معادله زیر معرفی خواهد شد که برای نزدیکی به اقتصاد ایران ry مقداری تقریباً برابر با صفر و rR بسیار نزدیک به یک خواهد بود:

$$R_t = (R_{t-1})^{r_R}(\pi_{t-1}^{1+r_\pi}\left(\frac{Y_{t-1}}{Y_t}\right)^{r_y}\overline{rr})^{1-r_R}e_{R,t} \qquad (۱۸)$$

یکی دیگر از بخش‌های اقتصاد حاضر، دولت و بانک مرکزی است. در این مطالعه برای مدل‌سازی این بخش از ساختار مدل ارائه شده توسط کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) استفاده می‌شود. ازآنجایی‌که میزان استقلال بانک مرکزی در ایران پایین است فرض می‌شود دولت و بانک مرکزی موجودی واحد بود و رفتار یکسانی را در اقتصاد اعمال خواهند کرد. فرض بر آن است که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران در اختیار بانک مرکزی و همان نرخ رشد حجم پول است، همچنین فرض بر آن است که تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را به حداقل برساند. بر این اساس، تابع عکس‌العملی که در اینجا معرفی می‌شود فرض بر آن خواهد بود که تورم هدف متغیر مشاهده ناپذیری است که تنها در اختیار سیاست‌گذاران بوده و سایر کارگزاران اقتصادی اطلاعی از آن ندارند. فرض می‌شود که این تورم هدف ضمنی از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول به‌صورت معادله ۲۰ تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل $\rho\pi^*$ نزدیک به یک است؛ بنابراین امید ریاضی شرطی تورم هدف در دوره t بسیار نزدیک به تورم هدف در دوره گذشته است. دلیل اعمال این فرض آن است که سیاست‌گذار پولی تلاش می‌کند تا به‌طور متوسط تورم هدف را در طول زمان ثابت نگه دارد، اما گاهی اوقات در دستیابی به این هدف ناکام می‌ماند. با توجه به این توضیحات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به‌صورت لگاریتم خطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu\hat{\mu}_{t-1} + \lambda^\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda^y + \varsigma_t \qquad (۱۹)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \qquad (۲۰)$$

که در این معادله $\varepsilon_t^{\pi*} \approx N(0, \sigma_{\pi*}^2)$ نشان دهنده شوکی است که به تورم هدف سیاست‌گذار پولی وارد می‌شود. علاوه بر این ς_t شوک پولی است که فرض می‌شود از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\varsigma_t = \rho_\varsigma \varsigma_{t-1} + \varepsilon_t^{mb} \qquad (۲۱)$$

در این معادله نیز $\varepsilon_t^{mb} \approx N(0, \sigma_{mb}^2)$ خواهد بود. بااین‌حال، باید توجه نمود که همچنان این تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی نوعی قاعده سیاست‌گذاری خواهد بود. ازآنجاکه رفتار سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران به‌صورت صلاحدیدی است، نمی‌توان انتظار داشت که به‌خوبی واقعیات را نشان دهد (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱). در انتها شرایط تسویه بازار در مدل فوق به‌صورت زیر خواهد بود. این معادلات بیان می‌کنند که در هر دوره عرضه و تقاضای نیروی کار با یکدیگر برابر بوده و مقدار کل املاک و مستغلات موجود در کشور برابر است با مقدار ثابت H کل تولید شامل مصرف کارفرما و مصرف خانوار بوده و همچنین مقدار کل سپرده در هر دوره برابر با مقدار کل وام خواهد بود.

$$\begin{aligned} &Lt = L't \\ &ht + h't = H \\ &ct + c't = Yt \\ &bt + dt = 0 \end{aligned} \qquad (۲۲)$$

پس از توضیح چارچوب کلی مدل و محاسبه شرایط مرتبه اول تمام فعالان اقتصادی، در ادامه، برای حل مدل می‌بایست معادلات سیاستی به‌صورت لگاریتم خطی بازنویسی شود. ازاین‌رو، با استفاده از روش اوهلینگ (۱۹۹۹) تمام معادله‌های تعادلی مدل به‌صورت لگاریتم خطی محاسبه می‌شود. با توجه به شرایط مذکور می‌توان معادلات لگاریتم خطی شده مدل حاضر را به‌صورت زیر بیان نمود:

$$\hat{Y}_t = \frac{c}{Y}\hat{c}_t + \frac{c'}{Y}\hat{c'}_t \qquad (۲۳)$$

$$\frac{\psi c R}{m}\left(c't + \hat{R}_t\right) = \hat{m}_t + R(\hat{m}_t + \hat{R}_t) \qquad (۲۴)$$

$$c\hat{c}_t = b\hat{b}_t + Rb\left(\hat{\pi}_t - \hat{R}_{t-1} - \hat{b}_{t-1}\right) + \left(\frac{vY}{X}\right)\left(\hat{Y}_t - \hat{X}_t\right) - qh\Delta\hat{h}_t \quad (۲۵)$$

$$\hat{q}_t = \xi^e E_t\hat{q}_{t+1} + (1-\xi^e)E_t\left(\hat{Y}_{t+1} - \hat{h}_t - \hat{X}_{t+1}\right) - \Phi\beta r\hat{r}_t - (1-\Phi\beta)E_t\Delta\hat{c}_{t+1} \quad (۲۶)$$

$$\hat{q}_t = E_t\hat{q}_{t+1} + (1-\beta)\frac{h}{h'}\hat{h}_t + \hat{c'}_t - E_t\hat{c'}_{t+1} \quad (۲۷)$$

$$\hat{b}_t = E_t\hat{q}_{t+1} + \hat{h}_t - r\hat{r}_t \quad (۲۸)$$

$$\hat{Y}_t = \frac{\eta v}{\eta-(1-v)}\hat{h}_t - \frac{\eta v}{\eta-(1-v)}(\hat{X}_t + \hat{c'}_t) \quad (۲۹)$$

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t\hat{\pi}_{t+1} - \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}\hat{X}_t \quad (۳۰)$$

$$\hat{R}_t = (1-r_R)\left((1+r_\pi)\hat{\pi}_{t+1} + r_y\hat{Y}_{t+1}\right) + r_R\hat{R}_{t+1} + \hat{e}_{R,t} \quad (۳۱)$$

$$r\hat{r}_t = \hat{R}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1} \quad (۳۲)$$

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu\hat{\mu}_{t-1} + \lambda^\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda^y + \varsigma_t \quad (۳۳)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (۳۴)$$

$$\varsigma_t = \rho_\varsigma\varsigma_{t-1} + \varepsilon_t^{mb} \quad (۳۵)$$

در این معادلات $\Phi\beta + (1-\Phi)\gamma\xi^e$= می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

از طرف دیگر، با توجه به وابستگی زیاد اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، وارد کردن بخش نفت به مدل برای بررسی شوک‌های آن ضروری است. برخی از محققان بخش نفت را مانند بنگاه در نظر گرفته و برای تبیین روابط آن، فرض بر بیشینه‌سازی سود می‌کنند. دسته‌ای دیگر از پژوهش‌ها برای مدل‌سازی این بخش، از یک فرآیند برون‌زا بهره می‌گیرند. در مطالعه حاضر، برای تابع تولید بخش نفت، از روش بیشینه‌سازی سود استفاده نشده است؛ زیرا جریان تولید نفت وابسته به ذخایر نفتی است و چندان ارتباطی با سرمایه و نیروی کار ندارد؛ افزون بر این، شرکت ملی نفت ایران مانند سایر شرکت‌های دولتی به‌دنبال حداکثر کردن سود نیست. ازاین‌رو، تولید نفت و درآمدهای صادرات آن به‌صورت فرآیند خودرگرسیون مرتبه یک ((AR(1)) مدل‌سازی شد (Sayadi et al., 2015):

(۳۶)

$$\mathrm{Ln}(\mathrm{Y}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{oil}}) = (1-\rho_{\mathrm{yoil}})\ln(\overline{\mathrm{Y}}^{\mathrm{oil}}) + \rho_{\mathrm{yoil}}\ln(Y_{t-1}^{oil}) + \varepsilon_t^{yoil} \quad ؛$$

$$\varepsilon_t^{yoil} \approx N(0, \sigma^{yoil})$$

که در آن، $\bar{Y}^{oil}$ سطح درآمدهای نفتی در وضعیت باثبات، ϵ_t^{yoil} شوک‌های نفتی و $\rho_{yoil} \in (0,1)$ بوده و ، فرض بر این است که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی در هر دوره بر اساس رابطه زیر است (Sayadi et al., 2015):

(۳۷)

$$\mathrm{NDF_t} = \mathrm{NDF_{t\text{-}1}} + \phi_F Y_t^{oil} - F_t + \alpha_{nd} ND_t + Z_t$$

که در آن، NDFt-1 مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره جاری منتقل شده، φ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی، Ft تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی، α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود و Zt سود حاصل از سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق است که به بخش خصوصی تخصیص داده نشده است. چنانچه

فرض شود که α_F درصد از منابع صندوق در هر دوره به بخش خصوصی تسهیلات داده می‌شود، خواهیم داشت:

$$F_t = \alpha_F NDF_t \quad (۳۸)$$

علاوه براین، خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق به‌صورت رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$ND_t = ND_{t-1} + (1+rd)F_t - \alpha_{nd} ND_t \quad (۳۹)$$

که در آن، ND_t خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق شامل مانده انباشت خالص بدهی دوره قبل (ND_{t-1}) که به دوره جاری منتقل می‌شود، به‌علاوهٔ اصل و فرع تسهیلات دریافتی از صندوق ($(1+rd)F_t$) منهای بازپرداخت تسهیلات به صندوق در هر دوره ($\alpha_{nd} ND_t$) است؛ rd نیز نرخ سود تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی است. افزون بر این، فرض می‌شود که به مانده ذخایر صندوق در هر دوره، سود r* تعلق می‌گیرد (Sayadi et al., 2015):

$$Zt = r^*NDFt \quad (۴۰)$$

- **مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)**

در روش تحلیل تعادل عمومی، بخش‌های مختلف اقتصادی به‌صورت مجموعه‌ای پیوسته دیده می‌شوند. در این روش، معمولاً از یکی از مدل‌های کلان اقتصادی ازجمله داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی[1] و مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) استفاده می‌شود. در مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)، پویایی مبتنی بر فرض انتظارات تطبیقی است، به‌گونه‌ای که عاملان اقتصادی فرض می‌کنند که شرایط جاری اقتصاد در دوره‌های آتی نیز حاکم است. در واقع، این

1. Social Accounting Matrix (SAM)

مدل‌ها نوعی مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر ایستا در دوره‌های زمانی مختلف به شمار می‌روند که در آن‌ها، ارتباط بین‌دوره‌ای از طریق معادلات رفتاری برای متغیرهای درون‌زا مانند انباشت سرمایه و روزآمدسازی متغیرهای برون‌زا مانند عرضه نیروی کار برقرار می‌شود (Decallo et al., 2013).

- **بخش ایستای مدل**

مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر بر اساس رفتار بهینه‌سازی مصرف‌کننده و تولیدکننده شکل می‌گیرد. مصرف‌کننده در پی بیشینه‌سازی مطلوبیت و تولیدکننده نیز به‌دنبال بیشینه‌سازی سود یا کمینه‌سازی هزینه است. جدول ۱ جزییات مدل را در ارتباط با فعالیت‌ها، عوامل تولید و نهادها نشان می‌دهد، که منطبق بر داده‌های قابل دسترس جدول SAM است. فعالیت‌ها شامل سه بخش کشاورزی، صنعت‌ومعدن و خدمات است که از دو عامل نیروی کار و سرمایه برای تولید استفاده می‌کنند. نهادها نیز شامل خانوارها، دولت و دنیای خارج است. همچنین، ۱۲ سناریوی مورد بررسی در مطالعه حاضر در قالب شوک‌های متفاوت نرخ ارز، بازار سهام، قیمت نفت و بودجه دولت بر سودآوری شبکه بانکی کشور (رشد شاخص سهام بانک‌ها) در جدول ۱ آمده است:

جدول (۱): سناریوهای مطالعه

شوک (درصد)	سناریو											
	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
نرخ ارز (EXR)	۰	۲	۵	۱۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
شاخص کل بازار سهام (STK)	۰	۰	۰	۰	۲	۵	۱۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
قیمت نفت خام (OIL)	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲	۵	۱۰	۰	۰	۰
بودجه دولت (BUD)	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲	۵	۱۰

- **بخش پویا و کالیبراسیون مدل**

کالیبراسیون CGE بر دو مسئله متمرکز است: الف) فرآیند کالیبراسیون مدل‌های CGE ایستا و ب) کالیبراسیون مدل‌های پویا در شرایط تعادل بلندمدت پایدار (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳). معادلات بخش پویای مدل در قالب روابط (۴۱) تا (۴۵) عبارتنداز:

$$KD_{i,t+1} = (1-\delta)KD_{i,t} + QINV_{i,t} \qquad (۴۱)$$ انباشت سرمایه

$$\frac{QINV_{i,t}}{KD_{i,t}} = \phi_i .(\frac{R_{i,t}}{U_t})^{\sigma_K^{INV}}$$ (۴۲) تقاضای سرمایه‌گذاری

$$U_t = PINV_t .(ir + \delta)$$ (۴۳) هزینه استفاده از سرمایه

$$QFS_{1,t+1} = QFS_{1,t} .(1 + n_t)$$ (۴۴) رشد عرضه نیروی کار

$$INV_t = PINV_t . \sum_i INV_{i,t}$$ (۴۵) سرمایه‌گذاری کل

که در این روابط، KD انباشت سرمایه، δ نرخ استهلاک، QINV تقاضای سرمایه‌گذاری در هر فعالیت، R نرخ بازگشت سرمایه، U هزینه استفاده از سرمایه، σ_K^{INV} کشش نرخ سرمایه‌گذاری به نسبت نرخ بازگشت سرمایه به هزینه استفاده از آن، PINV قیمت سرمایه، ir نرخ بهره واقعی، QFS عرضه کل نیروی کار و n_t نرخ رشد جمعیت است. همچنین، در تحقیق حاضر، از ماتریس SAM سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی استفاده شد.

جدول(۲): ماتریس حسابداری اجتماعی کلان ایران در سال ۱۳۹۰

حساب‌ها	تولید	عوامل تولید	نهادها	انباشت سرمایه	دنیای خارج	جمع ورودی
تولید	۳,۷۴۴,۷۲۲,۶۲۷	۰	۳,۶۴۱,۱۱۷,۰۷۴	۲,۲۰۲,۹۴۲,۲۹۵	۱,۹۰۶,۸۲۳,۲۴۷	۱۱,۴۹۵,۶۰۵,۲۴۳
عوامل تولید	۶,۲۰۹,۲۷۱,۳۷۷	۰	۰	۰	۲۳,۸۰۲,۸۸۷	۶,۲۳۳,۰۷۴,۲۶۴
نهادها	۱۲۹,۲۲۳,۵۶۴	۶,۲۱۲,۸۰۶,۶۲۲	۱,۰۸۵,۲۳۷,۷۴۶	۰	۴,۴۶۷,۲۶۶	۷,۴۳۱,۷۳۵,۱۹۹
پس‌انداز	۰	۰	۲,۶۹۹,۷۳۴,۸۶۰	۰	۰	۲,۶۹۹,۷۳۴,۸۶۰
دنیای خارج	۱,۴۱۲,۳۸۷,۶۷۴	۲۰,۲۶۷,۶۴۲	۵,۶۴۵,۵۲۰	۴۹۶,۷۹۲,۵۶۵	۰	۱,۹۳۵,۰۹۳,۴۰۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جمع ورودی	۱۱,۴۹۵,۶۰۵,۲ ۴۳	۶,۲۳۳,۰۷۴,۲ ۶۴	۷,۴۳۱,۷۳۵,۱ ۹۹	۲,۶۹۹,۷۳۴,۸ ۶۰	۱,۹۳۵,۰۹۳,۴ ۰۰	۲۹,۷۹۵,۲۴۲,۹ ۶۶

مأخذ: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۰)

درنهایت، داده‌های تحقیق از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس و جدول داده – ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی گردآوری و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با بهره‌گیری از نرم‌افزار MathLab صورت گرفت.

٤. نتایج و بحث

از مراحل مهم در حل مدل‌های CGE، برآورد پارامترهای موجود است که در این راستا، روش کالیبراسیون، به دلیل نیاز به اطلاعات کمتر نسبت به روش اقتصادسنجی، با استقبال فراوان مواجه است. براین اساس، مقادیر کالیبره‌شده و پارامترهای مدل تحقیق حاضر بر اساس ماتریس SAM سال ۱۳۹۰ و سناریوی پایه در جدول زیر ارائه شده است:

جدول(۳): مقادیر کالیبره‌شده و پارامترهای مدل به تفکیک بخش‌های اقتصادی

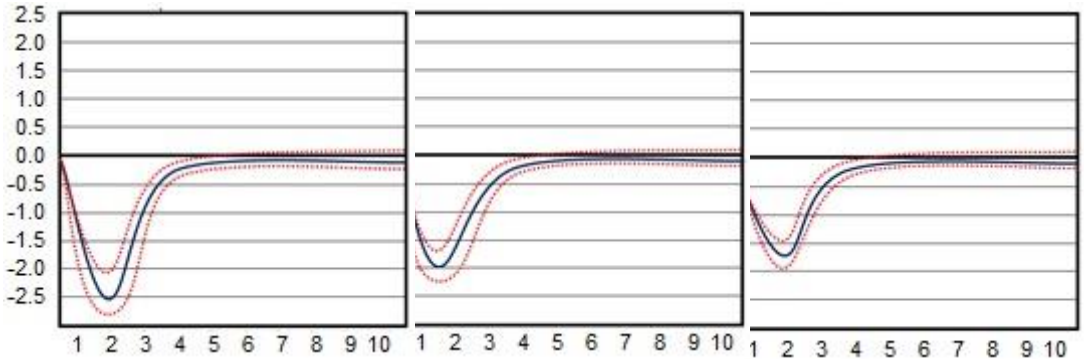
تابع	پارامتر/ کشش		منبع محاسبات	صنعت‌ومعدن	کشاورزی	خدمات
مصرف	سهم کالا		محاسبات تحقیق	۰/۱۸۴	۰/۲۳۱	۰/۵۸۵
	میل نهایی به مصرف خانوارها		محاسبات تحقیق	۰/۶۳۳	۰/۶۳۳	۰/۶۳۳
تولید کاب- داگلاس	انتقال یا کارآیی		محاسبات تحقیق	۱/۴۲۳	۱/۸۲۶	۱/۹۰۳
	سهم عوامل تولید	نیروی کار	فیاضی و همکاران (۲۰۱۸)	۰/۱۱۳	۰/۲۹۰	۰/۳۴۳
		سرمایه	فیاضی و همکاران (۲۰۱۸)	۰/۸۸۷	۰/۷۱۰	۰/۶۵۷
تولید نهایی لئونتیف	سهم واسطه- های نهایی	صنعت‌ومعدن	محاسبات تحقیق	۰/۲۸۸	۰/۰۶۷	۰/۱۱۹
		کشاورزی	محاسبات تحقیق	۰/۰۱۱	۰/۳۶۹	۰/۰۰۹
		خدمات	محاسبات تحقیق	۰/۱۶۹	۰/۱۰۶	۰/۱۴۷
	سهم ارزش‌افزوده		محاسبات تحقیق	۰/۵۳۱	۰/۴۵۸	۰/۷۲۵
کالای مرکب آرمینگتون	کشش جانشینی		محاسبات تحقیق	۱/۴	۱/۴	۱/۴
	سهم واردات		محاسبات تحقیق	۰/۴۶۱	۰/۲۷۶	۰/۰۷۸

	انتقال	محاسبات تحقیق	۲/۲۰۱	۱/۸۳۳	۱/۲۳۱
تابع تبدیل	کشش تبدیل	محاسبات تحقیق	۱/۲	۱/۲	۱/۲
	سهم صادرات	محاسبات تحقیق	۰/۵۲۴	۰/۸۸۲	۰/۹۳۴
	انتقال	محاسبات تحقیق	۲/۰۰۳	۳/۳۴۲	۴/۴۷۶
سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی		صیادی و همکاران (۲۰۱۶)		۰/۲۰	
سهم بخش خصوصی از تسهیلات صندوق توسعه ملی		ایزدخواستی (۲۰۱۸)		۰/۱۵	
نرخ سود تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی		ایزدخواستی (۲۰۱۸)		۰/۰۱۵	
نرخ سود مانده ذخایر صندوق در هر دوره		حسینی نصب و همکاران (۲۰۱۶)		۰/۰۱۳۷	
عکس کشش مانده حقیقی پول		حسینی نصب و همکاران (۲۰۱۶)		۱/۲۸۴	
اتورگرسیو رشد پول		مهرگان و دلیری (۲۰۱۳)		۰/۷۹۸	
مقدار ایستای رشد پول		مهرگان و دلیری (۲۰۱۳)		۱/۰۳۸	
کشش جانشینی بین مصرف خانوارهای شهری		ایزدخواستی (۲۰۱۸)		۱/۵۸۷	
کشش جانشینی بین مصرف خانوارهای روستایی		ایزدخواستی (۲۰۱۸)		۱/۱۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، به بررسی توابع واکنش ضربه‌ای یعنی چگونگی اثرپذیری رشد شاخص سهام بانک‌ها از شوک نرخ ارز، شاخص کل بازار سهام، قیمت نفت خام و بودجه دولت در قالب شوک‌های ۲، ۵ و ۱۰ درصد پرداخته شده است:

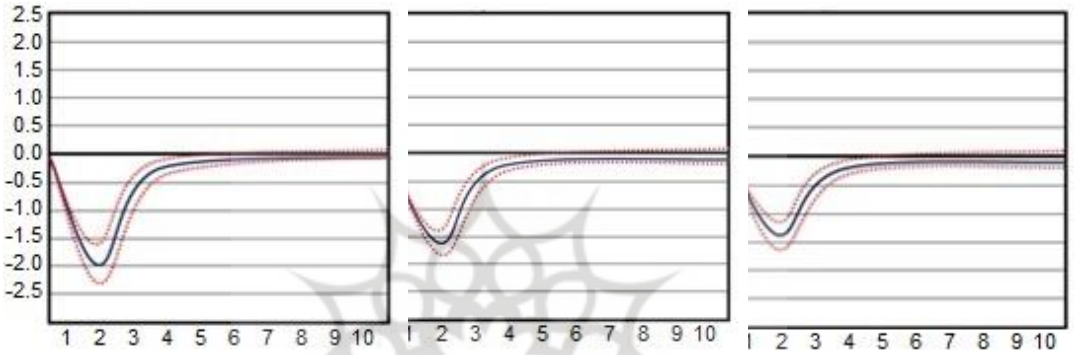
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار۱. واکنش BPR به شوک ERX در سناریو۱

نمودار۲. واکنش BPR به شوک EXR در سناریو۲

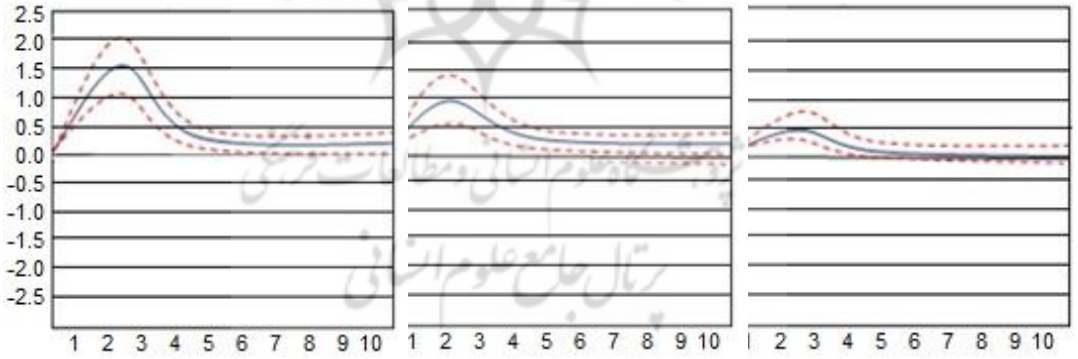
نمودار۳. واکنش BPR به شوک EXR در سناریو۳



نمودار٤. واکنش BPR به شوک OLP در سناریو۱

نمودار٥. واکنش BPR به شوک OLP در سناریو۲

نمودار٦. واکنش BPR به شوک OLP در سناریو۳

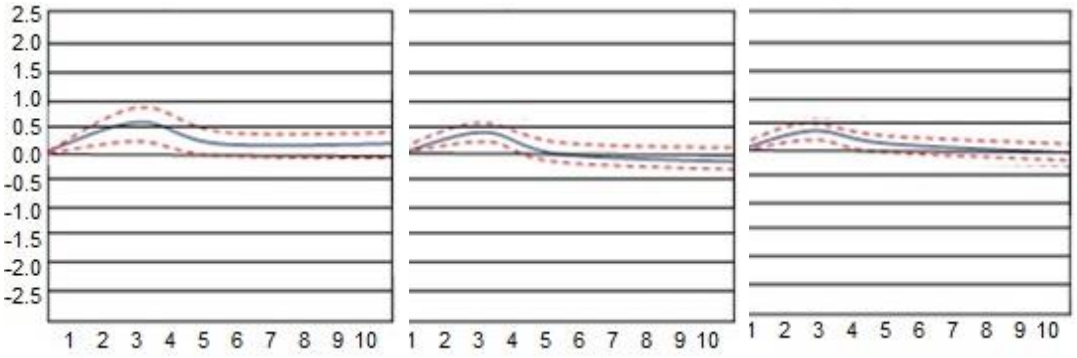


نمودار۷. واکنش BPR به شوک

نمودار۸. واکنش BPR به شوک

نمودار۹. واکنش BPR به شوک

STK در سناریو۱ STK در سناریو۲ STK در سناریو۳



نمودار۱۰. واکنش BPR به شوک BUD در سناریو۱

نمودار۱۱. واکنش BPR به شوک BUD در سناریو۲

نمودار۱۲. واکنش BPR به شوک BUD در سناریو۳

در توابع واکنش آنی (IRF)، آزمون معناداری نتایج با استفاده از فاصله اطمینان ۹۵٪ صورت گرفته است. فواصل اطمینان با خطوط نقطه‌چین نشان داده شده است. درصورتی‌که هر دو خطوط نقطه‌چین بالاتر یا پایین‌تر از محور افقی قرار گیرند، اثر شوک‌ها از لحاظ آماری با درجه اطمینان ۹۵٪ معنادارند.

نمودارهای ۱ تا ۳ بیانگر واکنش آنی سودآوری شبکه بانکی (رشد شاخص سهام بانک‌ها) (BPR) نسبت به شوک ناشی از افزایش نرخ غیررسمی ارز (EXR) در سه سناریوی ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ افزایش نرخ ارز می‌باشند. نتایج نمودار ۱ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۱، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۲٪ به نرخ غیررسمی ارز وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۱/۱۱٪ و در دوره دوم ۱/۷۳٪ کاهش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۲ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۲، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۵٪ به نرخ غیررسمی ارز وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۱/۱۴٪ و در دوره دوم ۲/۰۱٪ کاهش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۳ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۳، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۱۰٪ به نرخ غیررسمی ارز وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۱/۸۶٪ و در دوره دوم ۲/۵۷٪ افزایش کاهش. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی، تأثیر معکوس شوک نرخ غیررسمی ارز بر سودآوری شبکه بانکی را این‌گونه می‌توان توجیه

کرد که با افزایش نرخ ارز، هزینه تولید بنگاه‌ها از یک طرف به‌واسطه افزایش قیمت ریالی مواد و کالاهای واسطه‌ای وارداتی و از طرف دیگر، افزایش قیمت مواد و کالاهای واسطه‌ای داخلی (به دلیل افزایش نرخ تورم داخلی ناشی از افزایش نرخ ارز)، افزایش یافته و درنتیجه توانایی آن‌ها در بازپرداخت تسهیلات کاهش می‌یابد. علاوه براین، با افزایش نرخ ارز، تمایل بنگاه‌ها به بازپرداخت به‌موقع تسهیلات بانکی (به دلیل افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری در بازارهای غیرمولد) کاهش یافته و در نتیجه سودآوری شبکه بانکی نیز کاهش یابد.

نمودارهای ۴ تا ۶ بیانگر واکنش آنی سودآوری شبکه بانکی (رشد شاخص سهام بانک‌ها) (BPR) نسبت به شوک ناشی از افزایش قیمت نفت خام (OLP) در سه سناریوی ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ افزایش قیمت نفت خام می‌باشند. نتایج نمودار ۴ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۴، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۲٪ به قیمت نفت خام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۸۶ و در دوره دوم ۱/۴۱ درصد کاهش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۵ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۵، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۵٪ به قیمت نفت خام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۱/۰۳ و در دوره دوم ۱/۶۳ درصد کاهش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۶ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۶، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۱۰٪ به قیمت نفت خام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۱/۴۵ و در دوره دوم ۲/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی، تأثیر معکوس افزایش قیمت نفت خام بر سودآوری شبکه بانکی را این‌گونه می‌توان توجیه کرد که به دلیل مواجهه اقتصاد کشور با بیماری هلندی، با افزایش قیمت نفت خام و در نتیجه افزایش درآمدهای نفتی، تمایل بنگاه‌ها به سرمایه‌گذاری در بخش‌های غیرمولد اقتصاد افزایش یافته و در نتیجه انگیزه آنان از بازپرداخت تسهیلات کاهش یافته که موجب کاهش سودآوری شبکه بانکی کشور می‌شود.

نمودارهای ۷ تا ۹ بیانگر واکنش آنی سودآوری شبکه بانکی (رشد شاخص سهام بانک‌ها) (BPR) نسبت به شوک ناشی از افزایش شاخص کل سهام (STK) در سه سناریوی ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ افزایش شاخص کل سهام می‌باشند. نتایج نمودار ۷ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۷، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۲٪ به شاخص کل سهام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۱۶ و در دوره دوم ۰/۴۷ درصد افزایش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۸ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۸، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۵٪ به شاخص کل سهام وارد شود،

سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۴۹ و در دوره دوم ۰/۹۷ درصد افزایش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۹ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۹، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۱۰٪ به شاخص کل سهام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۵۴ و در دوره دوم ۱/۵۲ درصد افزایش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی، نتایج نشان می‌دهد که افزایش شاخص کل سهام، از تأثیر چندانی بر سودآوری شبکه بانکی کشور برخوردار نیست. لیکن این تأثیر مثبت ولی ضعیف را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که افزایش شاخص کل سهام، بیانگر بهبود توانایی مالی بنگاه‌ها بوده و موجب افزایش توانایی آنان در دریافت و بازپرداخت تسهیلات بانکی و در نتیجه افزایش سودآوری شبکه بانکی (شاخص سهام بانک‌ها) می‌شود.

نمودارهای ۱۰ تا ۱۲ بیانگر واکنش آنی سودآوری شبکه بانکی (رشد شاخص سهام بانک‌ها) (BPR) نسبت به شوک ناشی از افزایش بودجه دولت (BUD) در سه سناریوی ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ افزایش بودجه دولت می‌باشند. نتایج نمودار ۱۰ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۱۰، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۲٪ به بودجه دولت، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۱۹، دوره دوم ۰/۲۴ و دوره سوم ۰/۳۸ درصد افزایش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۱۱ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۱۱، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۵٪ به بودجه دولت، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۲۳، دوره دوم ۰/۲۶ و دوره سوم ۰/۴۴ درصد افزایش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نتایج نمودار ۱۲ نشان می‌دهد که بر اساس سناریوی ۱۲، اگر یک شوک مثبت به‌اندازه ۱۰٪ به بودجه دولت، سودآوری شبکه بانکی در دوره اول، ۰/۲۷، دوره دوم ۰/۵۲ و دوره سوم ۰/۶۱ درصد افزایش می‌یابد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی، نتایج نشان می‌دهد که افزایش بودجه دولت، از تأثیر چندانی بر سودآوری شبکه بانکی کشور برخوردار نیست. لیکن این تأثیر مثبت ولی ضعیف را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که با افزایش بودجه دولت، تقاضای کل افزایش از سوی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان (بنگاه‌ها) یافته و در نتیجه تقاضای تسهیلات بانکی و متعاقباً درآمد بهره‌ای و سودآوری شبکه بانکی نیز افزایش می‌یابد.

۵. جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به بانک‌ها و ریسک‌های موجود در سیستم بانکداری کشور، بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری سیستم بانکی یکی از اساسی‌ترین اصول مدیریت ریسک اعتباری در بانک‌ها به شمار می‌رود؛ ازاین‌رو در این مطالعه به بررسی تأثیر شوک‌های بازار سهام، قیمت نفت، نرخ

ارز و بودجه دولت بر سودآوری سیستم بانکی کشور در قالب ۱۲ سناریو مبتنی بر واکنش سودآوری شبکه بانکی کشور نسبت به ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ شوک در متغیرهای یاد شده پرداخته شد. برای این منظور داده‌های مورد نیاز از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی و جدول داده – ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شد. همچنین، جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار MathLab استفاده شد. نتایج نشان داد نرخ غیررسمی ارز و قیمت نفت خام تأثیر معکوس و شاخص کل سهام و بودجه دولت تأثیر مستقیم بر سودآوری شبکه بانکی دارند؛ به‌طوری‌که اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به نرخ غیررسمی ارز وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۱/۷۳، ۲/۰۱ و ۲/۵۷ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به قیمت نفت خام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۱/۴۱، ۱/۶۳ و ۲/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. علاوه براین، اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به شاخص کل سهام وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۰/۴۷، ۰/۹۷ و ۱/۵۲ درصد افزایش می‌یابد. درنهایت، اگر شوک مثبت به‌اندازه ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به بودجه دولت وارد شود، سودآوری شبکه بانکی حداکثر به‌ترتیب ۰/۳۸، ۰/۴۴ و ۰/۶۱ درصد افزایش می‌یابد.

ازآنجاکه نتایج تحقیق نشان داد که از یک طرف، بروز شوک در نرخ غیررسمی ارز، به‌واسطه افزایش هزینه‌های تولید بنگاه‌ها و کاهش توانایی مالی آنان در بازپرداخت تسهیلات بانکی منجر به کاهش سودآوری شبکه بانکی به‌عنوان منابع اصلی تأمین مالی بنگاه‌های اقتصادی کشور شده و از طرف دیگر، به دلیل وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی و بیماری هلندی، بروز شوک در قیمت نفت خام، منجر به کاهش سودآوری شبکه بانکی کشور می‌شود، پیشنهاد می‌شود، از صندوق ذخیره ارزی در کشور به‌عنوان ضربه‌گیر جهت جلوگیری از افزایش بی‌رویه نرخ ارز استفاده شود؛ به‌عبارت‌دیگر، با توجه به شرایط تحریم‌های اقتصادی، بایستی نوسانات نرخ ارز در کشور کوتاه‌مدت باشد و نوسانات به‌صورت بلندمدت نباید رخ دهد که این مهم از طریق بازنگری در سبد دارایی‌های صندوق توسعه ملی، تغییر در سیاست‌های اعطای تسهیلات ارزی از بلندمدت به کوتاه‌مدت جهت حفظ نسبت جاری و همچنین کاهش ریسک نقدینگی صندوق توسعه ملی امکان‌پذیر خواهد بود.

همچنین، ازآنجاکه نتایج تحقیق نشان داد شوک مثبت به شاخص کل سهام و بودجه دولت منجر به افزایش سودآوری شبکه بانکی می‌شود، به دولت پیشنهاد می‌شود از بازار سهام حمایت کند؛ زیرا از این طریق با جذب نقدینگی از بخش خصوصی و تأمین منابع مالی از طریق واگذاری و فروش سهام‌های

دولتی در قیمت بالا می‌تواند بخشی از درآمدهای کاهش یافته خود در شرایط تحریم‌های اقتصادی را جبران و متعاقباً از این طریق بخشی از بدهی خود به شبکه بانکی را نیز پرداخت کند و موجبات افزایش سودآوری شبکه بانکی را فراهم نماید. لیکن باید توجه داشت که بازار سهام برای دولت می‌تواند ابزاری کوتاه‌مدت باشد، زیرا چنانچه حمایت دولت بلندمدت باشد و منجر به رشد بیش از حد شاخص سهام شود و منطبق بر افزایش ارزش سهام شرکت‌ها با توجه به تجدید ارزیابی دارایی نباشد، زمینه برای سقوط و خروج بی‌رویه سهام‌داران فراهم می‌شود.

References

António, M.; Ana Paula. S., & Simon, S. (2019). Determinants of Real Estate Bank Profitability, *Research in International Business and Finance*, 49: 282-300.

Antonio. T. P. (2013). What determines the profitability of banks? Evidence from Spain, *Accounting and Finance*, 53: 561 – 586.

Bernanke, B. S.; Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, In: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.). *Handbook of Macroeconomics, Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Elsevier, PP. 1341–1393, (Chapter 21).

Bigdley, M. Esmailzadeh Moghri, A. Calendar., & Daman Kasha, m. (2021). An empirical test of the effect of business environment risk on the relationship between liquidity risk and financial performance in Iran's banking industry, *Investment Knowledge*, 10(40): 425-450. (in Persian)

Boys, K. A., & Florax, R.J.G.M. (2007). Meta-Regression Estimates for CGE Models: A Case Study for Input Substitution Elasticities in Production Agriculture. *American Agricultural Economics Association* (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association).

Decaluwé, B., A. Lemelin, H., & Maisonnave et V. Robichaud. (2013). «Pep-1-t», Standard PEP model: single-country, recursive dynamic version,

Politique Économique et Pauvreté/Poverty and Economic Policy Network. Université Laval, Québec.

Ezzati, M. wise L. A., & Farmer Saji, N. (2015). Factors affecting the profitability of Islamic banks (member countries of the Organization of the Islamic Conference). *Islamic Economics and Banking*, 15: 153-139. (in Persian).

Islamic Council Research Center (2011). social accounting matrix, https://rc.majlis.ir/fa/news/show/931207, (in Persian)

Javier, A., & Arce, O. (2012). Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability, *The Economic Journal*, 122 December, 1346–1372.Doi:10.1111/j.1468-0297. 2012.02531.x._2012

Kafaei, S. M. A., & Rahzani, M. (2016). Investigating the impact of macroeconomic variables on the liquidity risk of Iranian banks, *Economic Research and Policy Quarterly*, 25(81): 261-310. (in Persian)

Khademi, S. R. Falihi Pirbast, N. Dalmanpour, M., & Naghi Lu, A. (2019). Investigating the effects of specific banking and macroeconomic variables on banks' profitability (comparing neoclassical and post-Keynesian schools). *Financial Economics*, 14(53): 252-213. (in Persian)

Khani, Z. Rajab Dari, H., & Mousavizadeh, S. A. (2018). Investigating the effect of oil price shocks on banks' performance, *Financial and Economic Policy Quarterly*, 7(26): 163-183. (in Persian)

Kiyotaki, N., & Moore, J. H. (1997). Credit Cycles, *Journal of Political Economy*, 105(2): 211–48.

Lu, J. Lu, J., & Lv, J. (2021). Brexit: The Impact of the Fluctuation of Pound Exchange Rate on the Banking Performance and Profitability, *American Journal of Industrial and Business Management*, 11: 364-379.

Mehrabanpour, M. R. Naderi Nouraini, M. M. Inalo, A., & Ashari, A. (2017). Factors affecting the profitability of banks, *empirical studies of financial accounting*, 14(54): 119-140. (in Persian)

Mehrgan, N., & Deliri, H. (2012). Banks' reaction to monetary policies based on the DSGE model, *Economic Research and Policy Quarterly*, 21(66): 68-39. (in Persian).

Pan, Q. H., & Pan, M. L. (2014). The Impact of Macro Factors on the Profitability of China's Commercial Banks in the Decade after WTO Accession, *Journal of Social Sciences*, 2: 64-69.

Petria, N. Capraru, B., & Inhnatov, I. (2015). Determinants of bank's profitability: evidence from EU27 banking systems, procedia economics and finance, *Procedia Economics and Finance*, 20: 518-524.

Sayadi, M. Danesh Jafari, d. Bahrami, J., & Rafei, M. (2015). providing a framework for the optimal use of oil revenues; A dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) approach. *Planning and Budget Quarterly*, 20 (2): 21-58. (in Persian)

Tavaklian, H., & Kamijani, A. (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*, 3(8): 117-87. (in Persian)

Trad, N. Trablesi, M. A., & Goux, J. F. (2017). Risk and profitability of Islamic banks: A religious deception or an alternative solution?, *European Research on Management and Business Economics*, 23(1): 40-45.

Uhlig, H. (1999). *A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily, In Ramon Marimon and Andrew Scott, (eds.). Computational Methods for the Study of Dynamic Economies,* Oxford: Oxford University Press, 1-49.