

Evaluating macroeconomic shocks on banking stability with A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach (case study: Iran's economy)

Aso Esmailpour¹ | Jafar Haghghat² | Zahra Karimi Tekanlou³

1. Ph.D. Candidate in monetary economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: Asoesmailpour1986@gmail.com
2. Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: haghghat@tabrizu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: zahra.karimi.tu@gmail.com

Article Info

ABSTRACT

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 21 October 2022

Revised in revised

form: 26 December 2022

Accepted: 20 June 2023

Published

online: 20 August 2023

JEL: O18, E50, E60

Keywords:

Macroeconomic shocks

banking stability

Iran's economy

A Factor-Augmented Vector

Autoregressive (FAVAR)

Approach

Although monetary and credit policies are a tool to stabilize the real sector of the economy and achieve sustainable economic growth, it is approved by general economists and policymakers. However, macroeconomic shocks also affect the stability of the banking system. In this research, an attempt is made to use the Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach, with a relatively small scale, to evaluate macroeconomic shocks on banking stability. Recent studies indicate an increase in attention to models in which a wide range of economic information is used in their design. This has been made possible by supplementing traditional VAR models by using one or more factors. The impact of macroeconomic shocks on asset return variables, return volatility and bank capital have been investigated from bank stability Indicators. The results obtained, shock Inflation and exchange rate create a wave-like effect in the banking sector, which lasts for about 5 years in the banking sector, and on the other hand, the effect of inflation on this sector is longer and more lasting than the impact of the exchange rate shock

Cite this article: Esmailpour, A., Haghghat, J., & Karimi Tekanlou. (2023). Evaluating macroeconomic shocks on banking stability with A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach (case study: Iran's economy). *Stable Economy Journal*, 4 (2), 34-75. DOI: 10.22111/sedj.2023.43757.1252



Extended Abstract:

Introduction:

The banking industry is considered one of the most important sectors of the country's economy, which can provide grounds for the growth and prosperity of the economy by organizing and properly managing its resources and expenses. Bank stability is important from different perspectives. Banking stability can indicate the structure of banking resources and the financing of bank assets. According to the literature on banking health and stability, basic capital can help banks compensate for financial losses, and capital can be a factor that reduces the transfer of shocks and reduces the risk of banks' lending process (Ven Don Houl, 2021).

The stability of the banking system is one of the most important issues that is considered by economists and policymakers to stabilize long-run economic growth. In addition to destabilizing the financial sector, the instability of a country's banking system will also increase economic fluctuations. Therefore, the stability of the banking system is one of the factors affecting the GDP and economic growth. The European Central Bank considers financial instability to be a situation where the existing financial system in a country, including financial intermediaries, markets, and financial infrastructure, cannot withstand incoming economic shocks and cause disturbances in the functioning functions of the financial system. The impact of the instability of the banking system on the gross domestic product is far greater than its effect on the stabilization of the gross domestic product. In other words, it can be stated that the relationship between these two variables is direct and non-linear. (Nazarian et al., 2016).

Esoklarik et al. (2012), by investigating the identification of a financial crisis, showed that high levels of bank loans and financial leverage increase the probability of a financial crisis. Goodhart and Hoffman (2008) presented theories about the two-way causal relationship between bank credit and macroeconomic shocks and showed that bank credit can have a direct theoretical relationship with monetary policies and that monetary policy can also explain banking stability.

In addition to having an oil export economy, Iran potentially receives different effects from macroeconomic shocks, especially specific policies. The government sells foreign currency from oil exports to the central bank, as a result, when the government spends oil revenues in domestic currency and such revenues affect the reserves of the banking system, and assuming other factors

are constant, the supply of Money increases and starts circulating in the economy through the financial system. Similarly, when the central bank sells foreign currency, money leaves the economy. In contrast, monetary policy measures are not hard to define monetary conditions, which are determined by monetary, fiscal, and foreign exchange effects (primary money creation). Because under this specific policy framework, macroeconomic shocks can be generated unconventionally and have an impact on the decisions of the financial system. Financial stability depends on the monetary conditions of the economy, which is the result of the evolution of the interest rate and the real exchange rate. Especially, the bad financial conditions that increase the interest rate and decrease the value of the national currency are the real factors for instability. In the first stage, these conditions are determined by political shocks that include unexpected financial and foreign exchange measures, as well as the internal response of these policies to other shocks. Macroeconomic shocks include structural shocks (three shocks). (Carvallo et al, 2016).

The process of financial stability or instability in the banking sector is not only affected by the decisions taken in the monetary and banking areas, with has a direct impact on lenders, borrowers, the amount of savings, cost, profitability, efficiency, and bank financial ratios. In a recession and prosperity, countries adopt different economic policies, each of which affects banking stability. On the other hand, with the increase in the inflation rate, the real interest rate has decreased, and this increases the willingness to receive loans, and this affects banking risk and stability in this sector. The increase in the unemployment rate and government budget deficit also causes the government to turn to expansionary policies and borrowing from banks to increase employment or reduce the government budget deficit, which can affect banking stability. Therefore, it is very important to know macroeconomic shocks on banking stability. Therefore, this study intends to examine macroeconomic shocks on banking stability.

Method:

In this research, the time series data of macroeconomic variables, and banking stability from the period 1991 to 2022 have been used. The data used were selected based on the general classification of the study by Bernanke et al. (2005). This classification includes production, inflation, the volume of money, oil revenues, exchange rate, and bank stability, the data used are all annual and have been prepared through the central bank's time series database, it should be noted. Since it is necessary to estimate the factors using the generalized factor vector self-explanatory pattern, the

variables are stationary, and tests such as Dickey-Fuller's generalized unit root test and Phillips Peron's have been performed on the variables. It is necessary to explain that, except for a small number of variables, all other variables are first-order accumulation, and in most cases, the first-order difference of the logarithm of the variables is used in the model. The modeling of the self-explanatory model of the generalized factor vector is based on the study of Bernanke et al. (2005) and the estimation of the model using the expectation maximization algorithm is based on the study of Demster et al. (1977) and Shamoy Stauffer (1982).

It can also be said that there are several methods for measuring risk factors in the theoretical literature. Several researchers, such as Butch et al. (2014), used the ratio of overdue loans, while Angiloni and Faia (2009) used Market-based criteria using the Z-score index by default. To measure the banking crisis, the Z-score index and the standard deviation values of asset returns are used. The Z-score measure calculates bank data, returns, and fluctuations. Theoretically, Z-scores are inversely related to the probability of default, i.e. the probability of an equal footing for bank failure is sufficiently reduced. Therefore, low Z-score values indicate instability and a higher probability of non-payment. The second method for measuring risk factors, the cross-sectional standard deviation of asset returns (DEVROA), tries to capture the systematic fluctuations of returns (Lepetit & Strobel, 2019). In this regard, the Z index has been used in this article to measure bank stability:

$$Z - score_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RGDP_{it} + \alpha_2 INF_{it} + \alpha_3 OIL_{it} + \alpha_4 EXR_{it} + \alpha_5 DEF_{it} + Z - score(-1) + e_{it}$$

Where z-score is bank stability, RGDP is economic growth, INF is the inflation rate, UNP is the unemployment rate, EXP is the exchange rate, OIL is oil revenues and DEF is the government budget deficit (surplus). The second model of this article is based on the study of Bernanke et al. (2005), which evaluates the effect of macroeconomic shocks on banking stability, by using the annual time series date from 1991 to 2022. To do so, the components of the equation can be rewritten in the form of an equation as follows:

$$\begin{bmatrix} X_t^R \\ X_t^{NR} \\ X_t^S \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^R & 0 & 0 \\ 0 & A_2^{NR} & 0 \\ 0 & 0 & A_3^S \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} F_t^R \\ F_t^{NR} \\ F_t^S \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^R \\ e_t^{NR} \\ e_t^S \end{bmatrix}$$

Using the estimation of the above equation, the factors or F_t^i are estimated. Then the final equation will be estimated, which is a combination of factors as well as exogenous policy variables. Based on what was stated in the previous section, the number of factors used will be 3 factors. To estimate the final equation, the variables in the Y_t vector must first include the variables that represent macroeconomic shocks. In many studies, two variables of oil revenues and exchange rate are usually used to specify and explain macroeconomic shocks in VAR models. What is considered important is that these two variables are exogenous to the banking sector, while they are determined outside of this sector and mainly by policymakers. Therefore, the Y_t vector will include two variables, oil revenues and exchange rate, and the growth rates of these two variables have been used to avoid the problems caused by variable indeterminacy.

$$\begin{bmatrix} F_t^R \\ F_t^{NR} \\ F_t^S \\ INF_t \\ EX_t \end{bmatrix} = \varphi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^R \\ F_{t-1}^{NR} \\ F_{t-1}^S \\ INF_{t-1} \\ EX_{t-1} \end{bmatrix} + Z_t' B + v_t$$

Where INF_{t-t} and EX_t respectively are the inflation rate and exchange rate which form the Y_t vector and Z_t and B respectively are exogenous variables (inflation and exchange rate) and coefficients related to these are the variables.

Results:

In this article, an attempt was made to estimate a self-explanatory vector model of generalized factors on a small scale to evaluate the impact of macroeconomic shocks on banking stability. The small number of variables in conventional VAR models creates two basic problems in analyzing the effects of shocks on the economy, first, the information available in economic statistics is not used efficiently, but only a limited number of variables are used. It is used selectively and therefore the evaluation of the effects of shocks on variables in the economy will not be comprehensive and complete. The second is that the selection of variables is based on the taste and choice of researchers. Recently, a lot of attention has been paid to models in which a wider set of economic information is used. This is possible by supplementing the traditional VAR models by using one or more factors.

The purpose of this article was to evaluate macroeconomic shocks on banking stability in Iran's economy. In this regard, to estimate the latent variable of banking stability in the banking sector,

three indicators of asset return, bank capital, and asset return fluctuations have been used, and to analyze the effect of macroeconomic shocks on asset return, asset return fluctuations, and bank capital, shock response functions have been used. The estimation model of the article has been used. According to the results, inflation and exchange rate shocks create a wave-like effect in the banking sector that lasts for about 5 years, and on the other hand, the impact of inflation on this sector is more stable than the impact of exchange rate shocks. The reason for this can be the conversion of the exchange rate shock into an inflation shock after a short period through the mechanism of economic activities in the banking sector, and it becomes effective through the increase in oil revenues and the budget deficit in this sector.

The results of the graphs show that the impact of inflation and exchange rate shocks initially increases bank instability, but after about one to two years, the bank enters the instability stage. This situation manifests itself in the form of a decrease in the yield of assets, bank capital, and yield fluctuations, which covers the period between 10 and 20 years after the shock. With this assessment, the period of banking instability is relatively longer than the period of banking stability. This issue is compatible with the usual observations of developments in the banking sector in Iran. Therefore, it can be suggested to the policymakers to apply policies to neutralize the shocks in the banking sector in case of inflation and exchange rate shocks.

Since during the period under review, exchange rate fluctuations have had the greatest effect on the deviations and instability of short-term interest rates and inflation, it is recommended that monetary policymakers consider better management in the short term. For example, in a situation where the exchange rate increases a lot, the short-term interest rate can be changed by the efficiency of the real sectors of the economy, and in a way, the speculative demand for money is reduced. Also, by reducing the budget deficit (decreasing borrowing from the central bank) and managing oil revenues through budget amendments or the issuance of corporate bonds by the central bank, he acted to control liquidity and inflation.

Due to the impact of macroeconomic variables on banking stability, banks should always monitor macroeconomic variables and consider appropriate policies for economic conditions. It is suggested that economic officials eliminate the atmosphere of uncertainty governing macroeconomic variables by establishing stability in monetary and financial policies.

ارزیابی شوک های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته (FAVAR) (مطالعه موردی: اقتصاد ایران)

ناسو اسماعیل پور^۱؛ جعفر حقیقت^۲؛ زهرا کریمی تکانلو^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: asoesmailpoor1986@gmail.com

۲. نویسنده مسئول، استاد گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: haghghat@tabrizu.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: zahra.karimi.tu@gmail.com

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۷/۲۹	سیاست‌های پولی و اعتباری اگرچه به عنوان ابزاری برای تثبیت بخش واقعی اقتصاد و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار مورد تأیید عموم اقتصاددانان و سیاستگذاران است. با این حال شوک‌های اقتصاد کلان نیز به نوبه خود بر ثبات سیستم بانکی اثرگذار می‌باشند. در پژوهش حاضر سعی بر این است تا با استفاده از مدل خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته (FAVAR)، با مقیاس نسبتاً کوچک برای ارزیابی شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی استفاده شد. مطالعات اخیر از افزایش توجه به مدل‌هایی که در طراحی آنها طیف گسترده‌ای از اطلاعات اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد، حکایت دارد. این امر با تکمیل کردن مدل‌های سنتی VAR با استفاده از یک یا چند عامل امکان پذیر شده است. تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر متغیرهای بازده دارایی، نوسانات بازده و سرمایه بانک از شاخص‌های ثبات بانکی بررسی شده است. نتایج بدست آمده، شوک‌های تورم و نرخ ارز یک اثر موج ماندنی در بخش بانک ایجاد می‌کنند که این اثر حدود ۵ سال در بخش بانک ماندگار می‌شود و از طرفی، تأثیر تورم بر این بخش طولانی‌تر و ماندگارتر از تأثیر شوک نرخ ارز است.
واژه‌های کلیدی: شوک‌های اقتصاد کلان، ثبات بانکی، اقتصاد ایران، رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته	

استناد: اسماعیل پور، ناسو؛ حقیقت، جعفر؛ کریمی تکانلو، زهرا (۱۴۰۲)، ارزیابی شوک های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته (FAVAR) (مطالعه موردی: اقتصاد ایران)، *اقتصاد باثبات*، ۴ (۲)، ۳۴-۷۵.

DOI ۱۰.۲۲۱۱۱/sedj.۲۰۲۳.۴۳۷۵۷.۱۲۵۲

۱- مقدمه

صنعت بانکداری یکی از مهمترین بخش‌های اقتصاد کشور محسوب می‌شود که می‌تواند با ساماندهی و مدیریت مناسب منابع و مصارف خود زمینه‌های رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم آورد. ثبات بانکی از منظرهای مختلف مورد توجه است. ثبات بانکی می‌تواند بیانگر ساختار منابع بانکی و تأمین مالی دارایی‌های بانکی باشد. مطابق با ادبیات سلامت و ثبات بانکی، سرمایه پایه می‌تواند به بانک‌ها برای جبران زیان‌های مالی کمک نموده و سرمایه به عنوان یک عامل کاهنده انتقال شوک‌ها و کاهش ریسک فرایند وام‌دهی بانک‌ها باشد (Ven Don Houli, ۲۰۲۱).

ثبات و پایداری نظام بانکی یکی از مهمترین موضوعاتی است که برای تثبیت رشد یک اقتصاد در بلندمدت مورد توجه اقتصاددانان و سیاستگذاران قرار می‌گیرد. ناپایداری نظام بانکی یک کشور علاوه بر ناپایداری بخش مالی، نوسانات اقتصادی را نیز افزایش خواهد داد. پس پایداری و ثبات نظام بانکی یکی از عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی کشور در بلندمدت است. بانک مرکزی اروپا ناپایداری مالی را بیانگر وضعیتی می‌داند که سیستم مالی موجود در یک کشور شامل واسطه‌های مالی، بازارها و زیرساخت‌های مالی در برابر شوک‌های اقتصادی وارده مقاومت نکند و باعث ایجاد اختلال در عملکرد و وظایف سیستم مالی شود. اثرگذاری ناپایداری نظام بانکی روی تولید ناخالص داخلی به مراتب بزرگ‌تر از تأثیری آن در ایجاد ثبات در تولید ناخالص داخلی است. به عبارت دیگر می‌توان اظهار کرد که رابطه این دو متغیر مستقیم و غیرخطی است، یعنی کاهش ثبات بانکی منجر به کاهش قابل توجهی در تولید ناخالص داخلی خواهد شد در حالی که پایداری و ثبات زمینه‌ساز افزایش تولید ناخالص داخلی اما نه به همان نسبت خواهد بود. افزایش یا کاهش در ثبات صنعت بانکداری عملکرد بانک‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این ثبات و بی‌ثباتی بانکی می‌تواند ناشی از شوک‌های اقتصادی کلان باشد و عملکرد بانکی بخش‌های کلان اقتصادی کشور را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (نظریان و همکاران، ۱۳۹۶).

اسوکلاریک و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، با بررسی شناسایی بحران مالی نشان دادند که سطح بالای اعتبارات بانکی و اهرم مالی احتمال بروز بحران مالی را افزایش می‌دهند. گودهارت و هافمن^۲ (۲۰۰۸)، نظریاتی در مورد رابطه علی دوطرفه بین اعتبار بانکی و شوک‌های اقتصادی کلان ارائه دادند

^۱ -Schularick et al

^۲ - Goodhart and Hofmann

و نشان دادند که اعتبار بانکی می تواند یک رابطه تئوری با سیاست های پولی به صورت مستقیم داشته باشد و اینکه سیاست پولی می تواند ثبات بانکی را نیز توضیح دهد.

با توضیحات بالا، ایران علاوه بر داشتن اقتصاد صادرات نفتی به طور بالقوه تأثیرات متفاوتی از شوک های اقتصاد کلان به ویژه سیاست های خاص می گیرد. دولت ارز خارجی حاصل از صادرات نفت را به بانک مرکزی می فروشد، در نتیجه، زمانی که دولت درآمدهای نفتی را با ارز داخلی خرج می کند و اینگونه درآمدها بر ذخایر سیستم بانکی اثر می گذارد و با فرض ثابت بودن سایر عوامل، عرضه پول افزایش می یابد و در واقع شروع به گردش در اقتصاد از طریق سیستم مالی می کند. به طور مشابه زمانی که بانک مرکزی ارز خارجی می فروشد، پول از اقتصاد خارج می شود. در مقابل، اقدامات سیاست پولی برای تعریف شرایط پولی سخت نیست، که در واقع توسط اثرات پولی، مالی و ارز خارجی تعیین می شود (خلق پول اولیه). از آنجا که تحت این چارچوب سیاست خاص، شوک های اقتصاد کلان می تواند به صورت غیر متعارف تولید و تأثیراتی بر تصمیمات سیستم مالی بگذارد. ثبات مالی به شرایط پولی اقتصاد بستگی دارد که نتیجه سیر تکاملی نرخ بهره و نرخ واقعی ارز است. به ویژه شرایط بد مالی که موجب افزایش نرخ بهره و کاهش ارزش پول ملی می شود، عامل واقعی برای بی ثباتی است. این شرایط در مرحله اول، توسط شوک های سیاسی که شامل اقدامات غیرمنتظره مالی و ارز خارجی و همچنین پاسخ درونی این سیاست ها به سایر شوک ها، تعیین می شود شوک های اقتصاد کلان شامل شوک های ساختاری (سه شوک کل و دو شوک سیاسی) است. شوک های ساختاری در واقع شوک هایی که به ساختار اقتصاد ضربه وارد می کند، که ثبات بانکی را تحت تأثیر قرار می دهد (Carvalho et al, 2016).

روند ثبات یا بی ثباتی مالی در بخش بانکی نه تنها از تصمیمات اتخاذ شده در حوزه های پولی و بانکی با تأثیرگذاری مستقیم بر وام دهندگان، وام گیرندگان، حجم پس انداز، هزینه، سودآوری، کارایی و نسبت های مالی بانکی تأثیر می پذیرند، بلکه شوک های اقتصاد کلان مهمترین عوامل تأثیرگذار بر بی ثباتی مالی بخش بانکی و در نهایت بروز بحران مالی کشورها هستند. کشورها در شرایط رکود و رونق سیاست های اقتصادی متفاوتی را در پیش می گیرند که هر کدام بر روی ثبات بانکی تأثیر می گذارند. از طرف دیگر با افزایش نرخ تورم هزینه پول (بهره حقیقی)، کاهش یافته و همین امر تمایل به دریافت وام را افزایش می دهد و همین امر ریسک بانکی و ثبات در این بخش را تحت تأثیر قرار

می‌دهد. افزایش نرخ بیکاری و کسری بودجه دولت نیز باعث می‌شود، دولت جهت افزایش اشتغال یا کاهش کسری بودجه دولت به سیاست‌های انبساطی و استقراض از بانک‌ها روی آورد که می‌تواند بر روی ثبات بانکی تأثیرگذار باشد. در کشورهایی همچون ایران که از نظام بانکی دولتی تبعیت می‌کنند، ثبات بانکی تا حدود زیادی تحت تأثیر سیاست‌های پولی قرار دارد که بیش از هر چیز متأثر از شرایط اقتصادی کشور و دولت می‌باشد. معمولاً دولت‌ها در مواجهه به کسری بودجه، سیاست پولی انبساطی به کار می‌گیرند که می‌تواند زمینه ساز بی‌ثباتی مالی در بخش بانکی گردد. بنابراین شناخت شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی بسیار حائز اهمیت است. از این رو این مطالعه در نظر دارد تا به بررسی شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی بپردازد. در بخش اول، به مسئله مطالعه اشاره شد و در بخش دوم مقاله، مبانی نظری پژوهش و پیشینه مطالعات انجام شده مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، الگوهای پژوهش معرفی و سپس برآورد و تحلیل می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهاد ارائه می‌شود.

۲- چارچوب نظری پژوهش

۲-۱. شوک‌های اقتصاد کلان

شوک‌های ساختاری دربرگیرنده شوک‌های سیاسی و عمومی و کل می‌باشند که در واقع شوک‌های کل مربوط به نوسانات کل بازار کالاها است که قیمت عمومی، رفتار واقعی فعالیت‌ها و نسبت قیمت مصرف‌کننده را مشخص می‌کند و شوک عرضه کل انبساطی باعث افزایش فعالیت‌های واقعی و کاهش تورم می‌شود. و در مقابل شوک‌های تقاضای انبساطی عمدتاً به افزایش قیمت‌ها منجر می‌شود اما ممکن است اثرات واقعی مثبتی نداشته باشند. تقسیم شوک‌های به شوک عرضه و تقاضا، یک روش برای خلاصه کردن تاثیر شوک‌ها چندگانه است که ممکن است بر کل کالاها بازار تأثیرگذار باشد (Carvalho et al., ۲۰۱۶).

دو نوع شوک تقاضای واقعی را می‌توان در نظر گرفت که بر الگوهای مصرف و قیمت نسبی تأثیر می‌گذارد: افزایش مصرف و نسبت قیمت کالاها (برای کالاهای قابل مبادله) و افزایش مصرف و نسبت قیمت خدمات (برای غیر مبادله‌ای). از آنجا که شوک‌های تقاضا ممکن است تأثیری بر فعالیت‌های واقعی نداشته باشد و شوک‌های تقاضا را با استفاده از اطلاعات منحصرأ عمومی و نسبت

قیمت ها تعریف می کنند. با توجه به ادبیات تحقیق کانوا^۱ و همکاران (۲۰۰۵) و کلریدا و گلی^۲ (۱۹۹۴)، یک شوک را به جای دو شوک تقاضا شنا سایی کردند. طبقه بندی شوک ها با جزئیات بیشتر در یک اقتصاد نفتی با کنترل نرخ ارز، الگوهای مصرف و تخصیص نهاده های بهره وری می تواند به صورت غیراستاندارد اتفاق بیفتد. به عنوان مثال، با توجه به تنظیم و کنترل نرخ ارز با بازارها دوگانه، انگیزه برای واردات افزایش می یابد و مصرف کالاها قابل مبادله به ویژه در تجارت کالاها بیشتر می شود. بنابراین به دلیل اینکه منابع نفتی به داخل اقتصاد کشور هدایت می شود، افزایش تقاضای کل ممکن است اثرات واقعی بر بخش بانکی، بازار مسکن و یا بخش های مختلف با توجه به اینکه مصرف به سمت معاملات تجاری یا غیر معاملاتی است، بگذارد. بنابراین از رفتار نسبی قیمت مصرف کننده برای تفکیک دو شوک تقاضای واقعی که به طور بالقوه متفاوت هستند، استفاده می شود (کارولا و همکاران، ۲۰۱۶). لینزرت^۳ (۲۰۱۵)، در تحقیقی با استفاده از یک الگوی خود همبسته برداری ساختاری، اثرات دینامیکی شوک های اقتصاد کلان را بر روی نرخ بیکاری در کشور آلمان مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. براساس نتایج این بررسی شوک های عرضه نیروی کار و قیمتی اثر مستقیم بر بیکاری و شوک تقاضا کل اثر معکوس بر بیکاری داشته است. علاوه بر این، شوک دستمزدی و شوک بهره وری اثر چندانی بر نرخ بیکاری در کوتاه مدت نداشته است. اما در بلندمدت اصلی ترین عامل تأثیرگذار بر نرخ بیکاری در آلمان بوده است. مالهرب^۴ (۲۰۱۳)، نیز در مطالعه ای به بررسی تأثیر شوک های اقتصادی بر روی نرخ بیکاری استرالیا برای دوره ای ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ با بهره گیری از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری پرداخته است. براساس این تحقیق، شوک بهره وری بر نرخ بیکاری تأثیر معکوسی بر اقتصاد استرالیا داشته است. در مورد شوک های طرف تقاضا و دستمزد نیز یک ارتباط معکوس با نرخ بیکاری به اثبات رسیده است. تأثیر شوک عرضه نیروی کار بر نرخ بیکاری نیز مثبت برآورد گردیده است.

شوک های سیاسی که منشأ آنها در سیاست و مدیریت متغیرهای خاص است لذا اثر تعریف شده ای در بازار کالاها ندارد. شوک مالی کسب درآمد (حاصل از صادرات کالا)، نشان دهنده شوک به ایجاد

^۱ - Canova

^۲ - Clarida & Gali

^۳ - Linzert

^۴ - Malherbe

پول اولیه از بخش مالی نه از بخش سیاست پولی. پرداخت‌های مالی به طور مستقیم مقدار سپرده‌های موجود در سیستم مالی را افزایش و نرخ بهره سپرده‌های را کاهش می‌دهد، زیرا درآمد نفت به طور مستقیم توسط بانک مرکزی با ارز خارجی مبادله می‌شود. از سوی دیگر، سیگنال‌های پایه پولی، در واقع همان سیاست پولی است که نرخ بهره را نشان می‌دهند اما این نرخ‌ها خیلی تغییر نمی‌کند. در این چارچوب شوک گسترش مالی را به عنوان افزایش ایجاد پولی - مالی (FM^۱) و کاهش نرخ بهره سپرده (TID^۲)، نشان داده می‌شود و هیچگونه محدودیتی در مورد واکنش مورد انتظار بازار کل محصولات ایجاد نمی‌کند که نیازمند اندازه‌گیری و زمان‌بندی تأثیر شوک‌ها باشد. با این وجود فرض می‌شود که نرخ ارز اسمی در بازار غیر رسمی سریعاً به این شوک پاسخ می‌دهد (Carvalho et al., ۲۰۱۶). گوپتا جورجاپلاس و کاباندی (۲۰۱۹)، به بررسی اثر شوک‌های مثبت سیاست پولی بر رشد واقعی قیمت مسکن در پنج بخش آفریقای جنوبی با استفاده از روش فاکتور تعدیل یافته خودرگرسیون برداری (FAVAR)، پرداخته‌اند. نتایج نشان داد در کل تورم قیمت مسکن به صورت معکوس به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد، اما واکنش در بین بخش‌های لوکس، میانه بزرگ و میانه متوسط بازار نسبت به بخش‌های میانه کوچک و قابل تامین مالی بیشتر است. اسنماکر و جرلاک (۲۰۱۹)، نیز با استفاده از روش‌های VAR و PVAR به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر تورم، تولید و قیمت دارایی‌های مسکونی در ۱۸ کشور پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست پولی آثار بزرگ و قابل پیش‌بینی روی قیمت دارایی‌های مسکونی دارد و این اثرگذاری تحت تأثیر ساختار مالی است. ساندرزن و همکاران^۳ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به شناسایی اقدامات محرک اقتصادی که ثبات بازار مسکن لیتوانی را در صورت شوک اقتصادی تضمین می‌کند با استفاده از تحلیل اقتصادسنجی شامل آزمون ایستایی، آزمون علیت گرنجر، تحلیل همبستگی، مدل‌های تأخیر توزیع شده خودرگرسیون و تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از آزمون کرانه‌های ARDL پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت مسکن در لیتوانی با تغییرات فصلی در تولید ناخالص داخلی همبستگی دارد و تأیید می‌کند که چرخه‌های بازار املاک و

^۱ -Fiscal - Money

^۲ - deposit interest rates

^۳ - Stundziene et al

^۴ -van

مستغلات با چرخه‌های اقتصادی مرتبط هستند. اقدامات محرک اقتصادی عمدتاً باید بر تثبیت اقتصاد، حفظ وجوه نقد و سپرده‌های خانوارها و همچنین مخارج مصرف‌کننده در صورت شوک اقتصادی متمرکز باشد.

۲-۲. ثبات بانکی

یکی از مفاهیمی که وان^۱ در بحث بانکداری مطالعه کرد، بحث ثبات بانکی است. مفهوم ثبات مالی بانک یکی از شاخص‌های مهم در مؤسسات مالی و اعتباری نظیر بانک‌ها بوده و همواره توجه قرار گرفته است. از شاخص‌های مهم در بخش بانکداری ثبات بانکی است که به میزان پایداری نظام بانکی در مقابل متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم و تولید ناخالص داخلی اطلاق می‌شود. ثبات مالی مانند سلامت معمولاً با ضد آن تعریف می‌شود. بحران مالی به یک تغییر ناگهانی در همه یا اکثر شاخص‌های مالی شامل نرخ‌های بهره کوتاه مدت و قیمت دارایی (اوراق بهادار، سهام، مستغلات و زمین)، و ورشکستگی و سقوط مؤسسات مالی گفته می‌شود، در حالی که رونق یا حباب برحسب هجوم پول به سوی دارایی‌های حقیقی یا مالی شناسایی می‌شود که بر انتظار مستمر در افزایش قیمت دارایی‌ها مبتنی است (نیلی، ۱۳۹۰). ثبات مالی در یک نظام مالی زمانی اتفاق می‌افتد که سه شرط زیر حاصل شوند:

- ۱- توانایی تخصیص منابع اقتصادی به شکل کارا و نیز قدرت ایجاد فرآیندهای اقتصادی دیگر (رشد اقتصادی، رفاه عمومی و تراکم دارایی)، وجود داشته باشد.
 - ۲- مدیریت مناسبی در زمینه تخمین قیمت‌گذاری، تخصیص و مدیریت مخاطرات مالی صورت گیرد.
 - ۳- توانایی اجرای موارد بیان شده حتی در شرایط بروز بحران‌های خارجی وجود داشته باشد.
- یک دلیل شکنندگی بانک‌ها در قبال بحران‌های مالی، از طبیعت واسطه‌گری آنها نشأت می‌گیرد. بانک‌ها سپرده‌های با سررسید کوتاه مدت را به تسهیلات با سررسید بلندمدت تبدیل می‌کنند. بنابراین، ترازنامه بانک‌ها معمولاً دچار عدم تطابق سررسیدها است. از سوی دیگر، بانک‌ها نمی‌توانند اعتبارات اعطایی را به راحتی و سهولت فراخوانی کنند و نوعی عدم انعطاف در سمت دارایی‌های بانک‌ها از این حیث وجود دارد. بنابراین، به دلیل آسیب‌پذیری‌های که مؤسسات مالی و به خصوص
-

بانک‌ها در معرض آن قرار دارند و شکنندگی‌های ذاتی این مؤسسات، ریسک‌های ناظر به ثبات مالی به یک مراقبت دائمی نیاز دارند.

در ادبیات بانکی اهرم‌های بانکی به معنای چگونگی استفاده منابع در ترازنامه برای تأمین مالی دارایی‌ها اشاره دارد. وام‌های پرداختی به سرمایه بانک‌ها در تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری شده ارتباط دارد. اهرم‌ها، همچنین به ریسکی بودن دارایی‌ها در ترازنامه اشاره می‌کند. درحقیقت، اهرم‌های مالی ارتباط دوطرفه میان منابع و دارایی‌ها را در ترازنامه بانک‌ها مشخص می‌کند. بنابراین، اهرم‌های مالی نقش مهمی در ثبات بانکی ایفا می‌کند و به افزایش ثبات بانکی منجر خواهند شد. به منظور رسیدن به بازده مناسب بانکی، بانک‌ها بسیاری از تکنیک‌ها و راهبردهای مختلف را انتخاب می‌کنند. یکی از مهم‌ترین استراتژی‌ها تعیین ساختار سرمایه مناسب است. اساساً، بانک‌ها نسبت به حداقل کردن مقدار سرمایه‌ای که به منظور حداکثر کردن بازده حقوق صاحبان سهام بوده حساسیت ویژه‌ای دارند. بانک‌ها به وسیله اهرم مالی بالاتر می‌توانند بازدهی حقوق صاحبان سهام را بیشتر کنند.

البته اهرم‌های مالی می‌توانند با ریسک بالا همراه باشند و بانک‌ها را با ریسک بالا روبه‌رو خواهند کرد. تجمع سرمایه در ریسک ناشی از زیان از مهم‌ترین راه حل‌های آنان خواهد بود. بنابراین، بانک‌ها برای محافظت از سرمایه و پیش‌بینی تصویری مناسب از قدرت مالی، ریسک مالی خود را به وسیله اتخاذ موقعیت اهرم مالی پایین کاهش می‌دهند. تصمیمات مالی به وسیله عملیات بانکداری در هم پیچیده می‌شود و سطح بالاتر ریسک با بازدهی دارایی‌ها مرتبط می‌شود که این موضوع با ایجاد ریسک مالی در ارتباط است. از این رو، با توجه به اهمیت شاخص ثبات مالی در شاخص ثبات مالی موردنظر، در این پژوهش ترکیبی از اهرم مالی و سودآوری در نظر گرفته می‌شود. با افزایش بازدهی دارایی‌ها ریسک احتمال نکول و کاهش انحراف معیار بازدهی دارایی‌ها به افزایش در شاخص ثبات بانکی منجر خواهد شد. در این شاخص افزایش سرمایه بانکی نیز موجب افزایش

ثبات بانکی خواهد شد. گودارد و همکاران^۱ (۲۰۰۴)، آتاسانگلو و همکاران^۲ (۲۰۰۸)، برگر و وبومن^۳ (۲۰۱۰)، ارتباط مثبت میان سرمایه و سودآوری را در مطالعات خود نشان داده‌اند.

در ایران، بانک‌ها به عنوان بزرگ‌ترین نهادهای مالی و اعتباری و به عنوان شریان حیات سیستم بانکی، متأثر از سیاست‌های کلان اقتصادی علی‌الخصوص در حوزه‌ی مالی و پولی هستند؛ بنابراین اولین مرکز توجه تأمین منابع، بانک‌ها هستند. افزایش ثبات در حوزه‌های پولی و مالی موجب افزایش اعتماد آحاد مردم برای افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد؛ همچنین تکانه‌های وارد بر بخش حقیقی اقتصاد، بخش مالی را تحت تأثیر قرار داده و موجب می‌شود که مشتری نتواند به موقع به تعهداتش در مقابل سیستم بانکی عمل نماید. لذا این مسأله زمینه‌ساز عدم پرداخت به موقع تعهدات و ایجاد مطالبات معوق خواهد شد که اولین نشانه از وقوع بحران‌های مالی است همچنین، به عنوان مثال، یکی از مشکلات سیستم بانکی در ایران افزایش مطالبات سررسید گذشته و معوق بانک‌ها نسبت به کل تسهیلات اعطایی در شبکه بانکی کشور است، که باعث کاهش توان وام‌دهی و تضعیف ترازنامه بانک‌ها و به تبع آن، بی‌ثباتی‌های مالی احتمالی در آینده است. کوهی لیلان و همکاران^۴ (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به شناسایی تأثیر ریسک‌های اعتباری و نقدینگی بر ثبات بانکی بر اساس می‌باشد مربوط به ۱۵ کشور منتخب عضو منطقه منا در دوره ۱۳ ساله طی سال ۲۰۱۸-۲۰۰۶ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که ریسک نقدینگی علاوه بر تأثیر مثبت بر روی ثبات بانکی باعث شدت گرفتن تأثیر مثبت آن بر روی ثبات بانکی کشورها می‌شود. همچنین ریسک اعتباری روی ثبات بانکی در حالت غیرخطی که مورد تأیید قرار گرفت، بسیار تأثیرگذار است. اسدی و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z-score و اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ و رهیافت می‌باشد ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی دو مرحله‌ای پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ریسک نقدینگی و اعتباری به طور معنی داری باعث کاهش ثبات بانکی شده‌اند، اما اثر تعاملی دو

۱ -Goddard et al

۲ - Athanasoglou et al

۳ - Berger & Bouwman

۴ -Kohe lelan

ریسک مذکور بر ثبات بانکی به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. به علاوه، افزایش نسبت سرمایه بهیود ثبات بانکی را به همراه داشته است. آقا محمدی رنای و همکاران (۱۳۹۲)، نیز در مطالعه‌ای با توجه به اهمیت نقش بانک‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی، به بررسی نقش واسطه‌گری مالی بانک‌ها تجاری به عنوان عمده‌ترین محصول بانک‌های تجاری بر بی‌ثباتی اقتصادی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که واسطه‌گری مالی بانک‌ها تأثیر منفی بر ثبات اقتصادی ایران داشته است. همچنین کمیجانی و همکاران (۱۳۸۹)، در تحقیقی به سنجش تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۳ و با استفاده از مدل VAR و توابع عکس‌العمل پرداختند. نتایج نشان داد که شوک‌های نفتی در کشور ایران به میزان قابل توجهی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند، اما با وجود مؤثر بودن شوک‌های نفتی بر نقدینگی و ایجاد سیاست‌های انبساطی پولی منتج شده از آن، شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی نبوده‌اند. بنابراین مدنظر قراردادن و مدیریت عواملی که در حیطه‌ی درون‌سازمانی و برون‌سازمانی بر تسهیلات و مطالبات معوق بانک‌ها اثر می‌گذارد، مانند ساختار و اندازه بانک و همچنین شرایط کلان اقتصادی، امری ضروری است. به همین نحو می‌توان به مشکلات و اثرات آن بر آسیب‌پذیری شبکه بانکی پرداخت. بنابراین بانکداری در ایران از یک سیستم کارآمد و پویا به منظور تجهیز و تخصیص بهینه منابع و خصوصاً ارائه خدمات موردنیاز برای دستیابی به رشد پایدار غیر تورمی و نیل به ثبات مالی و تأمین نیازهای سایر بخش‌ها و به ویژه بخش واقعی اقتصاد برخوردار نیست. لذا با ادامه روند کنونی، نظام بانکداری از مهمترین وظیفه اصلی خود که همانا تجهیز مؤثر و تخصیص بهینه منابع پولی برای تأمین رشد بلندمدت، کنترل تورم، کاهش آسیب‌پذیری نسبت به تکانه‌های وارده است؛ عقب خواهد ماند.

۳-۲- شوک‌های اقتصاد کلان و ثبات بانکی

عوامل متعددی در ثبات بانک‌ها دخیل هستند که این عوامل را می‌توان به دسته عوامل درون بانک و عوامل کلان تقسیم بندی کرد. عوامل درون بانکی بیشتر به جنبه‌های تجاری و سازمانی بانک‌ها توجه دارد و عواملی مانند میزان وام‌دهی، چگونگی اعطای تسهیلات و... را شامل می‌شود. عوامل کلان دربرگیرنده متغیرهای کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، نرخ بهره و کسری بودجه است.

مبانی نظری بیشتر به الگوی های ادوار تجاری و نو سانات تولید ناخالص داخلی باز می گردد. به طور معمول تولید ناخالص داخلی واقعی، حرکتی ناهموار و همراه با فراز و نشیب و با سرعتی غیرمتناوب دارد. بدین معنی که زمانی از حدود طبیعی خود سریع تر و زمانی کندتر رشد می کند. سیر حرکت تولید ناخالص داخلی واقعی معمولاً با چهار مرحله مشخص می شود. مراحل که حاکی از اوضاع و احوال اقتصادی و کسب و کار می باشند. به این مراحل به اصطلاح ادوار تجاری گفته می شود. الگوهای ادوار تجاری با تأکید بر نقش واسطه های مالی در ثبات تجاری یک زمینه خوب را برای الگوسازی عوامل تعیین کننده ثبات بانکی فراهم نموده اند. براساس این چارچوب، ثبات بانکی دارای رفتار سیکلی بوده که در دوران رونق روند کاهشی و هنگام رکود، روند افزایش از خود نشان می دهد. هنگامی که اقتصاد در وضعیت رونق قرار دارد، به علت افزایش تولید ملی و رشد درآمد قابل تصرف خانوارها، توان بازپرداخت دیون و تعهدات توسط خانوارها و بنگاه ها افزایش می یابد و همین امر ریسک و بی ثبات بانکی را کاهش می دهد. بنابراین در دوران رونق اقتصادی حجم مطالبات معوق کاهش و ثبات بانکی افزایش می یابد. اما در دوره زمانی بلندمدت، رابطه مذکور به تدریج در جهت معکوس عمل می کند. به طوری که کافمن^۱ (۱۹۹۸)، نشان داده است، رابطه سیکلی شرایط اقتصادی و ثبات بانکی به تدریج تضعیف خواهد شد و حتی در دوره زمانی بلندمدت در جهت معکوس عمل می کند (Kaufman, ۱۹۹۸). در توضیح این رخداد می توان گفت که تداوم رونق اقتصادی و شتاب رشد تولید ملی و درآمد ملی، منجر به خوش بینی جامعه نسبت به شرایط آینده خواهد شد. از طرفی بانک ها و مؤسسات پولی و مالی نیز به خاطر وصول مطالبات و بهبود وضعیت ترازهای مالی و همچنین پیشی گرفتن از سایر بانک ها و مؤسسات پولی و مالی در جلب رضایت مشتریان و کسب منابع بیشتر، قوانین و ضوابط مربوط به پرداخت اعتبارات را آسان تر گرفته و وسعت دایره پرداخت اعتبارات به اقشار مختلف جامعه را گسترش می دهند. در نتیجه این شرایط پرداخت اعتبارات به متقاضیان کم کیفیت تر افزایش خواهد یافت. حال اگر اقتصاد از شرایط رونق خارج و وارد دوره رکود شود، وام گیرندگان کم کیفیت توان و میل بازپرداخت دیون خود را نخواهند داشت. کاهش سطح درآمد قابل تصرف و کاهش ارزش وثیقه ها که در برخی موارد حتی از ارزش اصل و سود اعتبار دریافتی نیز بیشتر کاهش می یابد، مسبب آن می شود که وام گیرندگان برای

^۱ - Kaufman

اجتناب از بازپرداخت دیون، تمایل بیشتر از خود نشان بدهند. علاوه بر این در شرایط رکود اقتصادی بانکها نیز به منظور کنترل معوقات بانک خود، معمولاً رو به سیاست‌های انقباضی در پرداخت اعتبارات می‌آورند. دو عامل مذکور سبب آن می‌شوند که متقاضیات برای دریافت اعتبارات در تنگنا قرار بگیرند. به خصوص اشخاصی که به منظور تسویه دیون معوق خود نیاز مجدد به دریافت وام دارند. اشخاصی که تسهیلات بازپرداخت تک مرحله‌ای (مضاربه، مشارکت و سایر موارد)، دریافت نموده‌اند و پول آن را در پروژه‌های بلندمدت سرمایه‌گذاری کرده‌اند نیز در بازپرداخت دیون خود دچار مشکل خواهند شد. این گروه از افراد با توجه به شرایط رکود اقتصادی، با رسیدن موعد بازپرداخت اصل و فرع وام، ناتوان از پرداخت بدهی خود به بانک می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت شرایط رکود و رونق اقتصادی هر دو می‌توانند منجر به رشد مطالبات و به تبع آن افزایش بی‌ثباتی بانکی شوند و این بانکها هستند که باید به دور از رفتارهای احساسی و با در نظر گرفتن تمامی شرایط و نگاهی سیستمی، سیاست‌های خود را تدوین نمایند.

علاوه بر الگوهای سیکل تجاری که به بررسی آنها پرداخته شد، نظریه شتاب دهنده مالی نیز از جمله مهمترین مبانی نظری توضیح دهنده‌ی نقش شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی می‌باشد. این نظریه در مورد نقش متقابل وخامت بازارهای مالی و اقتصاد واقعی بر یکدیگر بحث می‌کند. این اثرات از طریق یک دور بازخوردی به وخامت هر دو می‌انجامد. بر مبنای این نظریه، رکود اقتصادی باعث افزایش حجم وام‌های معوق شده و افزایش مطالبات معوق به ورشکستگی نهادهای مالی، سقوط ارزش سهام و بازارهای مالی می‌شود. سقوط نهادها و بازارهای مالی، تعمیق رکود را به دنبال داشته که این نیز خود نرخ بالاتر نکول وام‌ها را به همراه دارد. چنین فرایندی باعث سرعت فزاینده گسترش مطالبات معوق و ورشکستگی بانکها (افزایش بی‌ثباتی بانکی) و تعمیق رکود اقتصادی می‌شود (کردبچه و پردل نوش آبادی، ۱۳۹۰).

نظریه دیگر مربوط به ویلسون^۱ (۱۹۹۸)، است که به بررسی ریسک سیستماتیک سبد دارایی و ثبات بانک می‌پردازد. وی در این نظریه بیان می‌کند، ریسک سیستماتیک یک سبد دارایی تا حد زیادی به سلامتی وضعیت اقتصاد کلان بستگی دارد، مثلاً در زمان رکود اقتصادی، عدم بازپرداخت بدهی

^۱ - Wilson

ها افزایش می‌یابند. در این نظریه، ریسک سیستماتیک در واقع، بیانگر تأثیر محیط اقتصاد کلان بر میزان معوق شدن وام‌های بانک‌های تجاری را نشان می‌دهد؛ این ریسک خود را به طور مشخص به صورت چرخه‌های تجاری نشان می‌دهد. وی از متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری به عنوان متغیرهای مهم تعیین کننده وضعیت کلان اقتصادی می‌توانند شامل نرخ بیکاری، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ‌های بهره بلندمدت، نرخ ارز، مخارج دولت و نرخ پس انداز کل باشند (واعظ و همکاران، ۱۳۹۰).

افزایش نرخ ارز در شرایط تورمی باعث ایجاد مطالبات معوق بیشتر خواهد شد. در این حالت وقتی که نرخ ارز افزایش می‌یابد میزان بدهی مردم به بانک نیز زیاد می‌شود. این صعود نرخ باعث می‌شود تا شخص از توان کمتری برای بازپرداخت بدهی خود برخوردار باشد و در نهایت رغبت کمتری برای بازپرداخت تسهیلات گرفته شده از خود نشان می‌دهد. از سوی دیگر مشتریانی که براساس نرخ گذشته اقدام به گشایش اعتبار اسنادی نموده‌اند و مبالغ پیش پرداخت خود را براساس نرخ ارز زمان گشایش پرداخت کرده‌اند و به استناد موارد موصوف و براساس نرخ قبل اقدام به فعالیت‌های بازرگانی کرده‌اند، حال افزایش یکباره نرخ ارز منجر به ناتوانی در تأدیه تعهدات مشتری می‌شود، در نتیجه بی‌ثباتی بانک افزایش می‌یابد.

۳. پیشینه پژوهش

کاروالو و پاگلیسی^۱ (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر روی ثبات مالی بانکی و قیمت مسکن در ونزوئلا در بازه ۲۴ ساله منتهی به سال ۲۰۱۳ پرداختند. آنها از یک الگو تصحیح خطای عاملی برای بررسی شوک‌های کلان بر بی‌ثباتی بانکی و قیمت مسکن استفاده کردند. نتایج نشان داد که رشد تولید ناخالص بانکی باعث ایجاد بی‌ثباتی مالی بانکی شده و افزایش قیمت مسکن را در پی دارد، همچنین سیاست‌های مالی و نرخ ارز نیز تأثیر مستقیم بر بی‌ثباتی مالی بانکی دارد.

کاسترو^۲ (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای رابطه میان پیشرفت های اقتصاد کلان و ریسک اعتباری بانکی را در یونان، ایرلند، پرتغال، اسپانیا و ایتالیا در بین سال های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ با استفاده از روش تجزیه

^۱ -Carvallo & Pagliacci

^۲ -Castro

و تحلیل داده های تابلویی، مورد بررسی قرار داد. یافته این مطالعه نشان می دهد که تمام معیارهای سیاسی که می تواند بر ترویج رشد، اشتغال، بهره وری و رقابت و به منظور کاهش بدهی های عمومی و خارجی در این کشورها اجرا شوند، برای ایجاد ثبات در اقتصاد خود بسیار ضروری هستند. حسین زاده و اسماعیل زاده (۱۴۰۱)، در مطالعه ای با استفاده از می باشد فصلی ایران در طی بازه زمانی ۱۳۷۷-۱۳۹۷ با به کارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم، عدم تقارن تأثیر نامتقارن شوک های پولی را بر اعتبارات بانکی طی ادوار تجاری مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و نتایج نشان داد زمانی که رشد اقتصادی در ایران از ۳,۶۲ درصد تجاوز کند، با سرعت تعدیل ملایم برابر ۸,۵۸، تغییر رژیم اتفاق می افتد و رشد اقتصادی به عنوان متغیر آستانه دارای تأثیر مثبت و معنی دار بر اعتبارات بانکی می باشد. همچنین طبق نتایج شوک سیاست پولی با توجه به سطوح مختلف رشد اقتصادی (رکود با رونق)، تأثیر متفاوتی بر اعتبارات اعطایی بانک ها خواهد داشت. این تأثیر در هر دو رژیم مثبت و معنی دار است اما این تأثیر در رژیم دوم نسبت به رژیم اول کاهش پیدا کرده است؛ که بیانگر آن است سیاست پولی طی دوره رکود بر اعتبارات بانکی مؤثرتر از دوره رونق می باشد؛ در واقع، در دوره رکود پایین بودن قدرت وام دهی بانک ها به دلیل بحران مالی و در نتیجه دسترس محدود مردم به وام، سبب افزایش تأثیر سیاست پولی نسبت به دوره رونق خواهد شد. در واقع عدم تقارن سیاست پولی ناشی از وجود شرایط مختلف اقتصادی طبق دیدگاه کنیزین های جدید، برای اقتصاد ایران تأیید خواهد شد.

خلیل زاده و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه ای به بررسی شوک های پولی بر قدرت وام دهی و ثبات بانک ها پرداختند که نتایج نشان داد هر گونه شوک مثبت پولی از طریق افزایش سپرده های خانوار منجر به افزایش قدرت وام دهی بانک ها و افزایش تأمین مالی بنگاه ها شده و نهایتاً افزایش سرمایه گذاری و تولید را به دنبال خواهد داشت.

کمالی دهکردی (۱۳۹۹)، به تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم های اقتصادی و نوسانات قیمت نفت بر بازار مسکن در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR برای سال های ۱۳۶۳-۱۳۹۷ پرداخته است. براساس نتایج تخمین مدل یک تکانه وارده از ناحیه قیمت نفت، به اندازه ۷۸ درصد باعث افزایش قیمت مسکن می شود، همچنین یک تکانه وارده از ناحیه

نرخ ارز و تحریم به ترتیب باعث افزایش ۱۷۴ و ۸۳ درصد (با فرض ثابت ماندن سایر عوامل)، قیمت مسکن می‌شود.

ذالبنگی و دارستانی (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از می‌باشد شبکه بانکی ایران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ عوامل مؤثر بر ثبات در شبکه بانکی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. در این مقاله شاخص Z-score و اجزای تشکیل دهنده آن به عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته شده اند. با توجه به نتایج به دست آمده، وام‌دهی بانک‌ها بر ثبات بانکی تأثیر داشته که این تأثیر منفی و معنادار بوده است. با وجود مطالبات معوق در بانک‌ها، میزان وام‌دهی در کشور و مطالبات معوق بر ثبات بانکی تأثیر منفی دارد. نسبت بازدهی سرمایه به عنوان متغیر سودآوری بر ثبات بانکی در شبکه بانکی کشور تأثیر گذاشته و دارای ضریب مثبت و معناداری است.

حیدری (۱۳۹۱)، در پژوهشی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن را با استفاده از یک الگوی FAVAR ارزیابی نمود. تأثیر شوک های پولی بر دو متغیر اساسی؛ یعنی " قیمت مسکن" و " سطح فعالیت های این بخش" بررسی کرده‌اند. با توجه به نتایج به دست آمده، شوک‌های نقدینگی و پایه پولی، یک اثر موج ماندنی در بخش مسکن ایجاد می‌کنند که این اثر حدود ۵ سال در بخش مسکن ماندگار می‌شود و از سویی دیگر، تأثیر نقدینگی بر این بخش طولانی تر و ماندگارتر از تأثیر شوک پایه پولی است.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای به اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران با رهیافت SVAR پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند. اما این سیاست‌ها می‌توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین کننده ایفا کنند. از سوی دیگر، سیاست مالی بر عکس سیاست‌های پولی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند.

حیدری و سوری (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای به بررسی نقش نرخ های سود بانکی در شاخص قیمت مسکن پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که کاهش نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی و همچنین شوک های پولی سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود.

این تحقیق علاوه بر در نظر گرفتن ثبات بانکی که سایر پژوهشگران در تحقیقات خود در نظر گرفته اند سعی نموده است که شوک‌های اقتصاد کلان نظیر شوک ساختاری و سیاسی را با توجه به ساختار اقتصادی کشور تبیین و وارد مدل نماید.

۳- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش از می‌باشد سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان، ثبات بانکی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. می‌باشد مورد استفاده براساس طبقه‌بندی کلی مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵)، انتخاب شده است. این طبقه‌بندی شامل تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز و ثبات بانک است، می‌باشد مورد استفاده همگی سالانه هستند و از طریق بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی تهیه شده‌اند، لازم به ذکر است از آنجا که لازمه تخمین عامل‌ها با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته ایستا بودن متغیرها می‌باشد، آزمون‌هایی مانند آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون بر روی متغیرها انجام شده است. لازم به توضیح است به غیر از تعداد اندکی از متغیرها سایر متغیرها همگی انباشت از مرتبه یک بوده و در بیشتر موارد از تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها در مدل استفاده شده است. مدل سازی الگوی خودتوضیح برداری عامل تعمیم یافته براساس مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) و برآورد الگو با استفاده از الگوریتم بیشینه سازی انتظارات براساس مطالعه دمسپر و همکاران^۱ (۱۹۷۷)، و شاموی استافر (۱۹۸۲)، تنظیم شده است.

همچنین می‌توان گفت روش‌های متعددی برای اندازه‌گیری عوامل ریسک در ادبیات نظری وجود دارد تعدادی از محققان همچون بوچ و همکاران^۲ (۲۰۱۴)، از نسبت وام‌های معوقه استفاده کردند در حالی که انگیلونی و فایا^۳ (۲۰۰۹)، از معیارهای مبتنی بر بازار به صورت پیش فرض با از شاخص Z-score استفاده می‌کنند. برای اندازه‌گیری بحران بانکی از شاخص Z-score و مقادیر انحراف معیار بازده دارایی‌ها استفاده می‌شود، معیار Z-score می‌باشد بانکی، بازده و نوسانات را محاسبه می‌کنند. به لحاظ نظری نمرات Z به طور معکوس مربوط به احتمال عدم پرداخت بدهی است، به

^۱. Dempster et al

^۲. Buch et al

^۳. Angeloni and Faia

عنوان مثال احتمال وجود یک پایه برابر برای شکست بانک، به میزان کافی کاهش می یابد. بنابراین، مقادیر Z -score پایین نشان دهنده بی ثباتی و احتمال عدم پرداخت بیشتر است. روش دوم برای اندازه گیری عوامل ریسک، انحراف استاندارد مقطعی از بازده دارایی (DEVROA)، تلاش می کند تا نوسانات سیستماتیک بازده را به دست آورد (Lepetit & Strobel, ۲۰۱۹). در این راستا در مقاله حاضر نیز به منظور اندازه گیری ثبات بانکی از شاخص Z استفاده شده است:

$$Z - score_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RGDP_{it} + \alpha_2 INF_{it} + \alpha_3 OIL_{it} + \alpha_4 EXR_{it} + \alpha_5 DEF_{it} + Z - score(-1) + e_{it} \quad (1)$$

که در آن Z -score، ثبات بانکی، $RGDP$ رشد اقتصادی، INF نرخ تورم، UNP نرخ بیکاری، EXP نرخ ارز، OIL درآمدهای نفتی و DEF کسری (مازاد) بودجه دولت است. الگوی دوم این مقاله بر اساس مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵)، که اثر شوک های اقتصاد کلان را در ثبات بانکی مورد ارزیابی قرار می دهد، که الگوی خود توضیح برداری عامل تعمیم یافته به صورت زیر طرح ریزی می شود:

۱-۳- معرفی مدل خود توضیحی برداری عامل تعمیم یافته

برای ایجاد الگوی خود توضیح برداری عامل تعمیم یافته به دو جزء نیاز است. جزء اول عامل های پویا و جزء دوم الگوی خود توضیح برداری استاندارد می باشد. ابتدا کلیه متغیرها را به صورت سری زمانی در پنل بزرگ تحت عنوان مجموعه X که شامل N مشاهده می باشد وارد می کنیم. بر این اساس هر یک از متغیرها در مجموعه بزرگ X با X_{it} نمایش داده می شود. کلیه استدلال الگوی عامل های پویا، تغییر پذیری هر یک از N مشاهده در پنل بزرگ X می باشد که می تواند به دو جزء متعامد تجزیه می شود که در آن X متغیرهای مشترک و \mathcal{F} جزء اخلاص مشترک می باشد. اجزاء مشترک تو سط عامل های مشترک توضیح داده می شود و این اجزاء مشترک تو سط کوواریانس متغیرهای مشاهده شده همراه با وقفه های گذشته نگر و آینده نگر مورد بررسی قرار می گیرد. در نتیجه i امین متغیر در پنل بزرگ X در زمان t را می توان به صورت زیر یادداشت نمود:

$$X_{it} = x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن:

$$i=۱,۲, \dots, n$$

$$T=۱,۲, \dots, T$$

$$E[X_{it}, \varepsilon_{it}] = 0 \quad \forall t, i, j, s$$

در قسمت بعد به چگونگی ورود عامل‌ها^۱ در الگو و همچنین برازش عامل‌های پویا با مفاهیم آماری پرداخته شده است (فورنی و همکاران، ۲۰۰۵، ۵۴۹). در بردارهای پویا، اجزاء مشترک با ابعاد $N \times 1$ در زمان t توسط q عامل مشترک f_t به صورت $X_t = \gamma^T(L) f_t$ معرفی می‌شوند که در آن $\gamma(L)$ یک ماتریس چند وجهی $q \times N$ که توسط ماتریس اپراتور (L) با رتبه معین s توضیح داده می‌شود^۲. با فرض اینکه توزیع شوک‌های وارده در طول زمان تغییر ننمایند، اجزاء مشترک مدل به صورت $X_t = \beta(L) \varepsilon_t$ می‌باشد به طوری که $\beta(L)$ توسط یک تابع واکنش‌آنی توضیح داده می‌شود. این واکنش با ورود شوک به جزء اخلاص ε_t از خود واکنش نشان می‌دهند^۳. در این ارتباط، با جای گذاری اجزاء مشترک در معادله (۱)، q عامل پویا را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$X_t = \gamma^T(L) f_t + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن:

$$\gamma_i^T(L) = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}L + \dots \dots \gamma_{i,s}L^s \quad (۴)$$

لازم به ذکر است s وقفه f_t با ابعاد $r=q(s+1)$ ، در بردار F_t مستتر می‌باشد و همچنین ضرایب γ_i نیز در ماتریس ضرایب A_i مستتر می‌باشد. با این مقدمه معادله فوق به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$X_{it} = A_i^T F_t + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

^۱ - در ادبیات کاربردی تحلیل عاملی به چگونگی ورود پارامترها در تشکیل تابع در اصطلاح "Loading Factor" می‌گویند. اشتراک پذیری یک متغیر بخش از واریانس آن است که به وسیله عوامل مشترک بیان می‌شود واریانس معین یا یکه بخشی از واریانس متغیر است که به وسیله عوامل مشترک محاسبه نمی‌شود

^۲ مرتبه یک بردار با وقفه چندوجهی توسط مدل‌های پویای تعمیم یافته توضیح داده می‌شوند

^۳ می‌توان عامل‌ها را به صورت شوک اولیه بازنویسی کرد که در این راستا $f_t = a(L)\varepsilon_t$ و در نتیجه $\beta(L) = \gamma(L)a(L)$

$$X_{it} = \begin{bmatrix} \gamma_{i,0} \\ \gamma_{i,1} \\ \vdots \\ \gamma_{i,s} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ \vdots \\ f_{t-s} \end{bmatrix} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

توجه داشته باشد که چگونگی ابعاد f_t بستگی به همسانی و واکنش داده‌ها به عامل‌های f_t در $\gamma(L)$ ، یا به صورت معادل، به شوک اولیه ε_t در $B(L)$ بستگی دارد. ضمناً، f_t تو سطر پویایی‌هایی f_t توضیح داده می‌شود و فرض می‌شود که F_t یک $AR(h)$ است. بای و انجی (۲۰۰۷)، نشان دادند که F_t تو سطر یک الگوی خودتوضیح برداری با رتبه $p = \max(1, h-s)$ تو ضیح داده می‌شود. در این راستا، نمایش آماری الگوی عامل‌های پویا در فضای حالت به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$X_T = AF_T + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$F_t = \varphi(L)F_{T-1} + r\varepsilon_t \quad (۸)$$

$$A = (A_1, \dots, A_N)^T \text{ and } \varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{N,t})^T \quad (۹)$$

$$X_t = (x_{1,t}, \dots, x_{N,t})^T, N(0, R) \quad (۱۰)$$

توجه داشته باشید که معادل انتقال ایستا بوده و دارای ریشه‌های مشخصه با رتبه p از یک ماتریس چند وجهی $\varphi(L)$ با قدر مطلق کمتر از یک می‌باشد. ضمناً فرض شده که r ماتریسی با ابعاد $r \times q$ بوده و دارای میانگین و واریانس $N(0, Q)$ است. پارامترهای مجهول در فضای حالت نیز شامل $\theta = [A, R, \varphi(L), r, Q]$ که در F_T مستتر می‌باشد. گام آخر در ساخت الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته مربوط به چگونگی ورود متغیرهای اقتصاد کلان در ماتریس اطلاعات X_t است. متغیرهای اقتصاد کلان در ماتریس اطلاعات X_t به صورت عاملی به آخرین عامل‌ها در f_t اضافه می‌شود.

یکی از روش‌های متداول برای برآورد این مدل، استفاده از یک روش دو مرحله‌ای است. به این صورت که ابتدا معادله (۵) به روش تحلیل عاملی برآورد می‌شود و سپس براساس آن تخمینی از F_t به دست می‌آید. سپس معادله (۶) به شکل یک مدل استاندارد VAR تخمین زده می‌شود. این روش توسط برنانکه و بویوین (۲۰۰۱)، و برنانکه، بویوین و الیاسط (۲۰۰۲)، به کار گرفته شده است.

۲-۳- طراحی مدل خودتوضیحی برداری برای بخش بانکی در ایران

تقریباً در تمامی مطالعات صورت گرفته در مورد بخش بانکی در ایران از روش موسوم مانند حداقل مربعات، مدل خودرگرسیون برداری، مدل ARDL و مدل ECM استفاده شده است. باید توجه نمود که همان مشکلاتی که در رابطه با بررسی تأثیر شوک‌ها در قالب مدل‌های استاندارد VAR با مدل تصحیح خطای برداری وجود دارد، از قبیل استفاده از ناکارآمد از اطلاعات در دسترس و نیز انتخاب گزینشی متغیرهای الگو، در این مطالعات نیز وجود دارد. لذا بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی نیازمند به کارگیری یک مدل جامع‌تر و کامل‌تر است.

تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی بر متغیرهای اساسی در این بخش اثرگذار خواهد بود: بازده دارایی‌ها، نوسانات بازده و سرمایه بانک. اما با توجه نمود که مفاهیمی مانند بازده دارایی، نوسانات بازده و سرمایه بانک در بخش بانکی را می‌توان با بسیاری از متغیرهای بخش بانک نشان داد. در واقع این سه مفهوم همان عوامل غیرقابل مشاهده در بخش بانکی هستند که در مدل FAVAR بردار F_t را تشکیل می‌دهند. در این راستا ابتدا باید معادله (۵) برای بخش بانکی برآورد شده و سپس با استفاده از اجزای بردار بردار F_t مدل معادله (۶)، تخمین زده شود. برای برآورد معادله (۵) ابتدا باید اجزای بردار X_t مشخص شوند. بدین منظور می‌باشد بخش بانکی که در نماینده بازده دارایی، نوسانات بازده و سرمایه بانک در این بخش هستند، را بررسی نموده و سپس تلاش می‌شود تا بردار X_t تا آنجا که امکان دارد جامع و کامل باشد تا مشکل کارایی استفاده از اطلاعات برطرف گردد.

با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی است، لذا متغیرهای بردار X_t باید به گونه‌ای انتخاب شوند که نمایانگر این سه مفهوم باشند. می‌باشد مورد استفاده سالانه هستند و از طریق بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی تهیه شده‌اند. دامنه زمانی داده‌ها شامل سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ شمسی است. از سوی دیگر با توجه به نامانایی متغیرهای تحقیق، برای پرهیز از این مشکلات مربوط به نامانایی این متغیرها از نرخ رشد آنها استفاده شده است. به این ترتیب می‌توان اجزای معادله (۵) را در قالب معادله (۱۱)، به این صورت بازنویسی کرد:

$$\begin{bmatrix} X_t^R \\ X_t^{NR} \\ X_t^S \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^R & 0 & 0 \\ 0 & A_2^{NR} & 0 \\ 0 & 0 & A_3^S \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} F_t^R \\ F_t^{NR} \\ F_t^S \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^R \\ e_t^{NR} \\ e_t^S \end{bmatrix} \quad (11)$$

با استفاده از برآورد معادله (۱۱)، عوامل یا همان F_t^i ها برآورد می شود. سپس معادله (۶) برآورد خواهد شد که در واقع ترکیبی از عوامل و همچنین متغیر یا متغیرهای سیاستی برونزا است. براساس آنچه که در بخش قبلی بیان شد، تعداد عوامل مورد استفاده ۳ عامل خواهد بود. برای برآورد معادله (۶) ابتدا باید متغیرهای موجود در بردار Y_t متغیرهای را در برگیرد که نمایانگر شوک های اقتصاد کلان می باشند. در مطالعات متعدد، به طور معمول از دو متغیر درآمدهای نفتی، نرخ ارز برای تصریح و تبیین شوک های اقتصاد کلان در مدل های VAR استفاده می شود. آنچه مهم تلقی می شود، برونزا بودن این دو متغیر نسبت به بخش بانکی است ضمن اینکه خارج از این بخش و عمدتاً توسط سیاست گذاران تعیین می شوند. لذا، بردار Y_t شامل دو متغیر درآمدهای نفتی و نرخ ارز خواهد بود و اینکه به دلیل پرهیز از مشکلات ناشی از نامانایی متغیرها، از نرخ های رشد این دو متغیر استفاده شده است.

از سوی دیگر متغیرهای رشد اقتصادی، کسری (مازاد بودجه) و تورم به عنوان متغیرهای کلان و اثرگذاری بر ثبات بانکی اضافه می شوند و لذا این متغیرها برونزا هستند. در نتیجه باید به عنوان متغیرهای برونزا در مدل VAR و خارج از بردار Y_t قرار گیرند. لذا معادله (۶) به این صورت خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} F_t^R \\ F_t^{NR} \\ F_t^S \\ INF_t \\ EX_t \end{bmatrix} = \varphi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^R \\ F_{t-1}^{NR} \\ F_{t-1}^S \\ INF_{t-1} \\ EX_{t-1} \end{bmatrix} + Z_t' B + v_t \quad (12)$$

که در آن INF_t و EX_t به ترتیب عبارتند از نرخ تورم و نرخ ارز که در واقع بردار Y_t را تشکیل می دهند و Z_t و B به ترتیب عبارتند از متغیرهای برونزا (تورم و نرخ ارز) و ضرایب مربوط به این متغیرها هستند.

۴- نتایج تحقیق

۴-۱- آزمون ریشه واحد

به منظور حصول اطمینان از پایابودن یک متغیر سری زمانی، از آزمون ریشه واحد که یکی از معمولی-ترین آزمون‌ها برای تشخیص پایایی است استفاده می‌شود. مهمترین روش‌های آزمون ریشه واحد برای پایایی، آزمون دیکی-فولر (DF)، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون فیلیپس-پرون (PP)، می‌باشند. در مقاله حاضر، برای تشخیص پایایی یا ناپایایی سری‌ها مورد نظر از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون‌های فوق، وجود ریشه واحد می باشد و فرضیه مقابل نیز عدم وجود ریشه واحد یعنی مانا می باشد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد

وضعیت	تفاضل مرتبه اول			سطح		متغیر	
	وضعیت	سطح معناداری	مقدار آماره	وضعیت	سطح معناداری		
I(۱)	مانا	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۴۵	نامانا	۱/۰۰۰	۸/۳۷۸	نرخ ارز
I(۱)	مانا	۰/۰۰۰	-۵/۲۲۵	نامانا	۰/۷۷۹	-۰/۸۹۵	تولید ناخالص داخلی
I(۰)	-	-	-	مانا	۰/۰۰۱	-۴/۳۹۲	تورم
I(۱)	مانا	۰/۰۰۵	-۴/۴۸۲	نامانا	۰/۲۷۱	-۲/۶۲۶	حجم پول
I(۱)	مانا	۰/۰۰۰	-۶/۴۷۵	نامانا	۰/۹۹۹	۰/۵۱۸	ثبات بانکی
I(۱)	مانا	۰/۰۰۰	-۵/۱۹۰	نامانا	۰/۵۴۷	-۱/۴۵۰	درآمد نفتهی

مأخذ: محاسبات محقق

مطالقات نتایج جدول (۱)، مشاهده می‌شود که متغیر تورم در سطح مانا می‌باشند. به عبارت دیگر، دارای درجه انباشتگی مرتبه صفر هستند. در طرف دیگر، متغیرهای؛ نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم پول، ثبات بانکی و درآمد نفتی در سطح نامانا بوده و بعد از یک بار تفاضل گیری مانا شده اند. به عبارتی، دارای درجه انباشتگی یک می باشند.

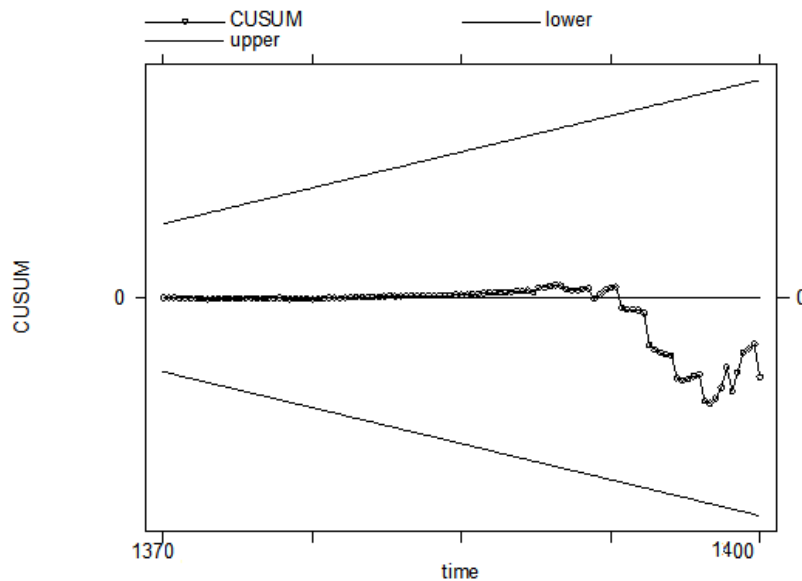
۲-۴-آزمون های تشخیصی

جدول ۲. آزمون های تشخیصی الگو

Normality	RESET	BPG	LM	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین
.۰۹۴	۱۹,۴۰	۹,۲۶۸	۱۴,۴۹۰	.۹۹۵۴	.۹۹۵۶
(.۹۵۰)	(.۱۱۰)	(.۲۳۰)	(.۹۷۶۰)		

منبع: یافته های تحقیق

جهت بررسی آزمون های تشخیصی الگو و اطمینان از عدم وجود مشکل، معیارهای برازش، آزمون های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، نرمال بودن پسماندها و آزمون های ثبات CUSUM مورد بررسی قرار گرفتند. جدول (۲)، نشان می دهد که الگوی برآورد شده طبق ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده، دارای تشریح بالایی است. همچنین مشکلی در خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، تشریح الگو و نرمال بودن پسماندها مشاهده نمی شود.



شکل ۱. آزمون شکست ساختاری (CUSUM)

آزمون ثبات ساختاری در نمودار (۱)، نتایج حاکی از ثبات الگو است.

۳-۴- تعیین تعداد عامل‌ها

همانطور که در بخش روش شناسی مطرح شد، برای ایجاد یک الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته به دو جزء نیاز داریم. جزء اول عامل‌های پویا و جزء دوم الگوی خودتوضیح برداری استاندارد می‌باشد. منظور از عامل‌های پویا متغیرهایی می‌باشد که همبستگی بالایی داشته و از قدرت توضیح دهنده بالایی برخوردارند (همتی و جلالی نائینی، ۱۳۹۰). حال پرسش مهم این است که چه تعداد عامل برای الگو کردن اقتصاد نیاز است. بای و انجی^۱ (۲۰۰۲)، معیارهایی برای تعیین تعداد عوامل ارائه دادند. این عوامل تنها براساس چرخه‌های معکوس قابلیت استخراج و شناسایی دارند. برای این منظور با استفاده از اعمال محدودیت‌هایی در مدل شناسایی صورت می‌گیرد.

اساساً شاخص‌های معیارهای اطلاعاتی یک بده بستانی را بین اصل پارسیمونی و برازش مطلوب برقرار می‌کند. این موضوع توسط یک تابع جریمه تبیین می‌گردد. با این وجود این تابع جریمه بستگی به T (تعداد مشاهدات) و N (تعداد متغیرها)، دارد. در روش جز اصلی PC با Γ عامل از پایگاه می‌باشد X ، مجموع مجذور باقیمانده‌ها (پسمانده)، توسط $V(r) = (NT)^{-1} \sum_{t=1}^T \epsilon_t \epsilon_t^T$ محاسبه می‌شود. به طوری که ϵ_t یک بردار $N \times 1$ از خطاها می‌باشد. براساس این کمیت بای و انجی (۲۰۰۲)، چند معیار اطلاعاتی را پیشنهاد می‌کنند. دو معیاری که به طور وسیع در شبیه سازی‌ها چنین الگوهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، روابط (۱۳) و (۱۴) می‌باشد:

$$\min_r PC_{p\gamma}(r) = V(r) + r\sigma^{\wedge\gamma} \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln C_{NT}^{\gamma} \quad (13)$$

$$\min_r PC_{p\gamma}(r) = V(r) + r\sigma^{\wedge\gamma} \left(\frac{\ln C_{NT}^{\gamma}}{C_{NT}^{\gamma}} \right) \quad (14)$$

که در معیار دوم $C_{NT}^{\gamma} = \min(N, T)$ می‌باشد. به منظور شناسایی تعداد عامل‌های بهینه به این صورت عمل می‌شود که با استفاده از یک عامل شناسایی اولیه شروع گردیده و قیود مربوطه لحاظ می‌شود. اگر مدل قابلیت شناسایی داشته باشد، عامل دوم را وارد و قیود لازم اعمال می‌شود و این روند تا جایی ادامه می‌یابد که افزودن عامل‌های بیشتر تغییر خاصی در نتایج ایجاد ننماید. بریتانگ و ایکمیر^۲ (۲۰۰۵)، معتقد است در پنل‌های اقتصاد کلان حدود ۵۰ درصد از واریانس توضیح داده

^۱. Bai and Ng

^۲. Breitung and Eickmeier

شده یک برآزش قابل قبول را در این الگوها ارائه می دهد. جدول (۳)، در صد واریانس تو ضیح داده شده توسط عامل ها با ۳ وقفه را گزارش می کند. بر این اساس ۵۳ درصد از واریانس تجمعی توسط ۶ عامل تولید ناخالص داخلی، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز، ثبات بانکی توضیح داده شده است.

جدول ۳. درصد واریانس های توضیح داده شده توسط عامل ها

واریانس	تولید ناخالص داخلی	تورم	حجم پول	درآمد نفتی	نرخ ارز	ثبات بانکی
درصد واریانس	۱۰,۲۳	۱۱,۷۶	۹,۰۱	۷,۳۲	۶,۴۳	۳,۷۶
درصد تجمعی	۱۰,۲۳	۲۱,۹۹	۳۱	۳۸,۳۲	۴۴,۷۵	۵۲,۷۲

منبع: یافته های تحقیق

اگر چه معیار بای و انجی (۲۰۰۲)، متغیرها را همراه با وقفه های پیشنهادی گزارش می کند؛ اما به منظور رعایت استانداردهای آماری، به منظور تعیین تعداد وقفه های بهینه از معیارهای بحرانی اکائیک استفاده می شود که ۳ وقفه برای ۶ عامل بهینه گزارش شده است.

در تصریح وقفه ها و عامل ها (p, r) ، در الگوی FAVAR باید بررسی شود که آیا پسماند الگو فاقد خودهمبستگی می باشد یا خیر. در این ارتباط از آزمون پورتمن استفاده می شود. این آزمون بررسی می کند که آیا h امین پسماندها دارای خودهمبستگی می باشد یا خیر. با این وجود یادآوری می شود که عامل ها F_t توسط عامل های هموار شده $F_{t|T}^{\wedge}$ تقریب زده می شود و همچنین رابطه $F_t = F_{t|T}^{\wedge} + [F_t - F_{t|T}^{\wedge}]$ پسماندها در همسایگی خود نشان می دهد. با این مقدمه، در این مطالعه از آزمون پورتمن تعدیل شده استاندارد برای کمیت های یکنواخت (هموار شده)، استفاده می شود. در این راستا آزمون آماری استاندارد چندمتغیره پورتمن به صورت زیر می باشد، که براساس نتایج به دست آمده ۶ عامل و ۳ وقفه فاقد خودهمبستگی می باشد.

$$Q(h) = T \sum_{i=1}^h + r(C_i^T C_i^{-1} C_i C_i^{-1}) \approx X_{r^2}(h-p) \quad i = 1, 2, \dots, h \quad (15)$$

به صورت زیر خواهد بود: VAR به طوری که خود کوواریانس پسماندهای الگوی

$$C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T (\varepsilon_t^{\wedge} - E[\varepsilon_t^{\wedge}]) (\varepsilon_{t-i}^{\wedge} - E[\varepsilon_{t-i}^{\wedge}])^T \quad (16)$$

۴-۴- برآورد مدل و نتایج تجربی

مدل حاضر یک مدل FAVAR با مقیاس کوچک است، لذا برای برآورد آن نیازی به برنامه‌نویسی نیست و می‌توان با استفاده از نرم افزار ایویوز آنرا برآورد نمود، اما در صورت بزرگ‌تر بودن مقیاس مدل، باید با استفاده از برنامه‌هایی که در قالب نرم افزارهایی مانند متلب یا ایویوز ارائه می‌شوند، برآورد صورت گیرد. طبق مطالب بیان شده، یکی از روش‌های متداول برای برآورد مدل FAVAR استفاده از روش دو مرحله‌ای است. در این روش ابتدا با استفاده از روش تحلیل عاملی، عوامل یا همان F_t^1 ها برآورد می‌شوند، سپس در مرحله بعد، مدل تعمیم VAR برآورد می‌شود. در مرحله اول، ابتدا باید ضرایب آنها یا همه A ها برآورد شوند که به روش حداکثر درست‌نمایی و در چارچوب تحلیل عاملی صورت می‌گیرد که نتایج برآورد A ها برای هر یک از بلوک های معادله (۶) در جداول زیر ارائه شده است. در ضمن بلوک دوم و سوم این معادله که مربوط به دو متغیر NR و S است به صورت یکپارچه و همزمان برآورد شده است، به این صورت که هر دو بلوک با یکدیگر ادغام شد و از شش متغیر موجود در آن ضرایب مربوط به دو عامل F_t^{NR} و F_t^S برآورد شد (جدول ۵). دلیل این امر این است که تخمین مشترک این شش متغیر با هم نتایج بهتر و قابل قبول‌تری در بر داشت.

جدول ۴. ضرایب عامل در بلوک اول مربوط به متغیر R_t

نام متغیر	ضریب عامل
R^1	.۰۹۵۲۱۳
R^2	.۰۹۸۴۳۲
R^3	.۰۹۳۲۳۱
R^4	.۰۲۵۳۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد عوامل، معادله (۸)، یا مدل FAVAR قابل برآورد است. لکن ابتدا وقفه بهینه با استفاده از معیارهای تعیین وقفه و مدل VAR برآورد شد. به منظور اطمینان از وجود شرایط ثبات در معادله برآوردی، باید ریشه‌های مشخصه چندجمله وقفه در معادله VAR کوچکتر از دایره واحد باشند، در غیر این صورت معادله برآوردی، شرایط ثبات را نخواهد داشت.

جدول ۵. ضرایب عامل NR و S

نام متغیر	ضرایب مربوط به عامل NR	ضرایب مربوط به عامل S
NR ^۱	.۸۰۲۳۸	-.۰۴۶۵۷
NR ^۲	.۹۹۷۶۵	.۰۰۰۰
NR ^۳	.۵۲۸۷۶	.۰۱۲۳۲
S ^۱	.۱۳۲۴۳	.۷۷۶۵۴
S ^۲	.۰۵۳۲۴	.۷۶۳۲۱
S ^۳	.۱۱۳۰۹	.۴۳۲۱۰

منبع: یافته‌های تحقیق

تمامی ریشه‌های مشخصه معادله برآوردی، داخل دایره واحد قرار گرفته اند که نشان از ثبات آن دارد. از جهتی، آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل نیز نشان می‌دهد که فرض نرمال بودن آنها در مجموع در سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد، پذیرفته شده است. در آزمون مذکور این فرضیه که؛ آیا پسماندهای حاصل از تخمین مدل VAR از یک توزیع نرمال چند متغیره تبعیت می‌کنند یا خیر؟ تحلیل و بررسی می‌شود. در واقع این نوعی از آزمون تصریح مدل است، با این منطق که اگر مدل مورد بررسی به درستی تصریح شده باشد، پسماندهای حاصل از آن باید کاملاً تصادفی بوده و از یک الگوی توزیع نرمال چندمتغیره تبعیت کنند. این آزمون‌ها را می‌توان براساس ویژگی چولگی، کشیدگی و یا به صورت کلی با بررسی همزمان آنها انجام داد، لذا نمی‌توان آزمون نرمال بودن را به طور مستقیم با استفاده از پسماندها انجام داد، بلکه قبل از آن باید ابتدا ماتریس پسماندها را در یک ماتریس مناسب ضرب کرد، تا پسماندهایی متعامد حاصل شود، سپس آزمون را براساس آن انجام داد. بر همین اساس، آزمون‌های نرمال بودن متعددی وجود دارد که در هر یک از ماتریس ضرایب متفاوتی استفاده می‌شود. لوتکپل^۱ (۱۹۹۱)، استفاده از معکوس ماتریس پایین مثلثی چولسکی را برای متعامد کردن پسماندها پیشنهاد می‌دهد. لذا این روش، به ترتیب متغیره‌ها، حساس است و با عوض شدن این ترتیب ممکن است نتایج تغییر کند. در راستای حل این مشکل، اورزا^۲ (۱۹۹۷)، استفاده از معکوس مربع ریشه‌های مشخصه ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها

^۱-Lotkpel^۲-Orza

را پیشنهاد می‌دهد. لکن آزمون نرمال بودن پسماندها در اینجا براساس روش اوزرا (۱۹۹۷)، انجام شده است. براساس آماره‌های آزمون به همراه مقادیر P -Value آنها و مقایسه آن با سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد، پسماندها از نظر چولگی، ساختاری شبیه به توزیع نرمال دارند، اما از نظر کشیدگی شبیه به توزیع نرمال نیستند. اما براساس آماره جارک- برا، در مجموع، فرضیه نرمال بودن پسماندها تأیید می‌شود.

جدول ۶. آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل‌ها براساس روش اوزرا (۱۹۹۷)

آزمون	چولگی	کشیدگی	فرضیه نرمال بودن پسماندها (جاک- برا)
آماره آزمون	۴,۳۲۱۰	۴۰,۴۳۲۰	۱۲۲,۷۶۹
P-Value	.۳۹۸۷	.۰۰۰۰	.۰۸۷۱

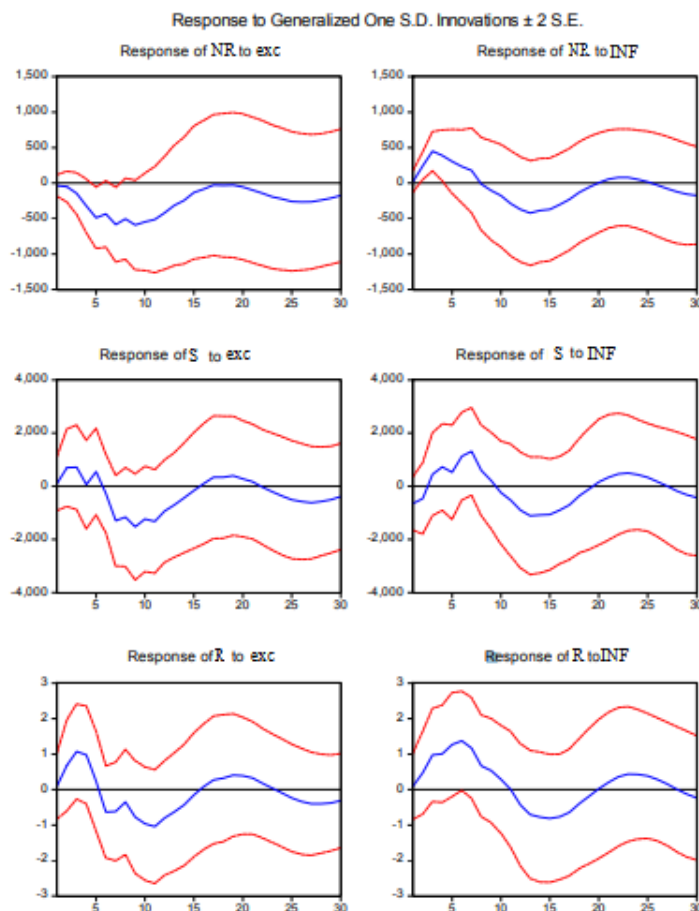
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون نرمال بودن، و نیز بررسی ضرایب ثبات مدل، می‌توان پذیرفت که مدل برآوردی، از ویژگی‌های مناسبی برخوردار است و می‌تواند مبنای تجزیه و تحلیل توابع واکنش قرار گیرد.

۵-۴- تحلیل توابع واکنش ضربه ای

در این مرحله در راستای تحلیل آثار شوک‌های اقتصاد کلان بازده دارایی و سرمایه بانک و نوسانات بازده بر ثبات بانکی که با NR ، RL نشان داده شده‌اند، توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از مدل برآوردی بررسی می‌شود. یک مسأله مهم در تحلیل VAR ، تشخیص شوک‌های هر معادله از درون پسماندهای فرم خلاصه شده است. به بیان دیگر، اگر قرار باشد که پسماند یک معادله را شوک وارد بر متغیر وابسته در آن متغیر، تفسیر کنیم باید قبل از آن، اطمینان حاصل کنیم که آیا شوک مورد نظر به درستی تصریح شده است یا خیر. برای این منظور در ادبیات تجربی مدل‌های VAR ، راه حل‌های مختلفی ارائه شده است. به عنوان مثال سیمز در سال ۱۹۸۰ استفاده از یک سیستم عطفی به شکل ماتریس پایین مثلثی را پیشنهاد داد که در آن سیستم از تجزیه چولاسکی برای متعام کردن پسماندهای فرم خلاصه شده استفاده می‌شود. مشکل این روش حساسیت نتایج نسبت به ترتیب متغیرها است. برای حل آن پسران و شین در سال ۱۹۹۸ استفاده از توابع واکنش عمومی را پیشنهاد کردند، که حساسیت مذکور در این روش برطرف شده است. در روش مذکور

جهت تصریح شوک مربوط به معادله J ام، در راستای تعامد با شوک های حاصل از سایر معادله ها، از عامل چولسکی برای آن معادله استفاده می شود؛ یعنی به طور کل، برای تصریح شوک در هر معادله از ماتریس چولسکی استفاده می شود، که متغیر مربوط به هر معادله ترتیب متغیرها اول است. در مقاله حاضر از روش پسران و شین در سال ۱۹۹۸ برای تصریح توابع واکنش ضربه ای استفاده می شود. محورهای عمودی در نمودارهای موجود در این بخش نشان دهنده میزان واکنش متغیرها (NR و S) نسبت به شوک ناشی از تورم و نرخ ارز است و محورهای افقی نشان دهنده تعداد سال های است که طی می شود تا تأثیر شوک وارده بر متغیر مورد نظر اعمال شود. در نمودارهای مورد بررسی زمان مذکور ۳۰ دوره است که بتواند یک دوره تجاری در بخش بانکی را شامل شود. طبق نمودارهای ملاحظه می شود که شوک تورم و نرخ ارز بر بازده داری و سرمایه بانک یک تأثیر موجمانندی را ایجاد کرده است. طول این موج در حدود ۵ سال است که یک دوره نوسان بخش بانکی را نشان می دهد. به عنوان مثال، اگر به تأثیر شوک تورم (inf) بر بازده داری بانک (R) توجه شود، واضح است که یک شوک تورم در ابتدا باعث افزایش یا رشد بی ثباتی بانکی تا حدود کمتر از ۲ سال می شود، اما پس از آن روند افزایش بی ثباتی بانکی کند می شود و پس از حدود ۳ سال این روند در نرخ رشد بازده داری ظهور و بروز دارد. این موج و التهاب پس از حدود ۵ سال به تدریج میرا می شود. دو متغیر NR و S که نشانگر نوسانات بازده و سرمایه بانکی هستند نیز روندی کمابیش مشابه از خود نشان می دهند.



شکل ۲. توابع واکنش ضربه‌ای با برآورد مدل خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته

البته تأثیر تورم در مقایسه با نرخ ارز ماندگارتر بوده است. اثر شوک نرخ ارز با سرعت بیشتری در حدود یکسال بر بخش بانکی وارد شده و موجب افزایش بی‌ثباتی در این بخش می‌شود، اما تأثیر تورم کمی طولانی‌تر است. تأثیر شوک نرخ ارز بر ثبات بانکی در نمودار سمت چپ و بالای شکل ۲ بر خلاف انتظار منفی بوده است. البته تأثیر شوک تورم بر این متغیر در ابتدا مثبت بوده است که این موضوع مطابق با انتظارات پیشین بوده است.

با توجه به پیامدهای بدست آمده از نتایج، اثر موج ماندندی که شوک تورم و نرخ ارز بر بخش بانکی تحمیل می‌کند تا حدود ۵ سال پایدار است. ضمن اینکه اثر فوق از موضع تورم طولانی‌تر و پایاتر از

شوک نرخ ارز است. فرایند مذکور می تواند برگرفته ای تبدیل شوک نرخ ارز به تورم بعد از مدت زمان کوتاهی از طریق مکانیسم فعالیت نظام بانکی باشد. در این شرایط از طریق افزایش عرضه ارز و مکانیسم قیمت کالا در این بخش مؤثر واقع می شود.

برآیند نمودارها حاکی از این است که تأثیر شوک تورم یا نرخ ارز در ابتدا باعث افزایش بازدهی دارایی و نوسانات بازدهی دارایی و سرمایه بانک در بخش بانکی می شود اما بعد از حدود ۱ سال و نیم تا ۲ سال بخش بانک با بی ثباتی مواجه می شود. این حالت به شکل کاهش در بازدهی دارایی و سرمایه بانک متجلی می شود که فاصله زمانی بین دوره ۱۰ تا ۲۰ پس از شوک را در بر می گیرد. با این ارزیابی دوره بی ثباتی بانک به نسبت طولانی تر از دوره ثبات می باشد. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش بانک در ایران سازگار می باشد؛ چرا که براساس مشاهدات معمول، در بخش بانک دوره ای یک تا دو ساله افزایش بازدهی رخ می دهد و پس از فرایند بی ثباتی نسبی آغاز می شود.

۵- نتیجه گیری

در این مقاله سعی بر این بود تا یک مدل خود توضیحی برداری عامل تعمیم یافته با مقیاس کوچک برای ارزیابی تأثیر شوک های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی برآورد شود. تعداد اندک متغیرها در مدل های مرسوم و سنتی VAR دو مشکل اساسی در تحلیل اثرات شوک ها بر اقتصاد به وجود بیاید، نخست اینکه از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی به صورت کارآمدی استفاده نمی شود، بلکه تنها از تعداد محدودی از متغیرها به صورت گزینشی استفاده می شود و لذا ارزیابی اثرات شوک ها بر متغیرها در اقتصاد نیز جامع و کامل نخواهد بود. دومی این است که انتخاب متغیرها براساس سلیقه و گزینش محققان صورت می گیرد. اخیراً توجه زیادی به مدل های معطوف شده است که در آنها از مجموعه گسترده تری از اطلاعات اقتصادی استفاده می شود. این امر با تکمیل کردن مدل های سنتی VAR با استفاده از یک یا چند عامل امکان پذیر شده است.

هدف مقاله حاضر ارزیابی شوک های اقتصادی کلان بر ثبات بانکی در اقتصاد ایران بود. در این راستا برای برآورد متغیر پنهان ثبات بانکی در بخش بانکی از سه شاخص بازده دارایی، سرمایه بانک و نوسانات بازده دارایی استفاده شده است و برای تحلیل اثر شوک های اقتصاد کلان بر بازده دارایی، نوسانات بازده دارایی و سرمایه بانک از توابع واکنش ضربه ای با استفاده از مدل برآورد مقاله،

استفاده شده است. طبق نتایج، شوک تورم و نرخ ارز یک اثر موج ماندنی در بخش بانکی ایجاد می‌کنند که ماندگاری آن حدود ۵ سال است و از طرفی دیگر، تأثیر تورم بر این بخش پایتر از تأثیر شوک نرخ ارز است. علت این امر می‌تواند از تبدیل شوک نرخ ارز به شوک تورم بعد از مدت کوتاهی از طریق مکانیسم فعالیت‌های اقتصادی در بخش بانک نشأت می‌گیرد و از طریق افزایش میزان درآمدهای نفتی و کسری بودجه در این بخش مؤثر واقع می‌شود.

برآیند نمودارهای نشان دهنده این است که تأثیر شوک‌های تورم و نرخ ارز در ابتدا باعث افزایش بی‌ثباتی بانکی می‌شود اما بعد از حدود ۱ سال و نیم تا دو سال بانک وارد مرحله بی‌ثباتی می‌شود. این حالت به شکل کاهش در بازده دارایی‌ها، سرمایه بانک و نوسانات بازده متجلی می‌شود که فاصله زمانی بین دوره ۱۰ تا ۲۰ پس از شوک را در بر می‌گیرد. با این ارزیابی دوره بی‌ثباتی بانکی به نسبت طولانی‌تر از دوره ثبات بانکی است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش بانکی در ایران سازگاری دارد، چرا که براساس مشاهدات معمول، در بخش بانکی دوره‌ای یک تا دو سال افزایش ثبات رخ می‌دهد و پس از آن فرایند بی‌ثباتی به صورت نسبی آغاز می‌شود؛ بنابراین می‌توان به سیاستگذاران پیشنهاد داد در صورت بروز شوک‌های تورم و نرخ ارز بانک مرکزی سیاست‌های جهت خنثی سازی شوک‌ها در بخش بانکی اعمال کنند، که بازده دارایی و سرمایه بانک با کاهش و بی‌ثباتی مواجه نشود.

از آنجایی که طی دوره مورد بررسی، نوسان نرخ ارز بیشترین اثر را بر انحرافات و بی‌ثباتی نرخ سود کوتاه مدت و تورم داشته است، توصیه می‌شود در کوتاه مدت سیاستگذاران پولی نسبت به مدیریت بهتر آن اقدام نمایند. برای نمونه در شرایطی که نرخ ارز افزایش زیادی دارد، می‌توان نرخ سود کوتاه مدت را متناسب با بازدهی بخش‌های حقیقی اقتصاد تغییر داد و به نوعی، از تقاضای سفته بازی پول کاست. همچنین با کاهش کسری بودجه (کاهش استقراض از بانک مرکزی) و مدیریت درآمدهای نفتی از طریق متمم‌های بودجه‌ای و یا انتشار اوراق مسارکت بانک مرکزی نسبت به کنترل نقدینگی و تورم اقدام کرد.

با توجه به تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر روی ثبات بانکی، بانک‌ها باید همواره متغیرهای کلان اقتصادی را رصد کرده و سیاست‌های متناسب با شرایط اقتصادی را مدنظر قرار دهند.

پیشنهاد می شود مسئولین اقتصادی با ایجاد ثبات در سیاست گذاری پولی و مالی، فضای نااطمینانی حاکم بر متغیرهای کلان اقتصادی را از بین ببرند.

References

- Agha Mohammad Renani, S., Barzani, M., Vaez, D., Esfahani, R., & Ghasemi, M. (۲۰۱۲). Investigating the effect of commercial banks' intermediation product value on Iran's economic instability during the years (۱۹۸۱-۲۰۰۶), *Economic Research Quarterly*, ۱۳(۲), ۱۲۸-۱۰۷ (in Persian). Doi: <http://ecor.modares.ac.ir/article-۱۸-۲۴۷۴-fa.html>
- Alpha Kabine, C. (۲۰۲۲). Determinants of house prices in Malaysia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. DOI: ۱۰.۱۱۰۸/IJHMA-۰۴-۲۰۱۷-۰۰۳۹.
- Angeloni, I., Faia, E., (۲۰۰۹). A tale of two policies: prudential regulation and monetary policy with fragile banks. Kiel Working Paper (۱۰۶۹). doi: ۱۰.۴۲۳۶/ojapps.۲۰۲۰.۱۰۱۰۰۴۴.
- Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (۲۰۰۸). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, ۱۸(۲), ۱۲۱-۱۳۶. doi: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:zbw:ifwkwp:۱۰۶۹>.
- Bai, J., Ng, S., (۲۰۰۲). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica* ۷۰ (۱), ۱۹۱-۲۲۱. <https://doi.org/۱۰.۱۱۱۱/۱۴۶۸-۰۲۶۲.۰۰۲۷۳>.
- Berger, A. N., Bouwman, C. H., Kick, T. K., & Schaeck, K. (۲۰۱۰). Bank liquidity creation and risk taking during distress. Available at SSRN ۲۷۹۴۰۴۳. <http://dx.doi.org/۱۰.۲۱۳۹/ssrn.۲۷۹۴۰۴۳>.
- Bernanke, B., Boivin, J., Elias, P., (۲۰۰۵). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Q. J. Econ.* ۱۲۰ (۱), ۳۸۷-۴۲۲. Doi: <http://hdl.handle.net/۱۰.۱۱۶۲/۰۰۳۳۵۵۳۰۵۳۳۲۷۴۵۲>.
- Bernanke, B.S. (۱۹۸۶). Alternative Explanations of the Money Income Correlation, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, ۷۹. ۶۵۵-۷۳۰. doi: [http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/۰۱۶۷-۲۲۳۱\(۸۶\)۹۰۰۳۷-۰](http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/۰۱۶۷-۲۲۳۱(۸۶)۹۰۰۳۷-۰)
- Bernanke, S. B. (۲۰۱۰). "Monetary Policy and the Housing Bubble", Annual Meeting of the American Economic Association, January. ۳. doi: <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke۲۰۱۰۰۱۰۳a.htm> .
- Bordo, M.D., Landon-Lane, J., (۲۰۱۴). What explains house price booms? History and empirical evidence. Paper Presented at the Macroeconomic Analysis and International Finance (International Symposia in Economic Theory and Econometrics, ۲۳, Emerald Group Publishing Limited. DOI: ۱۰.۱۱۰۸/S۱۵۷۱-۰۳۸۶۲۰۱۴۰۰۰۰۲۳۰۰۱.
- Breitung, J., Eickmeier, S. (۲۰۰۵). Dynamic factor model. Deutsche Bundes bank Discussion paper, *Economic Studies*, No ۳۸. doi: <https://www.econstor.eu/bitstream/۱۰.۴۱۹/۱۹۶۲۳/۱/۲۰۰۵۳۸dkp.pdf>.

- Bruce, D., & Holtz-Eakin, D. (۱۹۹۹). Fundamental tax reform and residential housing. *Journal of Housing economics*, ۸(۴), ۲۴۹-۲۷۱. doi: <https://doi.org/10.1007/jhec.1999.0202>.
- Buch, C.M., Eickmeier, S., Prieto, E., (۲۰۱۴). In search for yield Survey-based evidence on bank risk taking. *J.Econ. Dyn. Control.* ۱۲-۳۰. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.01.017>.
- Buch, C.M., Eickmeier, S., Prieto, E., (۲۰۱۴). Macroeconomic factor and microlevel bank behavior. *J.Money Credit Bank.* ۴۶ (۴), ۷۱۵-۷۵۱. doi: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12123>.
- Canova, F., (۲۰۰۵). The transmission of US shocks to Latin America. *J. Appl. Econ.* ۲۰ (۲), ۲۲۹-۲۵۱. <https://doi.org/10.1002/jae.837>
- Carvalho, O., Chirinos, A.M., Pagliacci, C., (۲۰۱۲). Qué Determina los Precios del Mercado Inmobiliario en Venezuela? Una Historia Sobre Renta Petrolera y Fragilidad Financiera. Serie de Documentos de trabajo del Banco Central de Venezuela ۱۳۸. doi: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/۵۸۷۱۱>.
- Chirinos, A.M., Pagliacci, C., (۲۰۱۴). El Sistema financiero venezolano: ¿qué compromete su desempeño? *Econ. Anal. Rev.* ۲۹ (۲), ۴۷-۷۴. <http://dx.doi.org/10.4۰۶۷/S۰۷۱۸-۸۸۷۰۲۰۱۴۰۰۲۰۰۰۰۳>.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (۱۹۹۹). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. *Handbook of macroeconomics*, ۱, ۶۵-۱۴۸. DOI ۱۰,۳۳۸۶/w۶۴۰۰.
- Clarida, R., Gali, J., (۱۹۹۴). Sources of real exchange-rate fluctuations: how important are nominal shocks? Paper Presented at the Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy. [https://doi.org/10.1016/0167-۲۲۳۱\(۹۴\)۰۰۰۱۲-۳](https://doi.org/10.1016/0167-۲۲۳۱(۹۴)۰۰۰۱۲-۳).
- Dempster, A., M. Laird & D. Rubin. (۱۹۷۷). Maximum likelihood from Incomplete Data Via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*, ۳۹(۱): ۱-۳۸. <http://dx.doi.org/10.2۳۰۷/۲۹۸۴۸۷۵>.
- Eickmeier, S., & Hofmann, B. (۲۰۱۳). Monetary policy, housing booms, and financial [im]balances. *Macroecon. Dyn.*, ۱۷ (۴), ۸۳۰-۸۶۰. <http://dx.doi.org/10.2۱۳۹/ssrn.۲۷۸۵۳۷۲>
- Goddard, J., Molyneux, P., & Wilson, J. O. (۲۰۰۴). The profitability of European banks: a cross-sectional and dynamic panel analysis. *The Manchester School*, ۷۲(۳), ۳۶۳-۳۸۱. . DOI: ۱۰,۱۱۱۱/j.۱۴۶۷-۹۹۵۷,۲۰۰۴,۰۰۳۹۷.x.
- Goodhart, C., Hofmann, B., (۲۰۰۸). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxf. Rev. Econ. Policy* ۲۴ (۱), ۱۸۰-۲۰۵. DOI: ۱۰,۱۰۹۳/oxrep/grn۰۰۹.
- Hemti, M., & Jalali Nayini, S. (۲۰۱۱). Investigating the effect of monetary shocks on ۱۲ main groups of consumer goods and services price index using the FAVAR method. *Iran Economic Research*, ۱۶(۴۹), ۲۳۹-۲۵۵ (In Persian). doi: <https://sid.ir/paper/۲۷۸۷/fa>.

- Heydari, H. (۲۰۱۱). Evaluating the impact of monetary shocks on the price and level of activities in the housing sector using a FAVAR model. *Economic Modeling Research*, ۲(۶), ۱۲۹-۱۵۳. (In Persian). Doi: <http://jemr.khu.ac.ir/article-۱-۱۸۷-fa.html>.
- Heydari, H., and Suri, A. (۲۰۱۰). Investigating the relationship between interest rates on bank deposits and housing prices in Iran. *Economic Research*, ۴۵(۹۲), ۶۵-۹۲. (In Persian) doi: ۲۰,۱۰۰۱,۱,۰۰۳۹۸۹۶۹,۱۳۸۹,۴۵,۳,۴,۹.
- Hosseinzadeh, H., & Esmailzadeh, F. (۲۰۲۲). Investigating the asymmetric effect of monetary shocks on bank credits during commercial transactions (testing the perspective of new Keynesians; a case study of Iran), *Scientific Economic and Islamic Banking Quarterly*, ۳۴, ۳۵-۵۵. (In Persian) .Doi: <https://dorl.net/dor/۲۰,۱۰۰۱,۱,۰۰۳۹۸۹۶۹,۱۳۸۹,۴۵,۳,۴,۹>.
- Kamali Dehkordi, P. (۲۰۱۹). Analysis of the effect of currency shocks, economic sanctions and oil prices on the housing market (using the SVAR structural vector autoregression model) *Scientific Quarterly of Applied Economic Theory* ۷(۴), ۲۷-۵۶. (In Persian). doi: <https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article>. Doi: ,۱۰,۲۲۰۳/ECOJ.۲۰۲۱,۱۲۲۶, .
- Kamijani, A., & Esadi Mehmandosti, E. (۲۰۰۹). an assessment of the impact of oil shocks and monetary policies on Iran's economic growth, *Journal of Economic Research*, No. ۹۱, ۲۶۲-۲۳۹. (In Persian). doi: <https://sid.ir/paper/۱۱۶۴۰/fa>.
- Kaminsky, G.L., Reinhart, C.M., (۱۹۹۹). The twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. ۸۹ pp. ۴۷۳-۵۰۰ (۳). DOI: ۱۰,۱۲۵۷/aer.۸۹,۳,۴۷۳.
- Khalilzadeh, J., Heydari, H., & Bashiri, S. (۲۰۲۱). the effect of government spending and the volume of bank credits in terms of monetary policies on economic growth in the form of a model (DSGE) case study of Iran, *Scientific Quarterly of Economic Growth and Development Research*, ۱۰(۳۹), ۷۵-۹۲. (In Persian). doi: ۱۰,۳۰۴۷۳/egdr.۲۰۱۹,۴۷۷۶۰,۵۳۰۶.
- Khayabani, Nasser (۲۰۱۲). Determinants of housing prices in Iran, *Economic Quarterly*, ۳۴. (In Persian). doi: <https://sid.ir/paper/۴۴۰۱۰۷/fa>
- Kohi Lilan, B., Dabagh, R, Kiaal Hosseini, S., & Rahbar, F. (۲۰۲۱). Investigating factors affecting the stability of the banking system in selected countries of the MENA region. *Development and Capital*, ۶(۱), ۱-۱۸. (In Persian). doi: ۱۰,۲۲۱۰۳/JDC.۲۰۲۱,۱۶۵۵,۱۱۰۷.
- Kordbache, H., & Pardel Noushabadi, L. (۲۰۱۶). Explanation of factors affecting overdue claims in Iran's banking industry, *Iran Economic Research*, ۱۶(۴۹), ۱۱۷-۱۵۰. (In Persian). doi: ۳۰۱۳.
- Kuafman, G. (۱۹۹۸). Central Bank, Asset Bubbles and Financial Stability. Federal Reserve Bank of Chicago working paper, WP۹۸/۱۲. DOI: ۱۰,۱۰۰۷/۹۷۸-۱-۴۶۱۵-۵۱۹۳-۵_۷.
- Lastrapes, W. D. (۲۰۰۲). The real price of housing and money supply shocks: time series evidence and theoretical simulations. *Journal of Housing Economics*, ۱۱(۱), ۴۰-۷۴. <https://doi.org/۱۰,۱۰۰۶/jhec.۲۰۰۲,۰۳۰۹>.

- Leamer, E. E. (۲۰۰۷). Housing is the business cycle. DOI: ۱۰.۱۰۱۶/B۹۷۸-۰-۱۲-۳۹۷۸۷۴-۰,۰۰۰۴۷-۶.
- Linzert, T. (۲۰۰۴). Sources of German unemployment: Evidence from a structural VAR Model/Die hintergründe deutscher arbeitslosigkeit: Evidenz von einem Strukturellen VAR. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, ۲۲۴(۳), ۳۱۷-۳۶. DOI: ۱۰.۱۰۱۰/jbnst-۲۰۰۴-۰۳۰۳.
- Liu, C., Zheng, Y., Zhao, Q., & Wang, C. (۲۰۲۰). Financial stability and real estate price fluctuation in China. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, ۵۴۰, ۱۲۲۹۸۰. DOI: ۱۰.۱۰۱۶/j.physa.۲۰۱۹.۱۲۲۹۸۰.
- Ludvigson, S. (۱۹۹۹). Consumption and credit: a model of time-varying liquidity constraints. *Review of Economics and Statistics*, ۸۱(۳), ۴۳۴-۴۴۷. <https://doi.org/۱۰.۱۱۶۲/۰۳۴۶۰۳۹۹۰۵۸۳۶۴>.
- Malherbe, F., (۲۰۱۳). Dynamic Macro-Prudential Regulation: Optimal Capital Requirements over the Business and Financial Cycles. (Retrieved from: <https://fp۷.portals.mbs.ac.uk/Portals/۰۹/docs/KNPapers۲/Malherbe.pdf>). DOI: ۱۰.۱۲۵۷/mac.۲۰۱۶.۰۱۴۰.
- Mishkin, F. S. (۲۰۰۷). Housing and the monetary transmission mechanism. DOI: ۱۰.۳۳۸۶/w۱۳۰۱۸.
- Nazarian, R, Mehrabian, A., & Moradi, B. (۲۰۱۶). Investigating the effect of economic cycles on the performance of banks in Iran, a case study of the National Bank of Iran (۱۳۶۸-۱۳۹۳). *Financial Economics*. ۱۱(۴۰), ۱۱۷-۱۳۸. (In Persian). doi: ۲۰,۱۰۰۱,۱,۲۵۳۸۳۸۳۳,۱۳۹۶,۱۱,۴۰,۶,۱.
- Neeli, M. (۲۰۰۹). Hassan Dargahi, Mohammad Kordbech and Farhad Neeli, Government and Economic Growth in Iran, Nashrani. (In Persian). doi: Downloaded from qjefp.ir on ۲۰۲۳-۰۷-۰۵.
- Nili M. (۲۰۱۱). Study on the regularity of monetary policy in Iran." *Economic news, special letter (in Persian)*. doi: ۹۷۸-۹۶۴-۱۸۵-۱۴۳-۱.
- Parliarou, A. (۲۰۲۱). Non-performing loans and house prices: Evidence from Greece (Doctoral dissertation). doi: <https://frw.studenttheses.ub.rug.nl/id/eprint/۳۷۰۰>.
- Schularick, M., Taylor, A.M., (۲۰۱۲). Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, ۱۸۷۰-۲۰۰۸. *Am. Econ. Rev.* ۱۰۲ (۲), ۱۰۲۹-۱۰۶۱. DOI: ۱۰.۱۲۵۷/aer.۱۰۲,۲,۱۰۲۹.
- Shahbazi, K., & Kalantari, Z. (۲۰۱۱). Effects of monetary and financial policy shocks on housing market variables in Iran: SVAR approach, *Economic Research and Policy*, ۲۰(۶۱), ۷۷-۱۰۴. (In Persian). doi: <http://qjerp.ir/article-۱۷۴-۱-fa.html>
- Shumway, R. & D. Stoffer. (۱۹۸۲). An Approach to Time Series Smoothing and Forecasting Using the EM Algorithm. *Journal of Time Series Analysis* ۳(۴): ۲۲۶-۵۳. DOI: ۱۰.۱۱۱۱/J.۱۴۶۷-۹۸۹۲,۱۹۸۲.TB.۰۰۳۴۹.X

- Stundziene, A., Pilinkiene, V., & Grybauskas, A. (۲۰۲۲). Maintaining the stability of the housing market in the event of an economic shock. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. DOI: ۱۰.۱۱۰۸/IJHMA-۱۲-۲۰۲۱-۰۱۴۲.
- Waez, M., Amiri, H., & Heydari, M. (۲۰۱۰), the effect of business cycles on the default rate of banking facilities in Iran, during the period of ۱۳۷۷-۱۳۸۸ and determining the optimal portfolio of facilities for the entire banking system, *Quarterly Journal of Money and Economy*, ۷, ۴۱-۷۶ (in Persian). doi: . <https://sid.ir/paper/۲۴۱۰۲۳/fa>.