

Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self-Explanatory Model of the Generalized Factor Vector

Aso Esmailpour* 

Ph.D. in Monetary Economics,
University of Tabriz, Tabriz, Iran

Jafar Haghighat 

Professor of Economics, University of
Tabriz, Tabriz, Iran

Zahra Karimi Tekanlou 

Professor of Economics, University of
Tabriz, Tabriz, Iran

Abstract

Recent studies highlight an increasing focus on models that incorporate a wide range of economic data, which is made possible by enhancing traditional vector autoregression (VAR) models with one or more factors. The present study aimed to apply the self-explanatory model of the generalized factor vector autoregressive (FAVAR) to investigate macroeconomic and housing market shocks from 1991 to 2022, on a relatively small annual scale. It examined the effects of production shocks, inflation, exchange rates, oil revenues, and the money supply. Housing price levels were estimated using four indices: housing price, fuel and lighting, real estate, rent, and business activity. Additionally, the rental housing index in Tehran and the price index of construction services were used to estimate investment levels in the housing sector. The analysis also included data on new housing investment in major cities, total investment in new houses in Tehran, the number of permits issued by municipalities in urban areas, and the number of permits issued in Tehran. The results revealed that macroeconomic shocks (inflation, production, exchange rates, money supply, and oil revenues) create a wave-like effect in the housing sector, with this effect lasting approximately 6 to 8 years. Inflation, money supply, and exchange

* Corresponding Author: Asoesmailpour1986@gmail.com

How to Cite: Esmailpour, A., Haghighat, J. & Karimi Tekanlou, Z. (2025). Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self-Explanatory Model of the Generalized Factor Vector. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 191-236.

rates, compared to GDP and oil revenues, have a greater impact on the housing market. Given the varying effects of these macroeconomic shocks, the central bank and monetary authorities should consider the responses of all sectors to develop more accurate housing plans during monetary policy formulation.

1. Introduction

Playing a key role in intensifying economic booms and busts, the housing market is a crucial component of the Iranian economy, which can be influenced by macroeconomic shocks. A significant portion of housing demand stems from its function as an asset. When macroeconomic shocks occur, they impact the opportunity cost of holding durable goods (e.g., housing) by increasing inflation, money supply, exchange rates, and oil revenues. These shocks influence both the demand for housing as an asset and the demand for housing services, altering the relative returns on housing investments. As a result, individuals adjust their asset portfolios, including housing, in response to these economic shifts. Consequently, housing demand as an asset fluctuates accordingly. The current study highlighted the conflict between two economic objectives: fostering production and investment growth versus managing inflation, macroeconomic shocks, and their adverse social and distributional effects. The expansion of the housing market can mitigate macroeconomic shocks by improving housing availability for households, contributing to sectoral and national economic growth. However, it may also drive up housing prices. Using the self-explanatory model of the generalized factor vector autoregressive (FAVAR), this empirical research aimed to examine the impact of macroeconomic shocks on housing prices in Iran's economy.

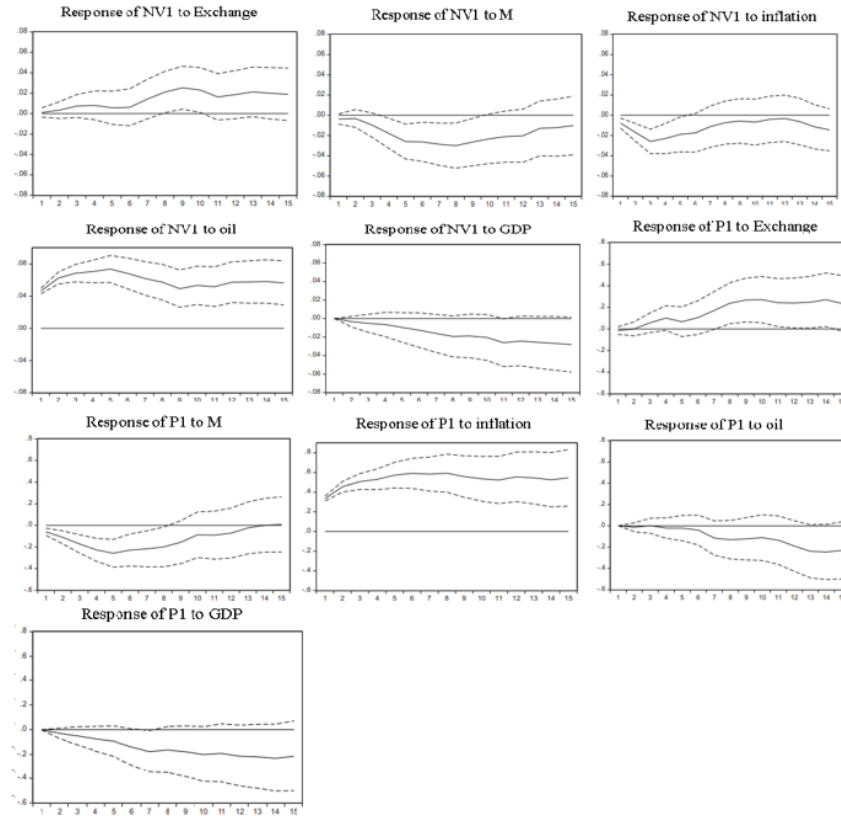
2. Materials and Methods

The present study used time series data on macroeconomic variables and bank stability from 1991 to 2022. The data selection followed the general classification outlined in Bernanke et al. (2005), which includes production, inflation, money supply, oil revenues, exchange rates, and the housing market. Since the estimation of factors using the FAVAR requires stationarity, tests such as the generalized Dickey-Fuller unit root test were conducted on the variables. The modeling of FAVAR was based on Bernanke et al. (2005), while the model estimation followed the expectation-maximization algorithm as proposed by Dempster et al. (1977) and Shumway and Stoffer (1982). All variables were obtained from the time series databases of the Central Bank and the Ministry of Housing and Urban Development. After estimating the FAVAR model using EViews and SPSS software, the study presented

the instantaneous response analysis of the model variables concerning the key variables over ten periods. The variables were transformed into logarithmic form, and their growth rates were calculated.

3. Results and Discussion

The response of housing prices and investment in the housing sector to a one-standard-deviation shock was immediate and significant, indicating that the economy quickly adjusts to the shock's influence in the initial years. As shown in Figure (1), shocks related to production, money supply, exchange rates, oil revenues, and inflation created a wave-like effect in the housing sector, with a duration of approximately 15 years (15 periods), reflecting a period fluctuation. A one-standard-deviation shock in the exchange rate initially caused both housing investment and prices to rise. However, the impact gradually diminished, with investment converging to zero after 9 periods and housing prices after 8 periods—which aligns with expectations. Similarly, a one-standard-deviation shock in money supply initially increased investment in the housing sector while causing housing prices to decline. After 4 periods, both investment and prices converged towards zero, as anticipated. In the case of inflation, a one-standard-deviation shock initially reduced investment in the housing sector, followed by an increase. At the same time, housing prices rose with the inflation shock but gradually declined, with both investment and prices converging towards zero after 8 periods. A shock to GDP led to an initial increase in housing investment and a decline in housing prices. Over time, these effects diminished, with investment and prices converging towards zero after 4 periods and 3 periods, respectively. A one-standard-deviation shock in oil prices resulted in an increase in both housing investment and prices. However, these effects waned, with investment converging to zero after 4 periods and housing prices after 3 periods. Overall, the impact of these shocks diminished over time and eventually converged to zero, as it was anticipated.

Figure 1. Macroeconomic shocks

4. Conclusion

According on the results of the FAVAR model, macroeconomic shocks have both direct and indirect effects on the housing sector and other markets. Macroeconomic shocks were found to increase demand in the housing sector, as housing is an asset that can absorb shocks over the long term and helps preserve the value of money to some extent. The housing channel also exhibited a consistent degree of price stickiness in response to these shocks. The analysis of macroeconomic shocks on housing prices and investment suggested that increasing demand for smaller housing units would drive future demand toward compact-sized homes. This shift is largely due to the declining purchasing power of the middle class, which has been severely impacted by recent shocks of inflation, monetary supply, exchange rates, and oil revenues. As a result, lower-income groups are left with little financial strength to afford housing. The growing gap between housing costs and household income further contributes to this trend. Moreover, the increasing share

of housing costs in household expenditures—observed even during periods without economic sanctions—underscores this financial strain.

Keywords: Macroeconomic Shocks, Housing Market, Iran's Economy, FAVAR

JEL Classification: O18, E50, E60

بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم‌یافته

ثاسو اسماعیل پور ^{ID} * دکترای اقتصاد پولی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

جعفر حقیقت ^{ID} استاد اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

زهرا کریمی تکانلو ^{ID} استاد اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

در پژوهش حاضر سعی بر این است که با استفاده از رویکرد خودتوضیحی برداری، عامل تعمیم‌یافته (FAVAR) در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ به صورت سالانه با مقیاس نسبتاً کوچک برای بررسی شوک‌های اقتصاد کلان و بازار مسکن استفاده شود. بررسی‌های 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 خودرگرسیون برداری (VAR)، با استفاده از یک یا چند عامل امکان‌پذیر و تأثیر شوک‌های تولید، تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و حجم پول بررسی شده است. برای برآورد سطح قیمت مسکن از چهار شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی، شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار، شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی استفاده شده و برای برآورد سطح سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نیز از شش متغیر عمده استفاده شده است که عبارتند از مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در مناطق شهری، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در شهرهای بزرگ، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در تهران، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در شهرهای بزرگ و تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در تهران. نتایج بیانگر آن است که شوک‌های اقتصاد کلان (تورم، تولید، نرخ ارز، حجم پول، درآمدهای نفتی)، اثر موج‌مانندی در بخش مسکن ایجاد می‌کند و این اثر حدود ۶ تا ۸ سال در بخش مسکن ماندگار می‌شود به طوری که تورم، حجم پول و نرخ ارز نسبت به تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی باعث تأثیر بیشتر در بخش مسکن می‌شوند. با توجه به تأثیر متفاوت شوک‌های اقتصاد کلان، بانک مرکزی و مقامات پولی در هنگام سیاست‌گذاری پولی باید واکنش همه بخش‌ها را مدنظر قرار دهند تا برنامه‌ریزی‌های دقیق‌تری در بخش مسکن داشته باشند.

کلیدواژه‌ها: شوک‌های اقتصاد کلان، بازار مسکن، اقتصاد ایران، رویکرد FAVAR

طبقه‌بندی JEL: E60، E50، O18

* نویسنده مسئول: asoesmailpoor1986@gmail.com

۱. مقدمه

طی دو دهه اخیر بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکننده مسکن و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی بجا گذاشته است. با توجه به نوسانات قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد کشور بوده است.

آثار شوک‌های اقتصاد کلان بر بخش مسکن از دو نظر قابل بررسی است. از طرفی مطالعات انجام شده و نظریه‌های اقتصاد مسکن بر نقش انکارناپذیر نظام تأمین مالی مسکن و اثرات گسترده آن بر رشد ارزش افزوده بخش مسکن و فعالیت‌های مرتبط تأکید دارند که به تقویت رشد و تولید اشتغال ملی منجر می‌شود. از سوی دیگر این باور که توسعه نظام تأمین مالی مسکن بر تشدید افزایش قیمت مسکن و پیدایش شوک‌های ادواری منجر می‌شود، موضوعی مهم و قابل تأمل است. طی سال‌های اخیر شوک‌های اقتصاد کلان و جهش قیمت مسکن در طی سال‌های اخیر از دیدگاه برخی کارشناسان تحت تأثیر رشد قابل ملاحظه شوک‌های اقتصاد کلان (تولید، تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و حجم پول)، بوده است. بازار مسکن نیز به عنوان بخش مهمی از اقتصاد ایران که متأثر از شوک‌های اقتصاد کلان است، در تشدید رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی نقش اساسی دارد. از این رو بخشی از تقاضا برای مسکن ناشی از تقاضا برای یک دارایی است. وقتی یکی از شوک‌های اقتصاد کلان رخ می‌دهد، از طریق افزایش نرخ تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمدهای نفتی، هزینه فرصت نگهداری کالاهای بادوام، از جمله مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این شوک‌ها از طریق بخشی از تقاضای مسکن که ناشی از تقاضای خدمات حاصل از این ویژگی مسکن می‌باشد، را تحت تأثیر قرار می‌دهد و سبب می‌شود، عایدی نسبی ناشی از سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکنی نیز تغییر کند. در این صورت افراد تمایل خواهند داشت تا ترکیب سبد دارایی خود را که شامل مسکن نیز است، تعدیل کنند. به این ترتیب تقاضا برای مسکن به عنوان یک دارایی نیز تغییر می‌کند.

از آنجا که بخش مهمی از آثار شوک‌های اقتصاد کلان از طریق بازارها به بخش حقیقی اقتصاد منتقل می‌شود، لذا تقاضا برای مسکن و عملکرد بانک نیز تحت تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان همچون تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز قرار می‌گیرد.

از این رو برآوردها از تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر سطح قیمت مسکن، فعالیت در بخش مسکن و عملکرد مالی بانک حکایت دارد. به همین دلیل بخش مسکن و بانک در مطالعات مختلفی همچون میشکین^۱ (۲۰۰۷)، که به بررسی آثار شوک‌ها بر اقتصاد می‌پردازند، به عنوان یک دارایی وارد الگو می‌شوند.

این بررسی تضاد موجود میان دو هدف رشد تولید و سرمایه‌گذاری از یک طرف و ایجاد تورم و شوک‌های اقتصاد کلان و اثرات سوء اجتماعی و توزیعی از سوی دیگر، پیچیدگی بازار مسکن را بیان می‌کند. رشد و توسعه بازار مسکن به بهبود شوک‌های اقتصاد کلان در تأمین مسکن خانوارها کمک می‌کند و به رشد بخش مسکن و رشد اقتصاد ملی می‌انجامد. از سوی دیگر می‌تواند افزایش قیمت مسکن را به دنبال داشته باشد. این پژوهش در نظر دارد، توسط یک مدل اقتصادسنجی، FAVAR اثرگذاری شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت بازار مسکن در اقتصاد ایران را مورد آزمون تجربی قرار دهد. در این راستا در ادامه مروری بر ادبیات موضوع شده است. در قسمت سوم، روش‌شناسی الگوهای خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته را مورد بررسی قرار دادیم. در قسمت چهارم نتایج بدست آمده و در قسمت پنجم نتیجه‌گیری این پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. شوک‌های اقتصاد کلان

شوک‌های ساختاری به سه شوک عمومی، کل و دو شوک سیاسی تقسیم‌بندی می‌شود. شوک‌های کل مربوط به نوسانات کل بازار کالاها است که قیمت عمومی، رفتار واقعی فعالیت‌ها و نسبت قیمت مصرف‌کننده را مشخص می‌کند، 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 شوک‌ها به شوک عرضه و تقاضا، یک روش برای خلاصه کردن تأثیر شوک‌های چندگانه است که ممکن است بر کل کالاهای بازار تأثیرگذار باشد (Carvalho, et al., 2016).

1. Mishkin, F.S.

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 آنجاکه شوک‌های تقاضا ممکن است تأثیری بر فعالیت‌های واقعی نداشته باشد، شوک‌های تقاضا را با استفاده از اطلاعات منحصرأ عمومی و نسبت قیمت‌ها تعریف می‌کنند.

با توجه به ادبیات تحقیق کانوا^۱ (۲۰۰۵) و کلریدا و گلی^۲ (۱۹۹۴)، یک شوک را به جای دو شوک تقاضا شناسایی کردند. طبقه‌بندی شوک‌ها با جزئیات بیشتر در یک اقتصاد نفتی با کنترل نرخ ارز، الگوهای مصرف و تخصیص نهاده‌های بهره‌وری می‌تواند به صورت غیراستاندارد اتفاق بیفتد. به عنوان مثال، با توجه به تنظیم و کنترل نرخ ارز با بازارهای دوگانه، انگیزه برای واردات افزایش می‌یابد و مصرف کالاهای قابل مبادله به‌ویژه در تجارت کالاها بیشتر می‌شود. بنابراین به دلیل اینکه منابع نفتی به داخل اقتصاد کشور هدایت می‌شود، افزایش تقاضای کل ممکن است اثرات واقعی بر بخش بانکی، بازار مسکن و یا بخش‌های مختلف (با توجه به اینکه مصرف به سمت معاملات تجاری یا غیرمعاملاتی است) بگذارد. بنابراین از رفتار نسبی قیمت مصرف‌کننده برای تفکیک دو شوک تقاضای واقعی که به طور بالقوه متفاوت هستند، استفاده می‌شود (Carvalho, et al., 2016).

لینزرت^۳ (۲۰۱۵)، در تحقیقی با استفاده از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری، اثرات دینامیکی شوک‌های اقتصاد کلان را بر روی نرخ بیکاری در کشور آلمان مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. براساس نتایج این بررسی، شوک‌های عرضه نیروی کار و قیمتی اثر مستقیم بر بیکاری و شوک تقاضای کل اثر معکوس بر بیکاری داشته است. همچنین شوک دستمزدی و شوک بهره‌وری اثر چندانی بر نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت نداشته است اما در بلندمدت اصلی‌ترین عامل تأثیرگذار بر نرخ بیکاری در آلمان بوده است.

مالهرب^۴ (۲۰۱۳)، نیز در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های اقتصادی بر روی نرخ بیکاری استرالیا برای دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ با بهره‌گیری از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری پرداخته است. براساس این تحقیق، شوک بهره‌وری بر نرخ بیکاری تأثیر معکوسی

1. Canova, F.
2. Clarida, R & Gali, J.
3. Linzert, T.
4. Malherbe, F.

بر اقتصاد استرالیا داشته است. در مورد شوک‌های 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 شده است.

شوک‌های سیاسی که منشأ آنها در سیاست و مدیریت متغیرهای خاص است، اثر تعریف شده‌ای در بازار کالاها ندارد. شوک مالی کسب درآمد (حاصل از صادرات کالا)، نشان‌دهنده شوک به ایجاد پول اولیه از بخش مالی نه از بخش سیاست پولی است. پرداخت-های مالی به‌طور مستقیم مقدار سپرده‌های موجود در سیستم مالی را افزایش و نرخ بهره سپرده‌ها را کاهش می‌دهد، زیرا درآمد نفت به‌طور مستقیم توسط بانک مرکزی با ارز خارجی مبادله می‌شود. از سوی دیگر، سیگنال‌های پایه پولی، درواقع همان سیاست پولی است که نرخ بهره را نشان می‌دهند اما این نرخ‌ها خیلی تغییر نمی‌کند. در این چارچوب شوک گسترش مالی 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 غیررسمی سریعاً به این شوک پاسخ می‌دهد (Carvalho, et al., 2016).

ساندزن و همکاران^۳ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای 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، به شناسایی اقدامات محرک اقتصادی که ثبات بازار مسکن لیتوانی را در صورت شوک اقتصادی تضمین می‌کند، پرداخته‌اند و نشان دادند که قیمت مسکن در لیتوانی با تغییرات فصلی در تولید ناخالص داخلی همبستگی دارد و تأیید می‌کنند که چرخه‌های بازار املاک و 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.

1. Fiscal – Money
2. Deposit Interest Rates
3. Stanzone, A., et al.

۲-۲. بازار مسکن و عوامل مؤثر بر آن

تغییرات سیاست مالی دولت، تقاضای کل (GNP) را به صورت مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات GNP نیز به نوبه خود ممکن است درآمد قابل تصرف، توزیع درآمد، اشتغال، سطح قیمت‌ها و... را تحت تأثیر قرار دهد. متغیرهای بازار مسکن تغییرات هر یک از متغیرهای فوق هستند. در حالت کلی، دو نوع متفاوت از ابزارهای سیاست مالی برای دولت وجود دارد: یکی سیاست‌های درآمدی و دیگری سیاست‌های مخارجی. سیاست‌های درآمدی یا مالیاتی سیاست‌هایی هستند که نرخ مالیات درآمدهای شخصی، نرخ مالیات بر سود شرکت‌های سهامی، پایه‌های مالیاتی، نرخ مالیات غیرمستقیم و پرداختی‌های بابت تأمین اجتماعی را تعیین می‌نمایند. طبق نظریه‌های اقتصاد کلان، با ثابت بودن مخارج دولت، افزایش (کاهش) نرخ مالیات منجر به کاهش (افزایش) GNP می‌شود. کاهش (افزایش) GNP متغیرهای بازار مسکن را به طور غیرمستقیم از طریق تغییر متغیرهای اقتصادی واسطه‌ای فوق (درآمد قابل تصرف، اشتغال، سطح قیمت‌ها و...)، تحت تأثیر قرار خواهد داد. از لحاظ نظری، افزایش درآمد ناشی از اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه ساختمان‌های مسکونی شروع به ساخت و سرمایه‌گذاری مسکونی) و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد که تغییر عرضه و تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد. همچنین، این عوامل اقتصادی ممکن است برخی متغیرهای جمعیتی را تحت تأثیر قرار دهند که تمایل دارند بر ساختمان‌های مسکونی شروع به ساخت اثر بگذارند. همچنین، سیاستگذاران دولتی ممکن است با افزایش یا کاهش مخارج دولت از طریق پرداخت‌های انتقالی یا خرید کالاها و خدمات بر روی GNP تأثیر بگذارند. با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیات، افزایش (کاهش) مخارج دولت منجر به افزایش (کاهش) GNP خواهد شد. همانگونه که قبلاً اشاره شد تغییر GNP ممکن است به تغییر ساختمان‌های مسکونی شروع به کار منجر شود؛ بدین صورت که با افزایش درآمد، انتظار بر این است که سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به کار و در نتیجه عرضه مسکن افزایش یابد. همچنین، با افزایش درآمد، تقاضای مسکن نیز افزایش می‌یابد لذا با افزایش عرضه و تقاضای مسکن به دنبال رشد درآمد ملی، قیمت مسکن ممکن است افزایش یابد، کاهش یابد یا اینکه ثابت باقی بماند (Parliarou, 2021).

از لحاظ نظری سیاست پولی تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اولاً همانند سایر دارایی‌ها، قیمت مسکن به بازدهی موجود بر سایر دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه حساس است. اگر بازدهی اوراق قرضه افزایش یابد (نرخ بهره افزایش یابد)، دارندگان دارایی، بخشی از پورتفولیوی خود را به اوراق قرضه تبدیل خواهند کرد و از سایر دارایی‌ها همانند مسکن دوری خواهند کرد. این مسئله باعث خواهد شد تا زمانی که بازدهی ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها با در نظر گرفتن ریسک‌های متفاوت برابر شود، قیمت مسکن کاهش پیدا کند. ثانیاً تقاضای مسکن با نرخ‌های بهره ارتباط منفی دارد زیرا پرداختی‌های بهره بخش عمده‌ای از هزینه خرید مسکن را تشکیل می‌دهد. ثالثاً مبلغی که یک شخص قادر و مایل است برای مسکن هزینه کند، به‌طور مستقیم با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دارد (Buch, et al., 2014). همان‌گونه که روزن^۱ (۲۰۱۲)، بیان می‌کند، خانوارها به‌وسیله درآمد جاری خود نسبت به آنچه می‌توانند قرض کنند، محدودند. در طول زمان همانطور که دستمزد واقعی افزایش می‌یابد و تورم باعث کاهش ارزش واقعی بدهی می‌شود، فشار ناشی از پرداخت بهره کمتر و کمتر می‌شود. نرخ بهره جاری از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن است. یک روش دیگر که سیاست پولی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد، افزایش نرخ بهره متغیر برای مسکن‌هایی است که جهت بازگشت اصل سرمایه فروخته می‌شوند (بهشتی و محسنی زنوزی، ۱۳۸۹).

تیلور^۲ (۲۰۰۷) نیز با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی و مقایسه آن با آمار واقعی نشان داد که سیاست پولی انبساطی (که کاهش نرخ بهره در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ را در آمریکا در پی داشت) باعث رونق سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن شده است. این سیاست هم با ایجاد یک مارپیچی^۳ سبب افزایش قیمت‌های بخش مسکن گردید. متعاقب آن با افزایش نرخ‌های بهره به سطح بلندمدت آن در سال‌های بعد، تقاضا کاهش یافت و سبب شد، رشد سرمایه‌گذاری و قیمت در این بخش کاهش یابد.

میشکین (۲۰۰۷)، هم با تأکید بر تأثیرپذیری بخش مسکن از سیاست‌های پولی اعتقاد دارد اگر حباب قیمتی در بخش مسکن فروکش کند، پیشاپیش باید با سیاست‌های پولی

1. Reserve

2. Taylor

3. Spiral Effect

پیشگیرانه از گسترش آثار رکودی این بخش به کل فعالیت‌های اقتصادی جلوگیری کرد. به این ترتیب، تغییر در تقاضای مسکن در پی یک شوک پولی می‌تواند از تغییر در میزان تقاضای بهینه برای خدمات مسکن به عنوان یک کالای بادوام یا تغییر در میزان بهینه مسکن به عنوان یک دارایی در سبد دارایی افراد و یا اینکه از تغییر در میزان محدودیت نقدینگی افراد ناشی شده باشد. در هر صورت، تفکیک قائل شدن بین این سه نوع تقاضا برای مسکن در واقعیت بسیار مشکل و در عمل امکانپذیر است. تقاضای فرد یا خانوار برای مسکن شامل هر سه گونه است. به هر حال، تغییر در تقاضای مسکن در پی بروز یک شوک پولی باعث تغییر در سطح فعالیت‌ها و به تبع آن تأثیر بر قیمت‌ها می‌شود.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه خارجی

اندرس و ارک^۱ (۲۰۰۸)، در پژوهشی به بررسی رقابت بانک‌ها، قیمت مسکن و ثبات اقتصاد کلان با روش DSGE در اقتصاد اسپانیا پرداختند. نتایج نشان داد که قیمت مسکن در زمانی که رقابت بین بانک‌ها قوی‌تر است، ارزش خالص وام‌گیرندگان افزایش می‌یابد و شوک‌های سیاست پولی انقباضی آسیب می‌بینند. بنابراین، تغییر درجه رقابت بانکی سطح بلندمدت فعالیت اقتصادی و ثبات آن در چرخه کسب و کار به صورت دوطرفه صورت می‌گیرد.

گوپتا و همکاران^۲ (۲۰۰۹)، در پژوهشی 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) در سال ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. در این مطالعه خانه‌ها براساس قیمت‌شان به سه طبقه خانه‌های لوکس، خانه‌های میانه و و خانه‌های پایین تقسیم‌بندی شده‌اند. در کل، تورم قیمت مسکن به صورت معکوس به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد اما واکنش در بین بخش‌های لوکس، متوسط - بزرگ و متوسط - متوسط بازار نسبت به بخش‌های متوسط - کوچک و پایین بیشتر است.

برنانکه^۳ (۲۰۱۰)، ارتباط بین سیاست پولی و قیمت مسکن را برای اقتصاد آمریکا مورد مطالعه قرار داده و نشان داد که رابطه مستقیم بین سیاست پولی و افزایش قیمت مسکن ضعیف

1. Andres & Arce

2. Gupta, R., et al.

3. Bernanke, S.B.

است. اگرچه افزایش سریع قیمت‌ها زمانی اتفاق می‌افتاده است که نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت در پایین‌ترین سطح خود قرار داشته‌اند اما میزان منافع قیمت مسکن بزرگتر از آن بود که تنها با وضعیت سیاست پولی قابل توضیح باشد. همچنین شواهد بین کشوری رابطه معناداری را نشان نمی‌دهد.

کالزا و همکاران^۱ (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی نقش ساختار تأمین مالی مسکن در انتقال سیاست پولی بر مصرف، سرمایه‌گذاری مسکونی پرداختند. نتایج نشان داد در کشورهایی با بازار رهن انعطاف‌پذیر یا پیشرفته، نسبت به شوک‌های سیاست پولی حساسیت بیشتری وجود دارد. حساسیت مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک‌های سیاست پولی، تحت تأثیر مقادیر دو پارامتر اصلی بازار رهن یعنی نرخ پرداخت پایین و ساختار نرخ بهره اجاره (نرخ بهره متغیر در مقابل ثابت) است.

کارولا و همکاران^۲ (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی شوک‌های اقتصاد کلان، ثبات بانک و بازار مسکن در ونزوئلا با داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۴ و رویکرد FAVAR پرداخت. نتایج نشان داد که شوک سیاست پولی اثرات قویتری بر نقدینگی و ثبات بانکی دارد و قیمت واقعی مسکن ناشی از شرایط پولی و شوک تقاضا است.

الموانی و همکاران^۳ (۲۰۱۶)، در پژوهشی به ارزیابی تأثیر بخش نفت بر بازدهی مسکن با استفاده از یک مدل اقتصاد خرد در عمان پرداختند. نتایج نشان دادند که شوک‌های بخش نفت بیشترین تأثیر را بر شوک‌های مسکن و کشاورزی دارد.

یانگ و پان^۴ (۲۰۲۰)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های ۳۱ استان چین از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۵ و مدل رگرسیون خودبرداري پانل نشان دادند که تجمع سرمایه انسانی تأثیر طولانی‌مدت مثبتی بر قیمت مسکن و توسعه اقتصادی دارد و به یک عامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی منطقه تبدیل شده است به‌طوری‌که قیمت مسکن در بلندمدت تأثیر منفی بر توسعه اقتصادی دارد. با این حال انباشت سرمایه انسانی به قیمت مسکن در بیشتر مناطق شهرها، پاسخ مثبت می‌دهد.

1. Calza, A., et al.
2. Carvallo, O., et al.
3. Al-Mawali, N., et al
4. Yang, Z. & Pan, Y.

۲-۳. پیشینه داخلی

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن پرداختند و به نتایجی دست یافتند که شاخص قیمت مسکن در قالب یک مدل اقتصاد کلان تابعی از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم در نظر گرفته شده است. نتایج آنها بیانگر این واقعیت مرتبط با بخش مسکن از جمله شاخص قیمت خدمات ساختمانی است که تا حد زیادی می‌توان از افزایش بی‌رویه قیمت مسکن جلوگیری کرد.

شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱) در پژوهشی به اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران با رهیافت SVAR پرداختند. نتایج مؤید این است که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیست اما این سیاست‌ها می‌تواند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین‌کننده داشته باشد. از سوی دیگر، سیاست مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نیست اما سیاست‌های پولی می‌تواند در کنترل این متغیرها مؤثر واقع شود.

حیدری (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR پرداخت و نتایج نشان داد که شوک‌های نقدینگی و پایه پولی، یک اثر موج‌مانندی 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 طولانی‌تر و ماندگارتر از تأثیر شوک پایه پولی است.

احمدی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران پرداختند. آنها در طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۶ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری نشان دادند که بیشترین تأثیرپذیری شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، از شوک وارد شده به خود شاخص است. همچنین اثر شوک‌های نقدینگی واقعی و نرخ بهره واقعی بر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، بیش از اثر شوک رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن بر شاخص مذکور است.

قلی‌زاده و صمدی‌پور (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی رابطه بین شوک سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و قیمت مسکن با استفاده از الگوی اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری پانل در طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ در بین استان‌های کشور ایران پرداختند. نتایج نشان داد سرمایه انسانی از طریق کانال‌هایی اثر تکنانه‌ای بر قیمت مسکن دارد از جمله اینکه ارتقای سرمایه انسانی منجر به افزایش تقاضا برای مسکن و بالا رفتن قیمت می‌شود. نتایج تابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد واکنش سرمایه انسانی (قیمت مسکن) به نوسانات قیمت مسکن (سرمایه انسانی) و واکنش تولید به نوسانات سرمایه انسانی بیشتر از متغیرهای دیگر است. نتایج آنالیز واریانس نشان‌دهنده میزان توضیح‌دهی قیمت مسکن برای تولید ناخالص داخلی (۱۸٪) و سرمایه انسانی (۱٪) نسبت به سایر متغیرها بالاتر است. لذا رونق بازار مسکن می‌تواند تأثیر مثبتی بر اقتصاد داشته باشد؛ تأثیری که رونق بازار مسکن (تولید) بر تولید (رونق بازار مسکن) می‌گذارد، به مراتب بیشتر از تأثیر سرمایه انسانی است.

با توجه به این مطالعات انجام گرفته، پژوهش حاضر تلاش دیگری است تا با استفاده از مدل تجربی کاراتر و توجه به شوک‌های مهمی که اقتصاد ایران در سال‌های اخیر با آنها روبرو بوده است، به موضوع بانک و مسکن در اقتصاد ایران بپردازد. لذا پژوهش حاضر متمایز نسبت به مطالعات انجام شده است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی بوده و به لحاظ روش تجزیه و تحلیل از نوع تحلیلی-همبستگی است. در این پژوهش از داده‌های سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان، ثبات بانک دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده براساس طبقه‌بندی کلی مطالعه برنانکه و همکاران^۱ (۲۰۰۵) انتخاب شده است. این طبقه‌بندی شامل تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز و بازار مسکن است. از آنجاکه لازمه تخمین عامل‌ها با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، عامل تعمیم‌یافته ایستا بودن متغیرها می‌باشد، آزمون‌هایی مانند آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته بر روی متغیرها انجام شده است. مدل‌سازی الگوی خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته براساس مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) و برآورد الگو با استفاده از الگوریتم پیشینه‌سازی انتظارات براساس مطالعه

1. Bernanke, B., et al.

دمسپر و همکاران^۱ (۱۹۷۷) و شاموی و استافر^۲ (۱۹۸۲)، تنظیم شده است. تمام متغیرها از بانک سری زمانی بانک مرکزی و وزارت مسکن و شهرسازی استخراج شده است. در ادامه پس از تخمین مدل FAVAR با استفاده از نرم افزار EViews و SPSS نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل بر روی متغیرهای اصلی تا ۱۰ دوره ارائه شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به صورت لگاریتمی و رشد متغیرها وارد مدل شده است.

۴-۱. طراحی مدل FAVAR برای بخش مسکن در ایران

مدل‌های VAR به طور گسترده‌ای برای تجزیه و تحلیل تأثیر شوک اقتصاد کلان بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی در ادبیات مکانیسم انتقال پول بکار گرفته می‌شوند. اما یکی از اصلی‌ترین ویژگی‌های این مدل‌ها این است که نمی‌تواند تعداد زیادی از متغیرها را در آن بکار گرفت. به طور معمول سه متغیر اساسی در این زمینه کارایی دارند که شامل سطح تولید، سطح قیمت‌ها و متغیر سیاست پولی هستند. از علت‌های اصلی محدود بودن متغیرها در مدل‌های سنتی VAR این است که با افزایش تعداد متغیرهای بکار گرفته شده در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن کاسته می‌شود زیرا در هر معادله، متغیر وابسته بر روی وقفه‌های خودش و وقفه‌های سایر متغیرها برآورد می‌شود. لذا امکان بکارگیری تعداد زیادی از متغیرها در این الگو وجود ندارد. محدودیت متغیرها در مدل سنتی VAR عامل ایجاد مشکلاتی در تحلیل آثار شوک‌های اقتصاد بر اقتصاد است؛ یکی استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی و استفاده گزینشی از تعداد محدود متغیرها است که در این صورت ارزیابی آثار شوک بر اقتصاد نیز جامع و مانع نخواهد بود. دیگر اینکه انتخاب متغیرها براساس سلیقه و گزینش محققان صورت می‌گیرد. اشکال این موضوع در احتمال ورود آثار شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت‌های عمده‌فروشی یا قیمت دارایی‌ها است که این موضوع به ناچار در مدل‌های مرسوم نادیده گرفته می‌شود. لذا شاخص قیمت مصرف‌کننده به تنهایی نمایانگر خوبی برای سطح عمومی قیمت‌ها نیست. همین موضوع را می‌توان به مفهومی مانند سطح فعالیت‌های اقتصادی نیز تعمیم داد.

1. Dempster, A., et al.

2. Shumway, R. & Stoffer, D.

با ملاحظه این مشکلات، اخیراً توجه زیادی به مدل‌های معطوف شده است که ساختار و محتوای آنها دربرگیرنده اطلاعات گسترده اقتصادی است. این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل، امکانپذیر شده است. اولین مطالعات پیشرو در این زمینه مربوط به برنانکه و بویوین^۱ (۲۰۰۱) و برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۴) است که دستاورد این دو مطالعه مدل سنتی VAR را با اضافه نمودن چند عامل تکمیل کرده‌اند. پس از این مطالعه، مقالات دیگر نیز منتشر شده است که مطالعات مشابهی را انجام داده‌اند و هر یک نوآوری خاصی را در این زمینه انجام داده‌اند؛ از آن جمله می‌توان به برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۵)، استوک و واتسون^۲ (۲۰۰۵)، دیو، درستلر و ژانگ^۳ (۲۰۰۹) و بویوین، کیلی و میشکین^۴ (۲۰۱۰)، اشاره نمود.

اگرچه در ادامه جزئیات فنی این مدل تشریح می‌شود اما لازم است ابتدا به صورت ساده‌تر توضیح داده شود که مدل FAVAR چگونه می‌تواند سه مشکل اصلی مدل‌های VAR را که در بالا اشاره شد، حل کند. این سه مشکل عبارتند از:

۱- افزایش سریع تعداد پارامترها و عدم امکان بکارگیری تعداد زیادی از متغیرها و در نتیجه نقصان اطلاعاتی مدل.

۲- تناظر ناقص مفاهیم نظری مانند سطح عمومی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی با تعداد اندک متغیرهایی که به ناچار بین چندین متغیر رقیب انتخاب می‌شوند.

۳- محدودیت در تصریح توابع ضربه- پاسخ برای تعداد متغیرها و عدم امکان تصریح این توابع برای طیف گسترده‌ای از متغیرها که واقعاً از یک شوک سیاستی تأثیر می‌پذیرند. به‌طور ساده، یک مدل FAVAR شامل دو لایه است: لایه اول شامل تعداد زیادی از متغیرهایی است که در مجموع هر یک از اطلاعات جزئی از بخش‌هایی از یک اقتصاد را نمایان می‌کنند (مثلاً انواع شاخص‌های قیمت در سطوح زیربخش و انواع متغیرهای حقیقی مرتبط با تولید و سرمایه‌گذاری مانند تولید و سرمایه‌گذاری در سطح زیربخش‌های یک اقتصاد در جریان). این لایه که در زیر با معادله (۲) نشان داده می‌شود، سطح عمومی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی در قالب عوامل پنهان تعریف می‌شود که از مجموعه گسترده‌ای

1. Bernanke, B.S. & Boivin, J.
 2. Stock, J. & Watson, M.
 3. Dave, C. Dressler, S.J. & Zhang, L.
 4. Boivin, J., Michael, K. & Mishkin

از متغیرها در سطح زیربخش‌های اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. تعداد این عوامل یا توسط محقق و براساس نظریه مورد بحث انتخاب می‌شود یا براساس آزمون‌هایی خاص که در ادامه توضیح داده می‌شود. به دلیل روش برآورد این عوامل پنهان که معمولاً با روش تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ (PC) برآورد می‌شوند، هر چه تعداد متغیرهای تشکیل‌دهنده یک عامل پنهان بیشتر باشد، تخمین دقیق‌تری نیز از آن به‌دست خواهد آمد. در این مرحله تعداد زیاد متغیرهای الگو با هم یک یا چند عامل پنهان را می‌سازند که در لایه دوم مدل FAVAR بکار می‌آیند.

در لایه دوم، عوامل پنهان در کنار متغیرهای قابل مشاهده و نماینده شوک‌هایی که به اقتصاد وارد می‌شوند، در قالب یک مدل VAR معمول در کنار هم قرار می‌گیرند (معادله (۲)). در این صورت مدل به‌صورت معمول برآورد شده و توابع واکنش عوامل پنهان به شوک‌ها تصریح می‌شود. سپس با استفاده از ارتباط بین متغیرهایی که در سطح زیربخش‌ها لایه اول را تشکیل داده‌اند، توابع واکنش طیف گسترده متغیرهای اقتصادی به شوک اقتصادی تصریح می‌شود.

در اینجا ممکن است این پرسش مطرح شود که در روش برآورد عوامل پنهان از طیف گسترده متغیرهای اقتصادی که استفاده می‌شود، چگونه است با افزایش تعداد این متغیرها، مشکل درجه آزادی برای مدل ایجاد نشود؟ پاسخ این است که اصولاً روش تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PC) مبتنی بر این است که تعداد هر چه بیشتر متغیرهایی که گمان می‌رود یک عامل پنهان را می‌سازند با یکدیگر ترکیب شده و هر متغیر به‌صورت یک بردار در نظر گرفته می‌شود که هر یک وجهی از عامل پنهان را نمایندگی می‌کنند. سپس برداری ساخته می‌شود که برآیند همه این بردارها است و این بردار همان عامل پنهان است. در این روش مجموعه متغیرهای سازنده عوامل پنهان، یک ماتریس را می‌سازند و عوامل پنهان با کمک ریشه‌های مشخصه و بردارهای ویژه آن ماتریس ایجاد می‌شوند. درواقع بردارهای عوامل پنهان متناظر با K مقدار ویژه که بزرگتر از سایر مقادیر ویژه این ماتریس هستند، استخراج می‌شوند. بنابراین در این روش تعداد زیاد متغیرها تأثیری بر درجه آزادی مدل ندارد بلکه برعکس، هر چه تعداد این متغیرها بیشتر باشد، عوامل پنهان با دقت بیشتری برآورد می‌شوند.

زیرا هر متغیری یک بعد از این عوامل را نمایندگی می‌کند و هر چه تعداد این متغیرها بیشتر باشد، ابعاد این عوامل با دقت بیشتری مشخص می‌شود. با توجه به توضیحات داده شده، می‌توان گفت که روش FAVAR سه مشکل بیان شده مدل VAR سنتی را به این شکل حل می‌کند:

افزایش تعداد متغیرها در لایه اول این امکان را می‌دهد که اطلاعات بیشتری به مدل وارد شود اما از آنجا که این متغیرها با روش‌هایی مانند روش PC با یکدیگر ترکیب می‌شوند، تعداد زیاد متغیرها مشکل درجه آزادی ایجاد نمی‌کند چون درجه آزادی از مدل مصرف نمی‌شود و روش PC اطلاعات بیشتری را با افزایش تعداد متغیرها کسب می‌کند. از سوی دیگر، با تعریف عوامل پنهان براساس ترکیبی از تعداد بسیار زیاد متغیرها، امکان تعریف مفاهیم نظری مانند سطح قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌شود و در نهایت با تصریح توابع واکنش برای طیف بزرگی از متغیرها در لایه اول، تأثیرات جزئی شوک‌های اقتصادی را بر اجزای یک اقتصاد نمایش می‌دهد.

تقریباً در تمامی این مطالعات انجام گرفته در مورد بخش مسکن در ایران از روش‌های مرسوم مانند روش حداقل مربعات تک معادله، مانند VAR، مدل خودتوضیح با وقفه گسترده خطی، غیرخطی و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. باید توجه نمود که همان مشکلاتی که در رابطه با بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان در قالب مدل‌های استاندارد VAR یا حتی مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد، از قبیل استفاده ناکارآمد از اطلاعات در دسترس و نیز انتخاب گزینشی متغیرهای الگو در این مطالعات نیز وجود دارد. لذا بررسی شوک‌های اقتصادی کلان و بازار مسکن نیازمند بکارگیری یک مدل جامع‌تر و کامل‌تر است.

تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر بازار مسکن بر متغیرهای قیمت مسکن، سطح فعالیت‌های بخش مسکن، اثرگذار خواهد بود. اما باید توجه نمود که مفاهیمی مانند قیمت، سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن و مسکن را می‌توان با بسیاری از متغیرهای بخش مسکن نشان داد. در واقع این سه مفهوم همان عوامل غیرقابل مشاهده در بخش مسکن هستند که در مدل FAVAR بردار F_t را تشکیل می‌دهند. در این راستا ابتدا باید معادله زیر برای بخش مسکن برآورد شد.

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \dots \\ X_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^f & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2^f & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & A_l^f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ F_t^i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \dots \\ e_t^i \end{bmatrix} \quad (۱)$$

و سپس با استفاده از اجزای بردار F_t مدل معادله زیر تخمین زده شود.

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \dots \\ F_{t-1}^i \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (۲)$$

برای برآورد معادله (۱) ابتدا باید اجزای بردار X_t مشخص شوند. بدین منظور داده‌های بخش مسکن که در نماینده قیمت، سطح فعالیت‌ها در دو 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 از این پژوهش بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن است لذا متغیرهای بردار X_t باید به گونه‌ای انتخاب شوند که نمایانگر مفاهیم قیمت، سطح فعالیت‌های بازار مسکن باشند. داده‌های مورد استفاده همگی سالانه هستند و از طریق بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی تهیه شده‌اند. دامنه زمانی داده‌ها شامل سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱ شمسی است که با توجه به اینکه داده‌های مربوط به برخی از متغیرها تنها تا سال ۱۴۰۰ منتظر شده است، لذا در عمل مشاهدات مربوط به سال ۱۴۰۱ حذف خواهند شد.

۲-۴. متغیرهای بازار مسکن

معمولاً برای نشان دادن سطح قیمت‌ها در بخش مسکن از شاخص مربوط به گروه مسکن، سوخت و روشنایی در شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده می‌شود. اما این شاخص به تنهایی گویای تحولات قیمت در این بخش نیست. لذا از سه شاخص دیگر نیز برای تخمین متغیر پنهان سطح قیمت‌ها در بخش مسکن استفاده شده است که شامل شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب، شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی می‌شوند. لذا چهار شاخص مورد استفاده عبارتند از:

۱. شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی (ph.)

۲. شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار (Prealestate)

۳. شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران (Prent)

۴. شاخص قیمت خدمات ساختمانی (Ps)

به این ترتیب از ترکیب این چهار شاخص قیمت، یکی از بلوک‌های بردار افزای شده X_t در معادله (۲) تشکیل می‌شود که می‌توان آن را به صورت بلوک X_p نمایش داد و در ابتدا بلوک‌ها با استفاده از روش تحلیل عاملی، اولین بلوک بردار F_t که با P نشان داده می‌شود، اجرا و برآورد می‌شود. لازم به توضیح است که برای برطرف کردن مشکل نامانایی که در بیشتر شاخص‌های کلان در سطح متغیرها بروز می‌کند، شاخص‌های قیمت، هر یک به صورت نرخ رشد استفاده شده‌اند. لذا در ادامه نرخ‌های رشد شاخص‌ها که از ترکیب آنها P تشکیل می‌شود به ترتیب با P_1, P_2, P_3, P_4 نشان داده می‌شوند.

برای نشان دادن سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن نیز از متغیرهای زیر استفاده شده است:

۱. مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید مناطق شهری (citiesinvest)

۲. مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید شهرهای بزرگ (bigcitiinvest)

۳. مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید تهران (tehraninvest)

۴. تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری (citieslicence)

۵. تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در شهرهای بزرگ (bigcitilicence)

۶. تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در تهران (tehranlicence)

با استفاده از این شش متغیر می‌توان به تخمین از سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن دست یافت اما از آنجا که واحد اندازه‌گیری سه متغیر دسته اول برحسب واحد پول بوده و با متغیر ۴/۵ و ۶ از این منظر متفاوت هستند، لذا جدا کردن سه متغیر اول از سایر متغیرها و ترکیب کردن آنها در قالب دو دسته کلی نتایج بهتری را در مرحله تخمین ارائه نمود. لذا در این مرحله متغیرهای ۱، ۲ و ۳ با یکدیگر همگرا شده و بلوک دوم بردار X_t را تشکیل می‌دهند که در بردار F_t متناظر با درایه دوم این بردار است و از این پس با Inv نشان داده شده است. با توجه به اینکه متغیر سرمایه‌گذاری برحسب قیمت‌های جاری است لذا باید با استفاده از شاخص قیمت متناسب حقیقی شود. در این راستا متغیرهای ۱، ۲ و ۳ با استفاده از شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی حقیقی شده‌اند. از سوی دیگر با توجه به نامانایی این متغیرها، برای پرهیز از مشکلات مربوط به نامانایی این متغیرها از نرخ رشد آنها استفاده شده است که در ادامه این سه متغیر با نام $Inv1$ ، $Inv2$ و $Inv3$ نمایش داده می‌شوند. به همین

ترتیب، متغیرهای ۴، ۵ و ۶ نیز بلوک سوم از بردار X_t را تشکیل می‌دهند که متناظر با درایه سوم از بردار F_t خواهد بود و با Licence نشان داده می‌شود. به این ترتیب می‌توان اجزای معادله (۲) را در قالب معادله (۳)، به این صورت بازنویسی کرد:

$$\begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & A_2^{licence} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

که در آن می‌توان معادله (۳) را به شکل زیر نشان داد که در آن بردار X_t به صورت باز شده ارائه شده است:

$$\begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ Inv_1 \\ Inv_2 \\ Inv_3 \\ licence_1 \\ licence_2 \\ licence_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & A_2^{licence} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که در آن به ازای هر $I, j=1, 2, \dots, I$ که $i \neq j$ باشد، خواهیم داشت: $E[e_t^i e_t^j] = 0$. معمولاً فرض می‌شود که هر X_t^i تنها توسط یک عامل توضیح داده می‌شود، بدین صورت که برای تمام i ها $K_i = 1$ است. با در نظر گرفتن معادلات (۱) و (۲) می‌توان یک مدل FAVAR را به شکل زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \dots \\ F_{t-1}^i \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (۵)$$

که در آن $\Phi(L)$ چندجمله‌ای وقفه با درجه d است که براساس آن، تعداد وقفه‌های مدل VAR تعیین می‌شود. تفاوت این مدل با یک مدل استاندارد VAR حضور عوامل غیرقابل مشاهده F_t^i در مدل است.

۳-۴. مدل نهایی بازار مسکن

بنابراین معادلات در بخش مسکن به صورت زیر جهت برآورد مدل نهایی نوشته می‌شود.

$$\begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & . \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A_3^{licence} & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

که در آن می‌توان معادله بالا را به صورت زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ Inv_1 \\ Inv_2 \\ Inv_3 \\ licence_1 \\ licence_2 \\ licence_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & . & 0 \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A_3^{licence} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۷)$$

با استفاده از برآورد معادله (۷)، عوامل یا همان F_t^i ها برآورد می‌شود. سپس معادله (۸) برآورد خواهد شد که درواقع ترکیبی از عوامل و همچنین متغیرها یا متغیرهای سیاستی برونزا است. براساس آنچه که در بخش قبلی بیان شد، تعداد عوامل مورد استفاده ۴ عامل خواهد بود. برای برآورد معادله (۸) ابتدا باید متغیرهای موجود در بردار Y_t مشخص شوند. با توجه به هدف مقاله که بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر بخش مسکن است، باید بردار Y_t متغیرهایی را در بر گیرد که نمایانگر شوک‌های اقتصاد کلان هستند. در مطالعات متعدد، به‌طور معمول از شوک‌های تولید، تورم، نرخ ارز، حجم پول و درآمدهای نفتی برای تصریح و تبیین شوک‌های اقتصاد کلان در مدل‌های VAR استفاده می‌شود و آنچه مهم تلقی می‌شود برونزا بودن این پنج متغیر نسبت به بخش مسکن است، ضمن اینکه خارج از این بخش و عمدتاً توسط سیاست‌گذاران تعیین می‌شوند. لذا بردار Y_t شامل پنج متغیر تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز خواهد بود و اینکه پرهیز از مشکلات ناشی از نامانایی متغیرها، از نرخ‌های رشد این پنج متغیر استفاده شده است. نظر به اینکه در ایران این عوامل

توسط دولت تعیین می‌شوند، به عنوان متغیرهای برونزا هستند. در نتیجه به عنوان متغیرهای برونزا در مدل VAR و خارج از بردار Y_t قرار می‌گیرند. لذا معادله (۸) به این صورت خواهد بود:

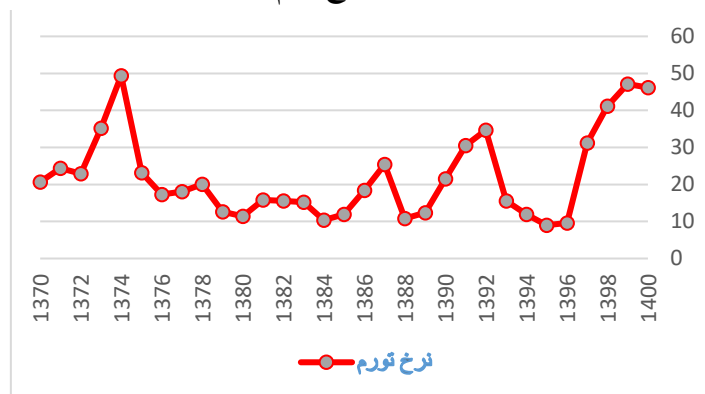
$$\begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \\ inflation_t \\ exchange_t \\ oil_t \\ M_t \\ GDP_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^p \\ F_{t-1}^{inv} \\ F_{t-1}^{licence} \\ inflation_{t-1} \\ exchange_{t-1} \\ oil_{t-1} \\ M_{t-1} \\ GDP_{t-1} \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (8)$$

که در آن $inflation_t$ ، $exchange_t$ ، oil_t ، M_t و GDP_t به ترتیب نرخ‌های تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی، حجم پول و تولید ناخالص داخلی که در واقع بردار Y_t را تشکیل می‌دهند. یکی از روش‌های متداول برای برآورد این مدل، استفاده از یک روش دومرحله‌ای است، به این صورت که ابتدا معادله (۷) به روش تحلیل عامل برآورد می‌شود و سپس براساس آن تخمینی از F_t^I بدست می‌آید. سپس معادله (۸) به شکل یک مدل استاندارد VAR تخمین زده می‌شود. این روش توسط برنانکه و بویوین (۲۰۰۱) و برنانکه، بوبوین و الیاسز (۲۰۰۵) به گرفته شده است.

۵. نتایج تحقیق

هدف این تحقیق بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن در اقتصاد ایران با رویکرد FAVAR است و با بهره‌گیری از تکنیک‌های آماری (که با توجه به نوع متغیر (کمی) و مقیاس اندازه‌گیری (نسبی) داده‌ها سازگاری دارد) اطلاعات جمع‌آوری، دسته‌بندی و تجزیه و تحلیل شده است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از آمار توصیفی (لگاریتم طبیعی داده‌های در نظر گرفته شده)، اطلاعات جمع‌آوری شده را با تهیه جدول توزیع خلاصه کرده و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به تحلیل آزمون مدل تحقیق پرداخته است. کل متغیرها به قیمت جاری و لگاریتم طبیعی در نظر گرفته شد.

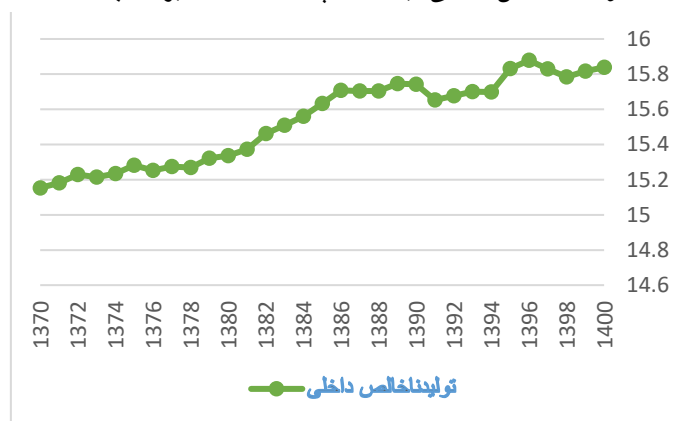
نمودار ۱. نرخ تورم



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به گزارش بانک مرکزی، مطابق نمودار ۱ و نرخ تورم در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ می‌توان گفت که نرخ تورم با نوساناتی همراه بوده به‌طوری‌که قدرت خرید مردم که با نرخ تورم سنجیده می‌شود در طی دوره مورد مطالعه با نوساناتی ناشی از تحریم‌ها و شوک‌های اقتصادی همراه بوده و روند افزایشی خود را طی نموده است و در سال ۱۴۰۰ بیشترین میزان تورم مشاهده می‌شود.

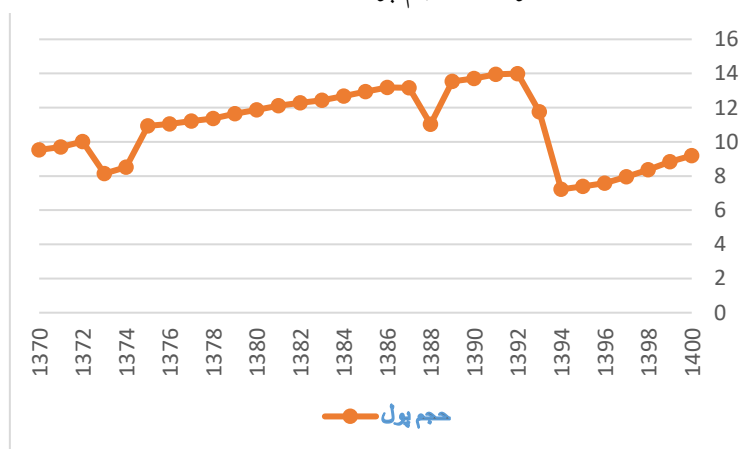
نمودار ۲. تولید ناخالص داخلی (به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ برحسب میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ۲، مشاهده می‌شود که تولید ناخالص داخلی بدون احتساب نفت در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ در ایران با سرعت ملایم روند افزایشی و کاهشی را طی نموده است به‌طوری‌که بیشترین میزان تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۹۶ و کمترین میزان در ۱۳۷۰ را به خود اختصاص داده‌اند.

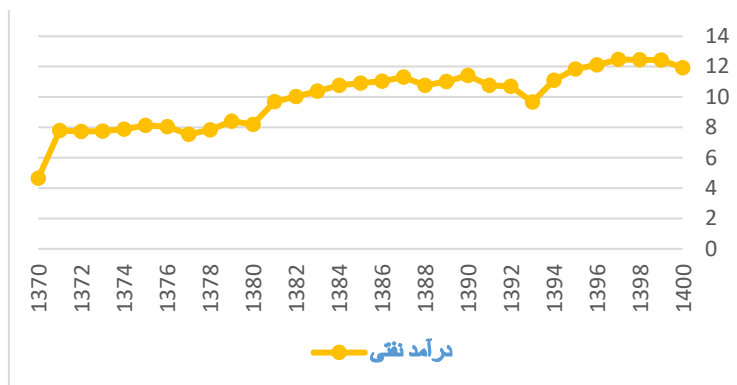
نمودار ۳. حجم پول (میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

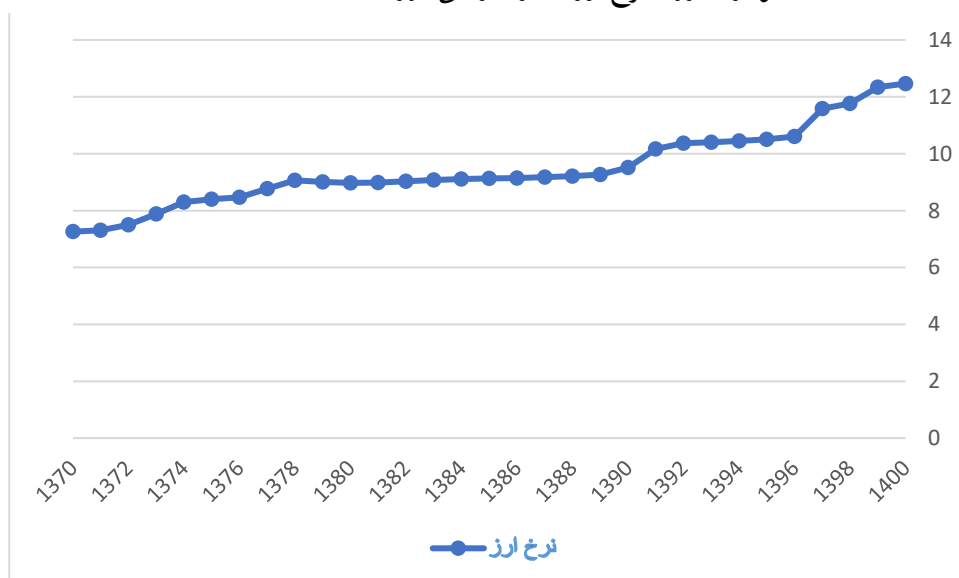
با توجه به توصیف اطلاعات حجم پول ایران در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ ملاحظه می‌شود که میزان حجم پول از ابتدای دوره مورد مطالعه ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ افزایش یافته است به‌طوری‌که در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۴ کاهش و سپس افزایش یافته است. درآمدهای نفتی، بخش اعظم درآمدهای صادراتی کشورهای صادرکننده نفت را تشکیل می‌دهند. با توجه به اینکه بازار جهانی نفت در طول تقریباً سه دهه گذشته، بسیار پرنوسان بوده است، براساس اطلاعات دریافتی از پایگاه داده‌ها ملاحظه می‌شود که درآمدهای نفتی در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ با نوساناتی ناشی از شوک‌های سیاسی همراه بوده است به‌طوری‌که از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ افزایش و سپس به علت تشدید تحریم‌ها درآمدهای نفتی ایران کاهش پیدا کرد و همچنان روند نزولی را طی می‌کند.

نمودار ۴. نمودار بررسی درآمدهای نفتی ایران در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ (برحسب میلیارد تومان)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

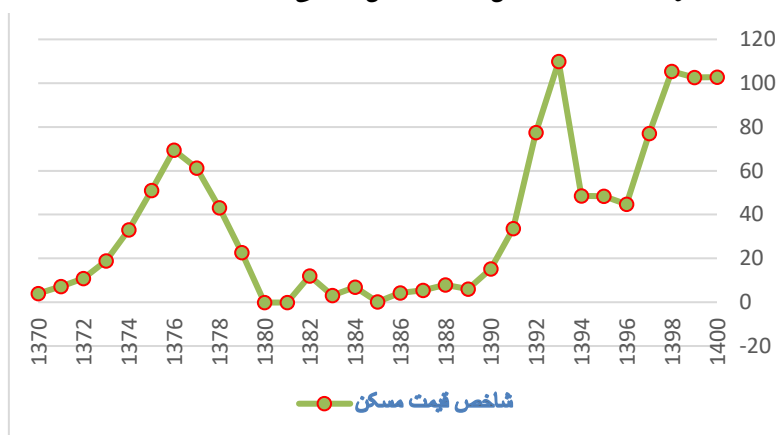
نمودار ۵. روند نرخ ارز (دلار) در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مشاهدات نرخ ارز در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ می‌توان بیان نمود که نرخ ارز در دوره مورد مطالعه روند افزایشی داشته و باعث کاهش ارزش پول ملی کشور شده که ناشی از تحریم‌های اقتصادی است.

نمودار ۶. رشد شاخص قیمت مسکن در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار رشد شاخص قیمت مسکن در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ مشاهده می‌شود، قیمت مسکن با نوساناتی ناشی از شوک‌های اقتصاد کلان همراه بوده که این موضوع ناشی از اقدامات مشترک دولت و بانک مرکزی بوده است. همچنین می‌توان بیان نمود که قیمت مسکن در طی دوره مطالعه با توجه به شوک‌های اقتصادی که بر مسکن نیز تأثیرگذار بوده با نوساناتی همراه بود که در افزایش قیمت مسکن نیز تأثیرگذار بود. تحلیل توصیفی داده‌ها اشاره به محاسبه شاخص‌های مرکزی مانند میانگین و میانه داده‌ها دارد، در صورتی که در کنار آن شاخص‌های پراکندگی داده‌ها مانند انحراف معیار نیز محاسبه شده و در جدول ۱ گزارش شده است.

همانگونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، نرخ تورم دارای میانگین ۲۲ درصد، نرخ ارز نیز با میانگین ۹/۴۵۹، درآمدهای نفتی ۹/۸۹۶، حجم پول ۱۰/۸۸۱ و تولید ناخالص داخلی بدون احتساب نفت با سال پایه ۱۳۹۰ دارای میانگین ۱۵/۵۳۵ است و با توجه به آماره جارک- برا که نرمال بودن متغیرها را نشان می‌دهد، حاکی از آن است که متغیرهای نرخ تورم، درآمدهای نفتی، حجم پول، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی براساس سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد نرمال هستند.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	واحد اندازه‌گیری	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	آماره جارک-بر/احتمال
نرخ تورم	درصد	۲۲/۲۴۸	۱۸/۴۰۰	۴۹/۴۰۰	۹	۱۱/۷۵۷	۴/۹۷۷۳۸۵ ۰/۰۸۳۰۱۸
نرخ ارز	ریال	۹/۴۵۹	۹/۱۲۹	۱۲/۴۶۶	۷/۲۵۸	۱/۴۳	۱/۷۷۷۱۸۶ ۰/۴۱۱۲۳
درآمدهای نفتی	میلیارد تومان	۹/۸۹۶	۱۰/۷۰۳	۱۲/۴۶۳	۴/۶۴۴	۱/۹۳۱	۲/۰۷۲۳۰۶ ۰/۳۵۴۸۱
حجم پول	میلیارد ریال	۱۰/۸۸۱	۱۱/۲۲۲	۱۳/۹۹۴	۷/۲۲۰	۲/۱۳۱	۲/۲۰۷۲۲۶ ۰/۳۳۱۶۷۱
تولید ناخالص داخلی	میلیارد ریال	۱۵/۵۳۵	۱۵/۶۳۲	۱۵/۸۷۸	۱۵/۱۵۳	۰/۲۴۲۱	۳/۲۳۹۵۸۵ ۰/۱۹۴۹۹۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱-۵. آزمون ریشه واحد

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده می‌شود. به منظور بررسی ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری از آزمون زیوت-اندروز^۱ و نرم‌افزار EViews استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است به‌طوری که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود؛ درحالی که فرضیه مقابل بیان می‌کند سری زمانی دارای روندی مانا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است. نتایج حاصل از آزمون زیوت-اندروز در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرها

متغیر	زمان شکست	وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۰/۰۵	سطح معنی‌داری
نرخ تورم	۱۳۷۵	۱	-۴/۷۵۱۸۰۴	-۳/۹۳	۰/۰۰۰۷
نرخ ارز	۱۳۹۰	۲	-۴/۳۸۵۰۹۷	-۳/۹۳	۰/۰۰۱۷
درآمدهای نفتی	۱۳۹۶	۱	-۷/۹۹۶۴۱۱	-۳/۴۲	۰/۰۰۰۰
حجم پول	۱۳۸۰	۳	۴/۶۳۱۲۱۴	-۳/۴۱	۰/۰۰۰۹
تولید ناخالص داخلی	۱۳۹۷	۲	-۴/۵۰۰۹۵۸	-۳/۹۳	۰/۰۱۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بدست آمده بیانگر این است که تمامی متغیرهای تحقیق به جزء تولید ناخالص داخلی در حالت روند و عرض از مبدأ در سطح خطای ۵ درصدی مانا هستند.

۲-۵. ایجاد اطمینان از نمونه

ابتدا از مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) اطمینان حاصل و از آزمون KMO^۱ برای اطمینان از کفایت داده‌ها و آزمون بارتلت^۲ استفاده شد. مقدار KMO همواره بین صفر و یک در نوسان است. در صورتی که مقدار آن کمتر از ۰/۵ باشد، داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نخواهند بود و اگر مقدار آن بین ۰/۵ تا ۰/۶۹ باشد، می‌توان با احتیاط به تحلیل عاملی پرداخت اما در صورتی که مقدار آن بزرگتر از ۰/۷ باشد، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب خواهند بود و می‌توان به استخراج مؤلفه‌های اصلی پرداخت. برای اطمینان از این موضوع که ماتریس همبستگی در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون بارتلت استفاده شد. هدف از اجرای این آزمون رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است. برای آنکه یک الگوی تحلیل عاملی، مفید و دارای معنی باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند، در غیر اینصورت نمی‌توان از تحلیل عاملی استفاده کرد و به استخراج مؤلفه‌های اصلی پرداخت. آزمون بارتلت این فرضیه را که ماتریس همبستگی متعلق به جامعه‌ای با متغیرهای ناهمبسته است، می‌آزماید. این آزمون دارای توزیع χ^2 (X2) است.

جدول ۳. نتایج آزمون KMO و بارتلت

۰/۷۸۲	KMO
۱۶۹۴/۶۷۲	خی دو
۰/۰۰۰	سطح احتمال

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج مشاهده شده در جدول ۳ مشخص می‌شود که داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند و با توجه به مقدار آماره مربوط به آزمون بارتلت، فرض صفر این آزمون مبنی بر برابری ماتریس همبستگی با ماتریس واحد تأیید نمی‌شود؛ یعنی از یک

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy

2. Bartlett

طرف بین متغیرهای داخل هر عامل همبستگی بالایی وجود دارد و از طرف دیگر بین متغیرهای یک عامل با متغیرهای عامل دیگر، هیچ گونه همبستگی مشاهده نمی‌شود. بنابراین می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

۳-۵. قدرت توضیح‌دهندگی عوامل

در جدول ۴، تعداد ۹ مؤلفه اصلی با مقادیر ویژه بزرگتر به همراه درصدی از واریانس کل که توسط این مؤلفه‌ها توضیح داده می‌شود، آورده شده است. همچنین مشاهده می‌شود که مؤلفه اول تقریباً به طور متوسط ۱۷/۷ درصد از کل واریانس متغیرهای مجموعه داده‌ها را توضیح می‌دهد. همچنین ۴ مؤلفه اصلی اول در مجموع بیشتر از ۵۰ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند.

جدول ۴. درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها

	مؤلفه‌ها								
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
مقادیر ویژه	۲/۰۱۵	۳/۴۲۹	۳/۷۶۳	۱/۵۰۷	۳/۴۱۰	۳/۷۵۸	۱/۷۲۸	۳/۲۱۸	۱/۱۰۶
درصد واریانس	۰/۱۷۷	۰/۱۶۴	۰/۱۳۲	۰/۰۸۴	۰/۰۸۰	۰/۰۴۲	۰/۰۳۷	۰/۰۲۸	۰/۰۱۹
(متناظر با هر مؤلفه)									
درصد تجمعی واریانس	۰/۱۷۷	۰/۳۴۱	۰/۴۷۳	۰/۵۵۷	۰/۶۳۷	۰/۶۷۹	۰/۷۱۶	۰/۷۴۴	۰/۷۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

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 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^۱ (۲۰۰۵)، معتقد است در پنل‌های اقتصاد کلان حدود ۵۰ درصد از واریانس توضیح داده شده یک برآزش قابل قبول را در این الگوها ارائه می‌دهد. جدول ۴، درصد واریانس توضیح داده شده توسط ۹ عامل با ۳ وقفه را گزارش می‌کند. بر این اساس ۵۵/۷ درصد از واریانس تجمعی توسط ۴ عامل توضیح داده شده است.

1. Breitung, J. & Eickmeier, S.

۵-۴. تعیین تعداد عامل‌ها

همانطور که در بخش روش شناسی مطرح شد، برای ایجاد یک الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته به دو جزء نیاز داریم. جزء اول عامل‌های پویا و جزء دوم الگوی خود توضیح برداری استاندارد می‌باشد. منظور از عامل‌های پویا، متغیرهایی است که همبستگی بالایی داشته و از قدرت توضیح دهنده‌گی بالایی برخوردارند (همتی و جلالی نائینی، ۱۳۹۰). حال پرسش مهم این است که چه تعداد عامل برای الگو کردن اقتصاد نیاز است؟ بای و ان جی^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 r عامل از پایگاه داده‌های 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 است. براساس این کمیت، بای و ان جی (۲۰۰۲) چند معیار اطلاعاتی را پیشنهاد می‌کنند. دو معیاری که به طور وسیع در شبیه‌سازی‌های چنین الگوهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، روابط (۱۰) و (۱۱) است:

$$\min_r PC_{p2}(r) = V(r) + r \sigma^{\wedge 2} \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln C^2_{NT} \quad (10)$$

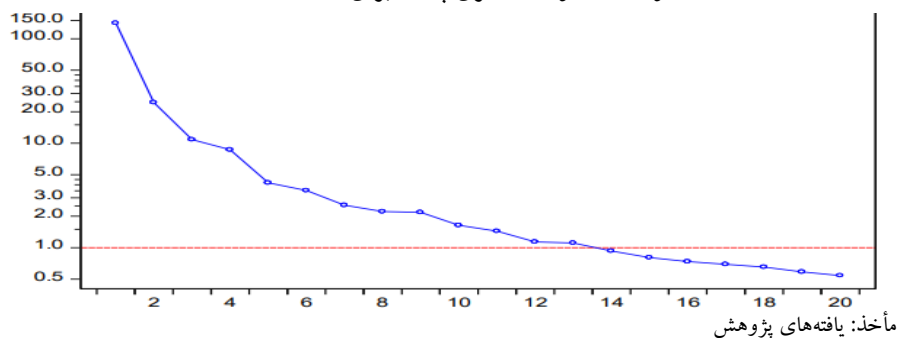
$$\min_r PC_{p3}(r) = V(r) + r \sigma^{\wedge 2} \left(\frac{\ln C^2_{NT}}{C^2_{NT}} \right) \quad (11)$$

که در معیار دوم $C^2_{NT} = \min(N, T)$ است. براساس هر دو معیار تعداد ۴ عامل انتخاب می‌شود و برای تعیین تعداد بهینه مؤلفه‌ها از نمودار اسکری پلات^۲ (سنگریزه) در ارتباط با ۹ عامل اول در نمودار ۷، ملاحظه می‌شود که ۴ عامل نخست ارزشی بیشتر از یک دارند و تعداد عامل‌های مدنظر از بین ۴ عامل انتخاب می‌شود و ۴ عامل توانایی این را دارند که درون معادله FAVAR جای گیرند.

1. Bai, J. & Ng, S.

2. Scree Plot

نمودار ۷. نمودار اسکری پلات برای مدل FAVAR



۵-۵. تعیین وقفه بهینه

الگوی انتخاب شده FAVAR در این مقاله شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز، حجم پول و درآمدهای نفتی و تعداد ۴ عامل مشترک است. با استفاده از معیارهای تعیین وقفه بهینه الگو و همچنین انجام آزمون‌های مربوط به پسماندها، وقفه ۲ برای تخمین الگو انتخاب شده است.

جدول ۵. معیار اطلاعاتی آکائیک برای تعداد وقفه‌های مدل

وقفه	تعداد عوامل					
	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۲	-۱۰/۵۸۱	*-۲۵/۸۱۲	-۱۶/۷۶۱	-۱۳/۷۸۲	-۲۴/۴۱۲	-۲۸/۹۵۴
۳	-۱۱/۵۶۶	-۲۵/۶۴۱	-۱۷/۷۵۴	-۱۴/۶۹۸	-۲۴/۳۹۹	-۲۸/۸۲۵
۴	-۱۱/۴۵۲	-۲۵/۵۵۸	-۱۸/۷۵۶	-۱۴/۶۸۲	-۲۴/۴۵۵	-۲۸/۵۴۰
۵	-۱۱/۳۲۴	-۲۵/۲۲۱	*-۲۱/۳۱۲	-۱۴/۶۳۲	-۲۴/۵۶۶	-۲۸/۴۴۳
۶	-۱۱/۵۲۴	-۲۵/۲۰۱	-۲۱/۱۹۹	*-۱۵/۵۵۴	-۲۴/۵۸۷	-۲۸/۲۲۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵، وقفه‌های بهینه را براساس معیار اطلاعاتی آکائیک نشان می‌دهد که مقادیر سمت راست تعداد وقفه‌ها و مقادیر حاشیه فوقانی تعداد عامل‌ها را نشان می‌دهد لذا تعداد ۶ وقفه برای ۶ عامل، ۵ وقفه برای ۵ عامل و ۲ وقفه برای ۴ عامل بهینه را نشان می‌دهد.

۵-۶. خودهمبستگی پسماندهای مدل FAVAR

در تصریح وقفه‌ها و عامل‌ها (p, r) در الگوی FAVAR باید بررسی شود که آیا پسماند الگو فاقد خودهمبستگی است یا خیر. در این ارتباط از آزمون پورتمن^۱ استفاده می‌شود. این آزمون بررسی می‌کند که آیا h امین پسماندها دارای خودهمبستگی می‌باشد یا خیر. با این وجود یادآوری می‌شود که عامل‌های F_t توسط عامل‌های هموار شده $F_{t|T}^{\wedge}$ تقریب زده می‌شود و همچنین رابطه $F_t = F_{t|T}^{\wedge} + [F_t - F_{t|T}^{\wedge}]$ پسماندها را در همسایگی خود نشان می‌دهد. با این مقدمه، در این مطالعه از آزمون پورتمن تعدیل شده استاندارد برای کمیت‌های یکنواخت (هموار شده) استفاده می‌شود. در این راستا آزمون آماری استاندارد چندمتغیره پورتمن به صورت زیر است که براساس نتایج به دست آمده ۴ عامل و با ۲ وقفه فاقد خودهمبستگی هستند.

$$Q(h) = T \sum_{i=1}^h r(C_i^T C_0^{-1} C_i C_0^{-1}) \approx X_{r^2(h-p)}^2 \quad i = 1, 2, \dots, h \quad (12)$$

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

$$C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T (\varepsilon_t^{\wedge} - E[\varepsilon_t^{\wedge}])(\varepsilon_{t-i}^{\wedge} - E[\varepsilon_{t-i}^{\wedge}])^T \quad (13)$$

نتایج آزمون عدم خودهمبستگی در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۶. آزمون پورتمن بررسی خودهمبستگی جملات اخلاص

وقفه	تعداد عوامل						
	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳
۲	۹۷/۲۵*	۸۷/۶۲*	۷۰/۵۶*	۴۱/۶۲	۵۴/۳۷	۶۳/۷۴ *	۳۳/۳۰
	۰/۰۵۸	۰/۰۵۳	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۵۲	۰/۰۱
۳	۱۰۰/۲۶	۸۸/۳۳	۷۳/۵۵	۴۳/۲۶	۵۸/۶۹	۶۶/۳۶	۳۴/۹۵
	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰
۴	۱۰۸/۳۲	۹۵/۶۰	۷۶/۶۱	۴۶/۲۱	۶۰/۲۸	۶۹/۸۳	۳۶/۵۶
	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۳۱	۰/۰۲
۵	۱۱۶/۱۴	۱۰۱/۳۴	۷۹/۲۳	۴۹/۶۷	۶۴/۴۴	۷۵/۲۶	۳۸/۲۳
	۰/۰۱۲	۰/۰۱۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۰
۶	۱۳۲/۲۸	۱۲۱/۲۵	۹۱/۲۷	۵۴/۸۸	۷۱/۲۰	۸۲/۱۴	۴۸/۳۴
	۰/۰۲۸	۰/۰۱	۰/۰۱۵	۰/۰۲	۰/۰۲۱	۰/۰۱۳	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج مشاهده شده در جدول ۶، عامل‌هایی که فاقد خودهمبستگی هستند، با علامت ستاره مشخص شده است.

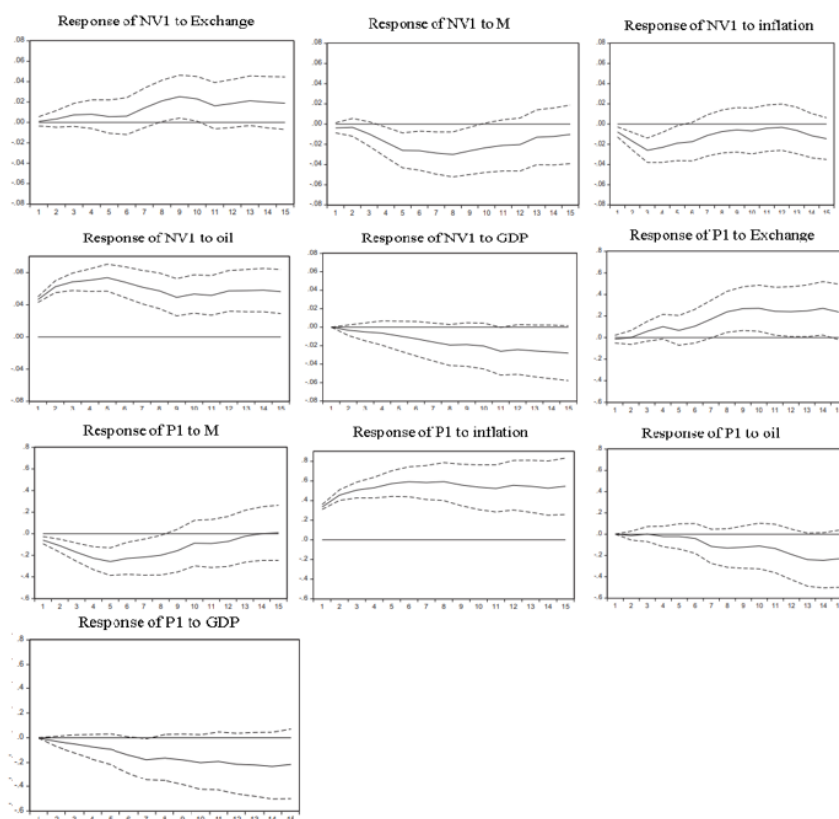
۷-۵. توابع ضربه- واکنش حاصل از مدل FAVAR

توابع واکنش آنی، رفتار پویایی متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. بر همین اساس در این مرحله در راستای تحلیل آثار شوک‌های تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز بر بازار مسکن (قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن)، توابع ضربه- واکنش حاصل از مدل برآوردی بررسی می‌شود و از روش پسران و شین^۱ (۱۹۹۸) برای تصریح توابع واکنش ضربه‌ای استفاده می‌شود. محورهای عمودی در نمودارهای موجود در این بخش، نشان‌دهنده میزان واکنش متغیرها (بازار مسکن) نسبت به شوک‌های تورم، تولید، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز است و محور افقی نشان‌دهنده تعداد دوره‌هایی است که طی می‌شود تا تأثیر شوک وارده بر متغیر مورد نظر اعمال شود و خطوط نقطه‌چین فاصله اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. در نمودارهای مورد بررسی زمان مذکور ۱۵ دوره (سال) است که بتواند یک دوره تجاری در مسکن را شامل شود.

نکته قابل توجه اینکه متغیرهای لحاظ شده در پژوهش حاضر برای تأثیر شوک‌های تورم، نرخ ارز، حجم پول، درآمدهای نفتی، در واقع همان عوامل F_t^1 ها هستند. یعنی متغیر P در اینجا ترکیبی از چهار شاخص شامل مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار، شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی حاصل شده است. به همین ترتیب، متغیرهای Inv و $Licence$ نیز ترکیبی از چند متغیر هستند که در بخش روش‌شناسی به آنها اشاره شده است. لذا نباید آنها را مستقیماً با شاخص مسکن، سوخت و روشنایی یا میزان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن اشتباه گرفت و ترکیبی از متغیرهای بیان شده در روش پژوهش است. عامل‌های بازار مسکن قیمت مسکن ($P1$)، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ($INV1$) شناسایی شدند که اثر شوک‌های اقتصاد کلان بر عامل‌ها که ترکیبی از سایر متغیرهای هر بخش می‌باشند، بر آنها مورد بررسی قرار گرفتند.

1. Pesaran & Shin

نمودار ۸. توابع ضربه- واکنش بازار مسکن به تفکیک شوک‌های اقتصاد کلان



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودارهای مشاهده شده، تکانی به اندازه یک انحراف معیار در شوک‌های طرف تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز بر متغیرهای بازار مسکن نشان داده شده است. عکس‌العمل قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به اندازه یک انحراف معیار به صورت کوهانی بوده و به صورت آنی بعد از اعمال شوک‌های مربوطه واکنش نشان می‌دهد. این نشان می‌دهد که اقتصاد به گونه‌ای عمل می‌کند که بعد از اعمال شوک، در اولین سال‌ها به سرعت پذیرش روند آن شوک حرکت می‌کند.

طبق نمودار ۸ مشخص است که شوک‌های تولید، حجم پول، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و تورم در بخش مسکن یک تأثیر موج‌مانندی را ایجاد نموده است. طول این موج در جدول

۱۵ سال (۱۵ دوره) است که یک دوره نوسان بخش مسکن را نشان می‌دهد و ملاحظه می‌شود به واسطه یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز در دوره مورد بررسی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن ابتدا افزایش می‌یابد سپس اثر شوک کمتر شده به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن پس از ۹ دوره و قیمت مسکن پس از ۸ دوره به سمت صفر همگرا می‌شوند که موافق انتظار است. همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ابتدا افزایش و قیمت مسکن نیز در ابتدا کاهش می‌یابد به‌طوری‌که بعد از ۴ دوره سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن به سمت صفر مطابق با انتظارات همگرا می‌شوند و یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در تورم در دوره مورد بررسی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ابتدا کاهش می‌یابد سپس افزایش و قیمت مسکن با شوک تورم ابتدا افزایش و به مرور اثر شوک در هر دو کمتر شده و بعد از ۸ دوره سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن به سمت صفر همگرا می‌شود و با شوک تولید ناخالص داخلی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ابتدا افزایش و قیمت مسکن در ابتدا کاهش می‌یابد که به مرور اثر شوک در هر دو کمتر شده به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بعد از ۴ دوره و قیمت مسکن بعد از ۳ دوره به سمت صفر همگرا می‌شوند. همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در قیمت نفت در دوره مورد بررسی باعث افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن می‌شود به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بعد از ۴ دوره و قیمت مسکن نیز بعد از ۳ دوره که اثر شوک کمتر شده، به سمت صفر همگرا می‌شوند که مطابق با انتظارات پیشین بوده است.

با توجه به پیامدها و نتایج، اثر موج‌مانندی که شوک‌های تولید ناخالص داخلی، تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمدهای نفتی بر مسکن تحمیل می‌کند تا حدود ۵ سال پایدار است. ضمن اینکه اثر تورم و حجم پول پایدارتر از شوک‌های نرخ ارز و درآمدهای نفتی است که این می‌تواند ناشی از مکانیسم نظام بانکی باشد. در این شرایط افزایش میزان اعتبارات و تسهیلات بر عرضه و تقاضا در این بخش مؤثر واقع می‌شود.

همانگونه که در نمودار توابع واکنش آنی مدل FAVAR مشخص می‌شود اثرات شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن ۸ سال به طول می‌انجامد و سپس به سمت همگرایی حرکت می‌کند. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که نهاده‌ها و اقتصاد،

انعطاف پذیری ضعیفی در برابر شوک وارده دارند و تعدیل اقتصادی در تأثیرپذیری شوک اعمال شده محدود است.

برآیند نمودارها حاکی از این است که تأثیر شوک‌ها در ابتدا باعث افزایش قیمت و سرمایه گذاری در این بخش می شود اما بعد از حدود ۶ تا ۸ سال بخش مسکن با رکود مواجه می شود. این حالت به شکل کاهش در قیمت‌ها و سرمایه گذاری‌ها متجلی می شود که فاصله زمانی بین ۶ تا ۸ پس از شوک را در بر می گیرد. با این ارزیابی، دوره رکودی به نسبت طولانی تر از دوره رونق است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش مسکن در ایران سازگار است چراکه براساس مشاهدات معمول، در بخش مسکن دوره‌ای ۶ تا ۸ ساله افزایش قیمت رخ می دهد و پس از آن فرایند رکود نسبی آغاز می شود.

۶. نتیجه گیری

تحقیق حاضر به منظور بررسی نقش شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن در اقتصاد ایران با رویکرد FAVAR انجام شده است. به منظور اعمال موفقیت آمیز متغیرهای کلان اقتصادی لازم است، مقامات ارزیابی صحیحی از زمان و میزان اثرگذاری سیاست بر متغیرهای بازار مسکن داشته باشند. با توجه به اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست گذاران، این مطالعه با هدف بررسی میزان کارایی متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته به تحلیل شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن در ایران پرداخت. در این راستا با بهره گیری از داده‌های سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان و ثبات بانکی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد نسبت به یک انحراف معیار شوک‌های اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده شد.

براساس نتایج حاصل از مدل FAVAR می توان بیان نمود که شوک‌های اقتصاد کلان به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بخش مسکن و سایر بازارها اثر می گذارد به طوری که در پژوهش حاضر شوک‌های اقتصاد کلان باعث افزایش تقاضای بخش مسکن می شود که مسکن به عنوان دارایی که قدرت مقابله با شوک‌ها را در بلندمدت دارد و میزان ارزش پول را تا حدودی نگه می دارد و کانال مسکن به لحاظ چسبندگی تقریباً مشابه یکدیگر عمل کرده است و براساس نتایج حاصل از تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت مسکن و سرمایه گذاری در بخش مسکن می توان بیان نمود که گسترش تقاضا به سمت واحدهای

کوچک، در آینده تقاضای مسکن به سمت واحدهای کوچک‌متر از سوق پیدا خواهد کرد. علت این امر، قدرت خرید طبقه متوسط است که با توجه به شوک‌های تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمدهای نفتی چند سال اخیر به شدت کاهش یافته و توان و رمقی برای اقشار کم‌درآمد باقی نگذاشته است. این شکاف قابل ملاحظه بین هزینه تأمین مسکن و درآمد افراد در خرید مسکن مناسب موجب ایجاد این روند می‌شود.

مسکن همواره یکی از راه‌های حفظ دارایی افراد، خانوارها و سازمان‌ها بوده است. این موضوع به لحاظ تاریخی در ذهنیت تاریخی ایرانیان به شکل عمیقی نفوذ کرده است. در مقایسه میان جامعه ایران و اروپا در مورد بازار مسکن و تقاضا برای واحدهای مسکونی، شواهد گویای آن است که در کشورهای اروپایی، مسکن کالای مصرفی است و تعادل در آن وجود دارد. در ایران مسکن کالایی برای حفظ دارایی مردم بوده است. نکته قابل تأمل اینکه قیمت ملک در ایران هیچوقت کاهشی نبوده و همواره مسیری افزایشی را تجربه کرده است که ناشی از اثر شوک‌های اقتصاد کلان بوده. علاوه بر عوامل اقتصادی و اجتماعی، ذهنیت تاریخی مردم در علاقه به نگهداری مسکن و دارایی‌هایی نظیر ملک و چسبندگی به مالکیت فردی نیز باید منظور شود.

در سایر کشورها برای تأمین مسکن مردم، شرکت‌های فعال در ساخت و ساز مسکن با تولید انبوه مسکن اقدام به اجاره‌داری می‌کنند. در ایران به دلیل انتظارات تورمی، برای دارندگان مسکن به‌صرفه اقتصادی است که حتی خانه‌ها را به‌صورت خالی نگه دارند. به دلیل این کاستی در کارکرد نهادهای مالیاتی، در بسیاری از کشورها بازدهی اقتصادی ناشی از سرمایه‌گذاری در مسکن حدود ۱۵ سال است اما در ایران بازدهی مسکن و ساختمان، بالاتر از عرف‌های موجود است. بالا رفتن قیمت مسکن حتی با قدرت خرید افراد و خانوارها هیچ تناسبی ندارد. این موضوع کارکرد نهادی خاص خود را دارد؛ به این معنا که در زمان‌های رکود در بازار مسکن و ساختمان، نهادهای اقتصادی نظیر بانک‌ها، بیمه‌ها، مؤسسات مالی و اکثر نهادهای اقتصادی خصوصی و غیرخصوصی اقدام به سرمایه‌گذاری در مسکن به‌صورت خرید املاک می‌کنند و با تأخیری دو تا چند ساله آن را در بازار به فروش می‌رسانند و از این راه سودهای سرشاری را نصیب خود می‌کنند. به همین دلیل بازار ساخت‌وساز مسکن جذابیت بالایی برای افراد دارای توانایی مالی دارد. بنابراین افرادی که

با توجه به مقیاس سرمایه‌گذاری در بخش مسکن توانایی مالی دارند، گرایش به سرمایه‌گذاری بالایی دارند.

در ایران شوک‌های اقتصاد کلان موجب افزایش و تشدید قیمت مسکن می‌شود. با توجه به قیمت زمین، نهاده‌های مربوط به ساخت و ساز و دستمزد نیروی کار و تمامی نهاده‌های مورد استفاده در ساخت مسکن و افزایش سالانه آنها، تغییرات به گونه‌ای است که تا این اندازه موجب افزایش قیمت مسکن نمی‌شود. بخشی از این تقاضای سوداگرایانه به دلیل فقدان بازارهای مالی کارآمد و جذب منابع مالی در اقتصاد ایران است. همچنین بازارهای مالی در ایران محدود، نوپا و حجم فعالیت‌های آنها اندک است. از این رو، چون مسکن کالایی غیرهمگن و غیرمنقول است، گسترش بازار آن در ایران متناسب با تحولات ساختاری در اقتصاد حرکت نکرده است. ترس از افزایش نرخ تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و حجم در چهار دهه پس از پیروزی انقلاب اسلامی به نوعی در اقتصاد ایران نهادینه شده و هر روز اقتصاد را با نوعی اختلال و تکانه مواجه نموده است. این موضوع خود یکی از دلایل افزایش تقاضای سوداگرانه مسکن است. با این ارزیابی‌ها دوره رکود به نسبت طولانی‌تر از دوره رونق است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش مسکن در ایران سازگار است چراکه براساس مشاهدات معمول در بخش مسکن، دوره‌ای یک تا دو ساله افزایش قیمت رخ می‌دهد و پس از آن فرایند رکود نسبی آغاز می‌شود.

براساس نتایج به دست آمده می‌توان برخی پیشنهادات سیاستی را ارائه داد:

آثار شوک تورم بر مسکن بیانگر این موضوع است که هرگونه سیاست‌گذاری برای مدیریت قیمت مسکن بدون توجه به عوامل عرضه ناقص خواهد بود، به ویژه در این زمینه دولت می‌تواند از طریق واگذاری زمین یا مقررات‌گذاری نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا نماید. با توجه به تأثیر مهم تولید ناخالص داخلی بر کاهش قیمت مسکن، پیشنهاد می‌شود شرایط فعالیت برای بخش خصوصی مانند تسهیل در اعطای مجوزهای ساخت و ساز در شهرهای کوچک تسهیل گردد.

با توجه به تأثیر نسبتاً مهم قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن، توصیه می‌شود از طریق کوچک‌سازی، انبوه‌سازی و کاهش دوره ساخت، قیمت تمام‌شده مسکن کاهش داده شود تا باعث افزایش تولید ناخالص داخلی شود.

با توجه به اینکه بازار مسکن نسبت به شوک درآمدهای نفتی واکنش نشان می‌دهد، نیاز به وجود راهکاری برای جلوگیری از تزریق بی‌حد و حساب دلارهای نفتی به اقتصاد کشور با تصویب قوانین سختگیرانه، به شدت احساس می‌شود زیرا شوک‌های مثبت نفتی باعث افزایش شدید قیمت مسکن گردیده، درحالی‌که شوک منفی تنها باعث ایجاد رکود در بازار مسکن می‌شود.

از ابزارهای پس‌اندازی در بازار مسکن استفاده شود زیرا ویژگی بارز این ابزارها، تجهیز و جمع‌آوری پس‌اندازهای خرد خانوارها است که به سمت ساخت مسکن هدایت شود. انتظار مؤکد از سیاست‌گذاران بخش مسکن، چشم‌پوشی از خط اعتباری بانک مرکزی به منظور تأمین طرح‌های مورد نظرشان در این بخش است که یکی از مهمترین نقاط ضعف طرح مسکن مهر، استفاده از پول پر قدرت بانک مرکزی جهت تأمین مالی آن می‌باشد. با توجه به تأثیر بالقوه شوک نرخ ارز بر کل اقتصاد، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش می‌دهد و سرمایه‌گذاران نیز از این امر مطلع شوند که در دوره‌هایی که نوسان نرخ ارز افزایش می‌یابد، منابع مالی کمتری در بخش مسکن صرف کنند. برای جلوگیری از نوسان‌های تولید و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، تغییرات ایجاد شده در نرخ ارز کنترل شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Aso Esmailpour
Jafar Haghighat
Zahra Karimi Takanlou



<http://orcid.org/0000-0001-7428-1448>

<http://orcid.org/0000-0002-5470-5220>

<http://orcid.org/0000-0001-9606-2756>

منابع

احمدی، سیدوحید، عباسی، ابراهیم و محسنی، رضا. (۱۳۹۹). اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران. *نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۲ (۲۳)، ۱۶۸-۱۳۴
<https://doi.org/10.22034/epj.2020.11258.1910.168-134>

- بهشتی، محمدباقر و محسنی زنوزی، فخری سادات. (۱۳۸۹). بررسی بازار مسکن در مکانیسم انتقال پول. فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۱(۸۹)، ۱۸۷-۲۰۹.
<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-198->
- جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا و هادی زاده، آرشد (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. پژوهش های اقتصادی ایران، ۹(۳۲)، ۳۱-۵۳. doi: <https://sid.ir/paper/2809/fa>
- حیدری، حسن. (۱۳۹۱). ارزیابی تأثیر شوک های پولی بر قیمت و سطح فعالیت ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR. تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۲(۶)، ۱۲۹-۱۵۳.
<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-187-fa.html>
- شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا. (۱۳۹۱). اثرات شوک های سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR. پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، ۲۰(۶۱)، ۷۷-۱۰۴. <http://qjerp.ir/article-1-174-fa.html>
- قلی زاده، علی اکبر و صمدی پور، شهلا. (۱۴۰۰). بررسی رابطه بین شوک سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و قیمت مسکن با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پانل. اقتصاد باثبات و توسعه پایدار، ۲(۳)، ۳۱-۵۹. doi:10.22111/sedj.2021.40368.1131
- همتی، مریم و جلالی نایینی، احمدرضا. (۱۳۹۰). بررسی اثر شوک های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR. پژوهش های اقتصادی ایران، ۱۶(۴۹)، ۲۰۵-۲۳۹. doi:990-518-067-639

References

- Ahmadi, V., Abbasi, E. & Mohseni, R. (2019). The effect of oil revenue shock on urban housing price affordability in Iran. *Journal of Economic Policy*, 12(23), 134-168. [In Persian]
<https://doi.org/10.22034/epj.2020.11258.1910>.
- Al-Mawali, N., Hasim, H.M. & Al-Busaidi, K. (2016). Modelling the impact of the oil sector on the economy of sultanate of Oman. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1), 120-127. doi.org/10.3390/math11010094.
- Andres, J. & Arce, O. (2008). Banking competition, housing prices and macroeconomic stability. *The Economic Journal*, 122(565), 1-42. doi:10.2139/ssrn.1325275.
- Bai, J. & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221. doi:10.1111/1468-0262.00273.
- Beheshti, M.B., Mohseni Z. & Fakhri, S. (2010). Study of the housing market in the money transfer mechanism. *Quarterly Journal of Economic*

- Modeling Research*, 1(89), 187-209. [In Persian] .doi: <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-198-> .
- Bernanke, B.S. & Boivin, J. (2001). Monetary policy in a data -rich environment. *Journal of Monetary Economics*, 3(50), 525-546. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2001.09.006>
- Bernanke, B., Boivin, J. & Elias, P. (2004). Measuring the effects of monetary policy: a factor -augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. NBER Working Papers 10220, *National Bureau of Economic Research, Inc. RePEc:nbr:nberwo:10220*
- Bernanke, B., Boivin, J. & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*. 120(1), 387-422. <https://doi.org/10.1162/0033553053327452>.
- Bernanke, S.B. (2010). Monetary policy and the housing bubble, annual meeting of the American economic association, 50(3), 525-546. doi:10.1016/S0304-3932(03)00024-2. <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100103a.htm>.
- Boivin, J., Michael, K. & Mishkin, F. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? Handbook of Monetary Economics, in: Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), *Handbook of Monetary Economics*, edition 1, (3), chapter 8, 369 -422. *RePEc:eee:monchp:3-08*
- Breitung, J. & Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche Bundes bank Discussion paper, *Economic Studies*, No 38. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2785221>
- Buch, C.M., Eickmeier, S. & Prieto, E. (2014). Macroeconomic factor and microlevel bank behavior. *Journal Money Credit Bank*. 46(4), 715-751. <http://dx.doi.org/10.1111/jmcb.12123>.
- Calza, A., Monacelli, T. & Stracca, L. (2013). Housing finance and monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, 11(1), 101-122. doi:10.1111/j01542-4774.2012.01095.x.
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal Applied Econometrics*, 20(2), 229-251. doi.org/10.1002/jae.837.
- Carvalho, O., Chirinos, A.M. & Pagliacci, C., (2016). Qué determina los precios del mercado inmobiliario en venezuela? una historia sobrerenta petrolera y fragilidad financiera. *Serie de Documentos de trabajo del Banco Central de Venezuela* 138.doi: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/58711>.
- Clarida, R. & Gali, J. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: how important are nominal shocks. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on *Public Policy*, 41(7), 1-56. doi.org/10.1016/0167-2231(94)00012-3.

- Dave, C., Dressler, S.J. & Zhang, L. (2009). The bank lending channel: a FAVAR analysis, Villanova school of business and economics, *Working Paper* No. 4. <https://www.jstor.org/stable/42920090>
- Dempster, A., Laird, M. & Rubin, D. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*, 39(1), 1-38. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1977.tb01600.x>.
- Gholizadeh, A.A. & Samadipour, S. (2011). Investigating the relationship between human capital shock, economic growth and housing prices using a panel vector autoregressive model. *Stable Economy and Sustainable Development*, 2(3), 59-31. [In Persian]. doi: 10.22111/sedj.2021.40368.1131.
- Gupta, R., Jurgilas, M., & Kabundi, A. (2009). The effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach, *Economic Modelling Journal*, 27(1), 315-323. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.011>.
- Heidari, H. (2012). Evaluating the impact of monetary shocks on prices and activity levels in the housing sector using a FAVAR model. *Economic Modeling Research*, 2(6), 129-153. [In Persian]. doi:<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-187-fa.html>.
- Hemmati, M. & Jalali Naini, S. (2011). Investigating the effect of monetary shocks on 12 main groups of consumer price index using FAVAR method. *Iranian Economic Research*, 16(49), 205-239. [In Persian]. doi:990-518-067-639.
- Jafari Samimi, A., Elmi, Z. & Hadizadeh, A. (2007). Factors affecting the behavior of the housing price index in Iran. *Iranian Economic Research*, 9(32), 31-53. [In Persian]. doi: <https://sid.ir/paper/2809/fa>
- Linzert, T. (2015). Sources of German unemployment: Evidence from a structural VAR Model/Die hintergründe deutscher arbeitslosigkeit: Evidenz von einem Strukturellen VAR. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 224(3), 317-36. doi: 10.1515/jbnst-2004-0303.
- Malherbe, F. (2013). Dynamic macro-prudential regulation: optimal capital requirements over the business and financial cycles. *Journal of Banking and Finance*, 12(3), 139–174. doi: 10.1257/mac.20160140.
- Mishkin, F.S. (2007). Housing and the monetary transmission mechanism, proceedings- economic policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, 359-413. doi:10.3386/w13518.
- Parliarou, A. (2021). Non-performing loans and house prices: evidence from Greece (doctoral dissertation), *International Review of Economics & Finance*, 57(5), 26-42. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.02.011>.
- Reserve Bank of India (2012). Liquidity risk management by banks. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2016.01.001>.

- Shahbazi, K. & Kalantari, Z. (2012). The effects of monetary and fiscal policy shocks on housing market variables in Iran: SVAR approach. *Economic Research and Policies*, 20(61), 77-104. [In Persian]. doi: <http://qjerp.ir/article-1-174-fa.html>.
- Shumway, R. & Stoffer, D. (1982). An approach to time series smoothing and forecasting using the EM algorithm. *Journal of Time Series Analysis*, 3(4): 226-53. doi: 10.1111/j.1467-9892.1982.tb00349.x
- Stock, J. & Watson, M. (2005). Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. Working Paper 11467, June, NBER. <https://ssrn.com/abstract=755703>
- Stundziene, A., Pilinkiene, V. & Grybauskas, A. (2022). Maintaining the stability of the housing market in the event of an economic shock. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 210(4), 451-498. doi: 10.1108/IJHMA-12-2021-0142.
- Taylor, J.B. (2007). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(25), 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L).
- Yang, Z. & Pan, Y. (2020). Human capital, housing prices, and regional economic development: Will “vying for talent” through policy succeed? *Cities Journal*, 98, 102-577. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102577>.

استناد به این مقاله: اسماعیل پور، ناسو، حقیقت، جعفر و کریمی تکانلو، زهرا. (۱۴۰۳). بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۱۰۱)، ۱۹۱-۲۳۶.



Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.