



Threshold Effects of Bank Credits and Facilities on the Housing Price Index in Iranian Provinces

Mahmoudinia, D.¹ || Mohseni, S.²

Type of Article: **Research**

10.22126/pse.2024.11195.1157

Received: 06 October 2024; Accepted: 30 November 2024

P.P: 113-146

Abstract

Assets are crucial economic capital. Housing, part of the real estate market, is vital for families as it represents one of the basic needs for human settlement and development. In recent years, the increasing trend of the housing price index has become one of the most significant economic challenges. The housing market significantly impacts the financial cycle of the economy and is interconnected with surrounding markets. This research aims to investigate the threshold and non-linear effects of bank loans, facilities, and other economic indicators on housing prices across various provinces in Iran. Provincial data from the years 2010 to 2022 has been utilized for this purpose. In this study, a threshold panel model with fixed effects was employed to explore the non-linear effects of bank facilities on housing prices. The results indicate that when considering total inflation and urban population as threshold variables, the facilities provided by banks—both those with high regimes and those with low regimes—positively and significantly impact inflation in the housing sector across various provinces in Iran. Additionally, these effects become even more pronounced when values exceed the threshold level. Recent results indicate that, after validating the nonlinear effects in the model, the housing sector supply has a negative impact on the housing price index. Conversely, increases in household expenses and the exchange rate significantly and positively affect the housing price index in various provinces of Iran. Therefore, it is recommended to policymakers to identify the factors affecting housing prices in the Iranian economy and consider serious solutions to deal with them.

Keywords: Housing Prices, Bank Facilities, The Provinces of Iran, Threshold Regression.

JEL Classification: C01, O18, E50.

1. Associate Professor, Department of Economics, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran (Corresponding Author).
Email: d.mahmoudinia@vru.ac.ir

2. Master's Degree in Economics, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.
Email: k-emami@srbiau.ac.ir

Citations: Mahmoudinia, D.; Mohseni, S. (2025). "Threshold Effects of Bank Credits and Facilities on the Housing Price Index in Iranian Provinces". *Public Sector Economics Studies*, 4 (11), 113-146.

Homepage of this Article: https://pse.razi.ac.ir/article_3354.html?lang=en

1. Introduction

Housing prices can be likened to a double-edged sword. On one hand, rising housing prices are beneficial for homeowners as they lead to wealth creation and improved economic conditions. On the other hand, higher housing prices contribute to increased rental rates, which can negatively impact economic and social well-being. The connection between financial markets and the housing sector has increasingly drawn the attention of policymakers and economic analysts. They are now focusing more on housing market trends and their potential impact on economic activity and financial markets. In recent times, financial crises across the globe have significantly affected housing prices. As a result, central banks worldwide are monitoring developments in financial markets more closely and integrating macroprudential measures into their monetary policy strategies to address these issues. The rapid increase in the supply of credit is a key factor driving the rise in housing prices, referred to as “credit expansion.” This process is often linked to asset price booms, which can lead to a concentration of credit in low-productivity sectors, such as real estate and construction. Additionally, the strong influence of credit on housing prices is tied to the common belief that housing serves as a long-term investment for savings. The Statistical Yearbook of the Iranian Economy indicates that, despite the provision of support in various economic sectors, including housing, we have observed not only a decline in housing prices but also an overall increase in them. According to reports from the Statistical Center of Iran, inflation in the housing sector was approximately 33 percent in 2022 compared to 2021, while the growth rate of bank loans exceeded 40 percent during the same period. Additionally, the overall inflation index increased by about 45 percent.

2. Theoretical framework

Housing is regarded as a significant asset and typically represents the largest portion of household wealth, despite being illiquid. In numerous countries, most households prefer to invest their wealth in housing instead of other financial assets. As a result, the housing market plays a crucial role in conveying monetary policy and influencing socio-economic factors. These characteristics make housing an area of great interest for policymakers. However, studies show that other factors determining housing prices can be observed in variables such as overall inflation, economic growth, housing supply, exchange rate, urbanization, etc

3. Methodology

Research indicates that, in addition to bank credit, various other factors influence housing prices. These factors include the consumer price index, the supply of residential units, the level of urbanization, household expenditure, and exchange rates. The interaction between the housing market and its macroeconomic factors

may vary with changes in economic conditions. Therefore, understanding housing market cycles and their asymmetric relationships is essential when analyzing the market's response to macroeconomic influences. In this study, we aim to investigate the threshold effects of bank facilities and credit on the housing sector. We seek to answer the question: Is there a nonlinear relationship between these variables? Additionally, how does bank credit impact housing prices at various threshold levels of total inflation and urbanization? While bank facilities significantly influence the housing price index, no studies have examined the effects of credit on housing inflation while considering the threshold variables of the total price index and urbanization at a provincial level.

4. Discussion

Evidence from the Iranian economy indicates that the housing price index constitutes over 36 percent of the total household consumption price index. Additionally, more than 15 provinces have experienced inflation in the housing sector that exceeds the national average in recent years. There is also a positive correlation between bank credits and inflation in the housing sector across Iranian provinces. Several studies have confirmed the nonlinear relationship between macroeconomic variables and the housing price index. In this study, we utilized a threshold nonlinear regression model with fixed effects based on Hansen's 1999 research. We examined the impact of variables such as bank facilities and credit in relation to the threshold variables of urbanization growth and the overall inflation index on the housing sector's inflation index. This analysis focused on 31 provinces in the country from 2010 to 2022. To assess the accuracy of the estimated results from the threshold regression, we employed the dynamic panel method for validation. By analyzing several scenarios across four distinct models, the results of this study confirmed a nonlinear relationship between the independent and dependent variables, identifying the presence of at least one threshold. The findings indicate that in many of the models analyzed, an increase in bank facilities has a positive and nonlinear relationship with housing prices. Specifically, an increase in bank credit leads to a higher demand for housing, which in turn results in an increase in housing prices.

5. Conclusion and Suggestion

The study's findings indicate a positive relationship between various explanatory variables, such as the previous year's housing prices, inflation, GDP, exchange rates, and household spending on housing inflation. Additionally, the results highlight that increasing the housing supply is crucial for reducing housing prices in the provinces of Iran. It is essential for policymakers to identify the factors influencing housing prices in the Iranian economy and to develop effective solutions to address these factors. As urbanization continues to grow, accurately identifying housing

loan applicants and providing targeted assistance to these individuals through well-defined mechanisms can significantly help eliminate speculative activities and unproductive investments. This, in turn, can lead to a reduction in inflation within the housing sector.

6. Ethical Considerations

6.1. Compliance with ethical guidelines

The present study has followed the scientific principles of research.

6.2. Funding

This paper it does not have the financial support of any organization.

6.3. Author's Contribution

The authors, while observing the ethics of publication, declare that they participated equally in this research.

6.4. Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest in this research.

6.5. Acknowledgments

In the end, the authors would like to express their gratitude to the editor, editorial board, and referees for their valuable comments and suggestions that enriched this article.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



اثرات آستانه‌ای اعتبارات و تسهیلات بانکی بر شاخص قیمت بخش مسکن در استان‌های ایران

داود محمودی نیا^۱ || سمیرا محسنی^۲

نوع مقاله: پژوهشی

doi: 10.22126/pse.2024.11195.1157

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۱۵؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۱۰

صص: ۱۱۳-۱۴۶

چکیده

دارایی‌ها به‌عنوان یک سرمایه مهم اقتصادی شناخته می‌شود. مسکن نیز که در زیربخش بازار ملک قرار دارد عنصر حیاتی خانواده‌ها را تشکیل می‌دهد؛ زیرا یکی از نیازهای اساسی برای اسکان و تکامل انسان است. با وجود این، در طی سال‌های اخیر روند رو به افزایش شاخص قیمتی مسکن به یک چالش مهم اقتصادی تبدیل شده است. بازار مسکن نقش بسیار مهمی در چرخه مالی اقتصاد دارد و با بازارهای اطراف خود در ارتباط است؛ از این‌رو در این پژوهش سعی شده است تا به بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی متغیرهای تسهیلات و اعتبارات بانکی و سایر شاخص‌های اقتصادی بر قیمت مسکن در استان‌های کشور ایران پرداخته شود. بدین منظور از داده‌های استانی در طی دوره ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ استفاده شده است. در این مطالعه به‌منظور بررسی اثرات غیرخطی تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر قیمت مسکن، از مدل پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن متغیرهای تورم کل و جمعیت شهرنشینی به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای، تسهیلات اعطایی بانک‌ها در رژیم‌های بالا و پایین اثرات مثبت و معناداری بر تورم بخش مسکن در استان‌های ایران دارد و در مقادیر بالاتر از سطح آستانه نیز این اثرات تقویت می‌شود. همچنین سایر نتایج نشان می‌دهد که پس از تأیید اثرات غیرخطی در مدل، عرضه بخش مسکن اثر منفی و افزایش مخارج خانوار و نرخ ارز اثری مثبت و معنادار بر شاخص قیمت مسکن در استان‌های ایران دارد. از این‌رو به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران را شناسایی و راهکارهای جدی برای مقابله با آن در نظر بگیرند.

واژه‌های کلیدی: قیمت مسکن، اعتبارات و تسهیلات بانک، استان‌های ایران، روش پانل آستانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: E50, O18, C01

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران (نویسنده مسئول).

Email: d.mahmoudinia@vru.ac.ir

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران.

Email: samiramohseni2747@gmail.com

ارجاع به مقاله: محمودی نیا، داود؛ محسنی، سمیرا. (۱۴۰۴). «اثرات آستانه‌ای اعتبارات و تسهیلات بانکی بر شاخص قیمت بخش مسکن در استان‌های ایران». مطالعات اقتصاد بخش عمومی، ۴ (۱۱)، ۱۱۳-۱۴۶.

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://pse.razi.ac.ir/article_3354.html

۱. مقدمه

قیمت مسکن با شمشیر دولبه مقایسه می‌شود. از یک سو افزایش قیمت مسکن برای خانوار مطلوب است؛ زیرا شرایط اقتصادی را از طریق تولید ثروت بهبود می‌بخشد. از سوی دیگر، افزایش قیمت مسکن باعث افزایش نرخ اجاره‌بها می‌شود و این امر برای رفاه اقتصادی و اجتماعی مضر تلقی می‌شود. علاوه بر این، افزایش قیمت مسکن ممکن است به رشد مخارج خانوارها منجر شود که در مقابل، ممکن است باعث تورم بالا و بی‌ثباتی کلان اقتصادی شود. به‌طور کلی، قیمت مسکن با متغیرهای مختلفی ارتباط دارد و تحت تأثیر آن‌هاست و درک عوامل محرک‌های مسکن، با توجه به دلایلی چون سهم بالای آن در سبد مصرفی خانوار و نقش حیاتی آن در ثروت یک کشور، حائز اهمیت است (Habanabakize & Dickason, 2022; Ma et al, 2024). با این حال، بحران مالی جهانی در سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۰۹ نگرانی‌هایی را درباره ثبات مالی ایجاد کرد. ارتباط بین بازارهای مالی و مسکن سبب شد سیاست‌گذاران و تحلیل‌گران اقتصادی توجه بیشتری به تحولات بازار مسکن و اثرات سرازیری احتمالی آن بر فعالیت‌های اقتصاد و بازارهای مالی داشته باشند. امروزه بحران‌های مالی در اقتصادهای جهان اثر قابل توجهی بر قیمت مسکن داشته و سبب شده که بانک‌های مرکزی در سراسر جهان توسعه بازارهای مالی را با دقت بیشتری رصد کنند و اقدامات احتیاطی کلان را در سیاست پولی خود برای دفع این نگرانی‌ها اتخاذ کنند (Tunc, 2020).

مطالعه بازار مسکن از دو نظر اهمیت دارد: اول اینکه مسکن نوعی دارایی محسوب می‌شود و دوم اینکه خدمات سرپناه را ارائه می‌دهد. اگر به مسکن به دید سرپناه نگاه شود، اهمیت نوسان قیمت آن برای دولت می‌تواند بالاتر باشد؛ زیرا تغییرات قیمت مسکن تهدیدی است که هدف تضمین دستیابی مردم به مسکن را با مشکل مواجه می‌کند. در نتیجه، دولت‌ها باید در هنگام گرفتن تصمیمات و اتخاذ سیاست‌ها توجه بسیار زیادی به روندهای نامتعارف در قیمت مسکن و دلایل ایجاد آن‌ها داشته باشند. این مسئله در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا دولت همواره سیاست‌گذاری‌ها و مداخلاتی به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم در بازار مسکن داشته است (افشاری و همتی، ۱۳۹۲).

ساکاراگاوا^۱ و همکاران (۲۰۲۱) بیان کرده‌اند که افزایش چشمگیر و مداوم قیمت مسکن نگرانی بزرگی برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است و نشان داده‌اند که متغیرهای مالی همچون رشد اعتبارات در بازارهای مالی نقش مهمی در بحث پایداری و نوسان قیمت مسکن دارد.

بر اساس مطالعه میان و سوفی^۲ (۲۰۰۹) گسترش سریع عرضه اعتبار یکی از شاخه‌های مهم در افزایش قیمت مسکن است و این فرایند اغلب «توسعه اعتبار»^۳ نامیده می‌شود؛ به‌طوری که گسترش اعتبارات اغلب با رونق قیمت دارایی همراه است و به دنبال آن، تمرکز اعتبار به سمت بخش‌هایی با بهره‌وری پایین مانند املاک و

1. Sakuragawa

2. Mian & Sufi

3. Credit Expansion

مستغلات و ساخت‌وساز می‌رود. همچنین تأثیر قابل توجه اعتبارات بر قیمت مسکن با این تصور سنتی مرتبط است که مسکن ابزار سرمایه‌گذاری برای پس‌اندازهای بلندمدت است (Cavallo & Serebrisky, 2016; Chiquier & Lea, 2009). علاوه بر این، فقدان بازارهای مالی به‌خوبی توسعه‌یافته و قابل اعتماد موجب هدایت خانوارها و حتی واحدهای تجاری به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌شود؛ بنابراین، ارائه فرصت‌های سرمایه‌گذاری جایگزین مانند بازار سهام با عملکرد خوب و کارآمد و ارائه اوراق بهادار بلندمدت همراه با سودآوری، تقاضا برای مسکن به‌عنوان ابزار سرمایه‌گذاری و قرار گرفتن قیمت مسکن در معرض ریسک اعتبارات را تضعیف می‌کند.

برخی مطالعات تجربی در بخش مسکن، نظیر ادی و ایوان^۱ (۲۰۱۶)، ارولا و ماتنن^۲ (۲۰۱۸) و تونک^۳ (۲۰۲۰) به بررسی اثر عرضه اعتبارات بر قیمت مسکن پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که رابطه بین متغیرهای اعتباری بانک‌ها و قیمت ملک نه‌تنها برای مؤسسات مالی، بلکه برای سازمان دولتی مسئول سیاست‌گذاری مالی و پولی نیز بسیار حائز اهمیت است.

بر اساس مطالعه لیو^۴ و همکاران (۲۰۱۹)، نوسانات قیمت مسکن می‌تواند پایه‌گذار یک بحران بانکی شود و این نوسانات ممکن است به کل سیستم مالی گسترش یابد و بحران مالی را آغاز کند و از این‌رو، نوسان قیمت املاک و مستغلات از طریق تغییر ارزش وثیقه، بر میزان اعتبار در سیستم مالی و اقتصادی تأثیر می‌گذارد. دوان^۵ و همکاران (۲۰۲۱) نیز اشاره کرده‌اند که تغییر در حجم وام‌دهی بانکی می‌تواند با تغییر منحنی‌های تقاضا و عرضه مسکن، از طریق تأثیرات واسطه‌ای عوامل اقتصاد کلان، بر حرکت قیمت مسکن تأثیر بگذارد.

در طی دهه‌های اخیر، روند رو به رشد قیمت مسکن در اقتصاد ایران یکی از نگرانی‌های اصلی خانوارها و متقاضیان بخش مسکن به شمار می‌آید. آمارها نشان می‌دهد که سهم شاخص قیمتی مسکن در کل شاخص قیمتی مصرف‌کننده خانوار بیش از ۳۶ درصد است که بالاترین وزن را در بین شاخص قیمتی مصرف‌کننده خانوار دارد؛ با این حال، یکی از مهم‌ترین عوامل تأمین مسکن موضوع تأمین مالی مسکن و ارائه تسهیلات است. از طرف دیگر، سالنامه آماری اقتصاد ایران نشان می‌دهد که با وجود اعطای تسهیلات در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش مسکن، همچنان نه‌تنها شاهد کاهش قیمت بخش مسکن نیستیم بلکه شاهد افزایش آن نیز هستیم.

بر اساس گزارش‌های مرکز آمار ایران، در سال ۱۴۰۱ نسبت به سال ۱۴۰۰، تورم در بخش مسکن حدود ۳۳ درصد و نرخ رشد اعتبارات بانکی بیش از ۴۰ درصد مشاهده شده و از طرف دیگر، شاخص تورم کل نیز در این دوره حدود ۴۵ درصد رشد داشته است. همچنین در طی این دوره جمعیت شهرنشینی ایران حدود ۱/۲ درصد

1. Eddie & Lvan
2. Eerola & Maattnen
3. Tunc
4. Liu
5. Duan

افزایش داشته و عرضه بخش مسکن در مناطق شهری نیز رشدی معادل ۴/۴ را تجربه کرده است. این میزان رشد در طی دوره ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۱ معادل ۱۳ درصد بوده است. با این حال، در طی این دوره استان یزد با بیش از ۴۴ درصد بیشترین نرخ تورم و استان سیستان و بلوچستان با ۱۱ درصد کمترین نرخ تورم در بخش مسکن را داشته‌اند که همبستگی مثبتی با شاخص اعتبارات بانکی دارد. همچنین شاخص‌های آماری نشان می‌دهد که از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۱، تورم بخش مسکن حدود ۲۲۵ درصد و رشد اعتبارات بانکی حدود ۴۰۰ درصد بوده است (سالنامه آماری ایران، ۱۴۰۱).

مطالعات نشان می‌دهد که متغیرهای متعددی دیگری نیز علاوه بر اعتبارات بانکی بر قیمت مسکن اثرگذار است که می‌تواند شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، عرضه واحدهای مسکونی، درجه شهرنشینی، مخارج خانوار، نرخ ارز و... باشد (Tunc, 2020; Mahalik & Mallick, 2015; Yu & Zhang, 2019). همچنین رابطه بین بازار مسکن و عوامل تعیین‌کننده اقتصاد کلان ممکن است به تغییرات رژیمی وابسته باشد؛ بنابراین، درک چرخه‌های بازار مسکن و روابط نامتقارن آن، هنگام بررسی واکنش آن به عوامل خارجی اقتصاد کلان بسیار مهم است (Nneji et al, 2013). از این‌رو، در این مطالعه به دنبال بررسی اثرات آستانه‌ای متغیر تسهیلات و اعتبارات بانکی بر بخش مسکن هستیم و به دنبال پاسخ به این سؤال که آیا رابطه‌ای غیرخطی بین این متغیرها وجود دارد و همچنین آیا اعتبارات بانکی در سطوح آستانه‌ای مختلف از تورم کل و درجه شهرنشینی، اثرات متفاوتی بر قیمت بخش مسکن دارد یا خیر.

اگرچه تسهیلات اعطایی بانک‌ها عاملی اصلی و تأثیرگذار بر شاخص قیمت مسکن است، اما هیچ مطالعه‌ای وجود ندارد که اثرات اعتبارات بر تورم بخش مسکن را با در نظر گرفتن متغیرهای آستانه‌ای شاخص قیمتی کل و شهرنشینی به صورت استانی ارزیابی کرده باشد. برای این منظور، در پژوهش حاضر با استفاده از رگرسیون پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت و تحلیل حساسیت آن با داده‌های استانی، به دنبال پاسخ به این سؤالات هستیم. تا جایی که نگارندگان بررسی کرده‌اند، در اقتصاد ایران به این سؤالات پاسخ داده نشده است.

در ادامه در بخش دوم به بررسی ادبیات موضوع و در بخش سوم به تحلیل پیشینه پژوهش پرداخته شده است. روند آماری متغیرهای بخش مسکن در استان‌های ایران در بخش چهارم تجزیه و تحلیل شده است. بخش‌های پنجم و ششم به ترتیب به بررسی مدل پایه‌ای و نتایج حاصل از آن اختصاص یافته و در نهایت، جمع‌بندی ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

مسکن به عنوان یک دارایی مهم تلقی می‌گردد و به طور کلی بزرگ‌ترین جزء ثروت خانوارها را با وجود ماهیت غیر نقدشونده‌اش، تشکیل می‌دهد. در بسیاری از کشورها، اکثریت خانوارها تمایل دارند که ثروت را به شکل مسکن نگهداری کنند نه سایر دارایی‌های مالی دیگر. از این‌رو، بازار مسکن نقش کلیدی در انتقال سیاست پولی

و شکل‌دهی متغیرهای اقتصادی-اجتماعی ایفا می‌کند و این ویژگی‌ها مسکن را به یکی از صنایع مورد علاقه سیاست‌گذاران تبدیل می‌کند (Coskun et al, 2017; Ma et al, 2024).

به‌طور کلی، ادبیات تجربی گسترده‌ای درباره عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن وجود دارد (Mahalik & Mallick, 2015; Yu & Zhang, 2019; Ding et al, 2020). با این حال، از زمان بحران‌های مالی ۲۰۰۸ تعامل بین اعتبارات مسکن و قیمت مسکن توجه بیشتری را در ادبیات به خود جلب کرده است، با این استدلال که تسهیل قابل‌توجه در استانداردهای اعتبارات وام مسکن و مقررات تسهیل‌شده در ایالات متحده منجر به بحران مالی اخیر شده است (Favilukis et al, 2017). اثرات نظام تأمین مالی و اعتبارات بر بخش مسکن نشان‌دهنده انکارناپذیری نظام تأمین مالی بخش مسکن و اثرات آن بر ارزش‌افزوده بخش مسکن است که خود موجب تقویت تولید ناخالص داخلی و اشتغال می‌شود. با این حال، توسعه نظام مالی و اعتباری در بخش مسکن به تشدید افزایش قیمت مسکن و پیدایش شوک‌های تجاری منجر می‌شود (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱).

در واقع، سیاست پولی یکی از عوامل اصلی سیاستی است که بر بازار املاک و مستغلات تأثیر می‌گذارد (Leamer, 2007) و عرضه «بیش از حد» پول می‌تواند به حباب‌های دارایی، به‌ویژه برای بازار املاک و مستغلات منجر شود (Ding et al, 2020) و به‌نوبه خود، تعدیل عرضه پول می‌تواند عرضه اعتبار به بخش املاک و مستغلات و همچنین انتظارات عمومی برای تورم و تقاضای مسکن را تغییر دهد.

شو و چن^۱ (۲۰۱۲) اشاره کرده‌اند که سیاست‌های پولی ممکن است رشد قیمت مسکن را از طریق چندین کانال تسریع ببخشد: اول، کاهش نرخ وام مسکن می‌تواند تقاضای مسکن را افزایش دهد و در نتیجه، قیمت مسکن را افزایش دهد. دوم، گسترش عرضه پول توانایی بانک‌ها را برای تأمین اعتبار تقویت می‌کند و عرضه اعتبار را افزایش می‌دهد. سوم، یک سیاست پولی انبساطی به انتظارات تورمی ساکنان منجر می‌شود که آن‌ها را به خرید خانه‌های بیشتر تشویق می‌کند. برخی محققان مانند مک‌دونالد و استوکس^۲ (۲۰۱۳) پیشنهاد می‌کنند که از سیاست پولی برای جلوگیری از حباب‌های مسکن و کنترل آن استفاده شود. برخی همانند تسای^۳ (۲۰۱۳) نیز ادعا می‌کنند که ناکارآمدی بازار املاک و مستغلات ناشی از مداخله نامناسب دولت است (Ding et al, 2020).

گریفین^۴ و همکاران (۲۰۲۱) دو دلیل برای بحران مسکن سال ۲۰۰۸ بیان کرده‌اند. یکی آنکه به‌دلیل در دسترس بودن بیش از حد اعتبارات وام مسکن، منحنی تقاضای مسکن - با این امکان که وام‌گیرندگان فعلی و جدید برای خرید مسکن هزینه بیشتری کنند - به سمت بالا حرکت کرد. این باعث شد که قیمت مسکن افزایش یابد و پس از بازپرداخت وام‌ها و تشدید محدودیت‌های اعتباری، سقوط کند. دوم اینکه رشد قیمت مسکن در درجه اول ناشی از خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران درباره رشد قیمت مسکن در آینده است.

1. Xu & Chen

2. McDonald & Stokes

3. Tsai

4. Griffin

آدامز و فوس^۱ (۲۰۱۰) بیان کرده‌اند که افزایش در فعالیتهای اقتصادی، تقاضای مسکن را به وجود می‌آورد و بنابراین، در طولانی‌مدت قیمت مسکن را افزایش می‌دهد. با وجود این، زمانی که کشور در شرایط رکودی قرار گرفته باشد، شهروندان با درآمدهای کم دست‌وپنجه نرم می‌کنند و با بیکاری مواجه می‌شوند. در نتیجه موقعیت پیش‌آمده، افراد نمی‌توانند وام دریافت کنند و تقاضای مسکن کاهش می‌یابد. با این حال، بخش مسکن از دو روش می‌تواند بر مطالبات معوق اثر بگذارد، به نحوی که چه از سمت عرضه و چه از سمت تقاضا باعث بیشتر شدن مطالبات معوق می‌شود. از یک سو، به دلیل رونق و رکود بخش مسکن، تمایل و توانایی بازپرداخت وام سرمایه‌گذاران تغییر خواهد کرد و از سوی دیگر، خریداران مسکن به دلیل سیکل‌های این بخش، از نظر توانایی و تمایل بازپرداخت وام با تغییراتی مواجه خواهد شد. در بازار مسکن، تکانه‌های نامتقارن باعث انحراف تدریجی جریان وجوه، تحریک رفتارهای مخاطره‌آمیز و تشدید رفتارهای سوداگرانه سرمایه‌گذاران و در نتیجه، تشکیل حباب قیمت در بازار دارایی می‌شود. در بخش مسکن، فعالیتهای سوداگرانه اول باعث بالا رفتن قیمت مسکن می‌شود و به همراه آن با فعالیت بیشتر، به علت انتظارات افزایش بیشتر قیمت‌ها در آینده، این روند به همین صورت ادامه پیدا می‌کند تا زمانی که به دنبال زیاد شدن عرضه از یک سو و کاهش تقاضای مصرفی یا سوداگری از سوی دیگر، انتظارات معکوس گردد و بخش مسکن وارد رکود شود (Tajik et al, 2015).

تاریخچه حباب‌های دارایی به این مهم اشاره دارد که انبساط اعتباری در نهایت به عواقب شدیدی منجر می‌شود که در سقوط بازار مسکن، بحران‌های بانکی و رکودهای عمیق منعکس می‌شود (Sakuragawa et al, 2021). تحقیقات اخیر نشان می‌دهد که رونق و رکود قیمت مسکن با بحران‌های مالی جهانی مرتبط بوده است (Hirata et al, 2013). آدریان و شین^۲ (۲۰۱۰) استدلال کرده‌اند که بازارهای مالی با فرایند اوراق بهادارسازی^۳ ناپایدار می‌شوند و از طریق اهرم بیشتر کل سیستم مالی باعث گسترش اعتبار می‌شوند. کلمن^۴ و همکاران (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که فرایند اوراق بهادارسازی سریع در ایالات متحده با رونق و رکود اخیر در بازار املاک و مستغلات مرتبط است.

با این حال، مطالعات نشان می‌دهد که سایر عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن را می‌توان در متغیرهایی همانند تورم کل، رشد اقتصادی، عرضه مسکن، نرخ ارز و شهرنشینی مشاهده کرد. برای نمونه، در رابطه با تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر تورم مسکن، کاتراکیلیدیس و تراچاناس^۵ (۲۰۱۲) نشان داده‌اند یک اثرات نامتقارن بلندمدت از شاخص قیمت مصرف‌کننده به سمت شاخص قیمت مسکن وجود دارد و از این رو، نرخ تورم مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده قیمت کالاها و خدمات از جمله مسکن در نظر گرفته می‌شود. عرضه مسکن نیز یکی دیگر از عوامل مؤثر بر شاخص قیمت مسکن است. با توجه به قانون عرضه و تقاضا، با افزایش عرضه مسکن قیمت آن

1. Adams & Füss
2. Adrian & Shin
3. Securitization
4. Coleman
5. Katrakilidis & Trachanas

کاهش می‌یابد و در کشور ایران در طی سال‌های اخیر اقداماتی از قبیل طرح مسکن مهر ملی صورت گرفته که متأسفانه به صورت قابل توجهی موفق نبوده است.

نرخ واقعی ارز در تمام کشورها یکی از شاخص‌های اساسی و بنیادی در تبیین درجه رقابت بین‌المللی و تعیین شرایط داخلی حاکم بر اقتصاد آن‌ها به شمار می‌آید. افزایش نرخ ارز موجب تضعیف ارزش پول ملی می‌شود. در این شرایط، مردم برای حفظ ارزش دارایی‌های خود به تقاضای سفته‌بازی برای کالاهای بادوام مانند مسکن روی می‌آورند (Mahmoudinia & Mostolizade, 2023). همچنین برخی مطالعات نشان داده‌اند که قیمت مسکن به درآمد و ثروت خانوارها، تقاضای بازار و نرخ سود واقعی وام مسکن پاسخ مثبت نشان می‌دهد. همچنین استدلال می‌شود که افزایش قیمت مسکن نتیجه تمرکز فزاینده فعالیت‌های اقتصادی است که خود به دلیل رونق بخش خدمات در مناطق شهری روی می‌دهد (Mahalik & Mallick, 2015). برخی از مطالعات نشان داده‌اند که رایج‌ترین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن عوامل تعیین‌کننده کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی و درآمد قابل‌تصرف است. افزایش فعالیت اقتصادی باعث افزایش تقاضا برای مسکن می‌شود و از آنجایی که موجودی مسکن در کوتاه‌مدت نمی‌تواند تغییر کند، اجاره‌بهای مسکن افزایش می‌یابد که به افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود. علاوه بر این، تداوم رشد در تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه ممکن است به درک رشد درآمد بالاتر و تمایل خانوار به صرف کردن سهم بیشتری از درآمد خود برای مسکن و خدمات بدهی مرتبط با آن منجر شود که افزایش قیمت مسکن را به دنبال دارد (Cohen & Karpaviciute, 2017).

۳. پیشینه پژوهش

در مطالعات خارجی، بکیروس^۱ و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله خود با عنوان «قیمت مسکن مبتنی بر انتظارات و بدهی‌های پیش‌فرض: اثر سیاست‌های پولی و احتیاطی کلان» برای ایالات متحده و در بازه زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۵ با استفاده از مدل DSGE به این نتایج دست یافته‌اند که افزایش قیمت‌های مورد انتظار مسکن در آینده منجر به کاهش نکول وام مسکن و نرخ بهره وام می‌شود و همچنین به افزایش قیمت مسکن می‌انجامد.

ساکارگوا و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در طی دوره ۱۹۹۹-۲۰۱۵ با استفاده از داده‌های تابلویی در سطح استانی در کشور چین پرداخته‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که اعتبار بانکی عامل اصلی تعیین‌کننده قیمت مسکن در کشور چین است، به طوری که افزایش یک درصدی رشد اعتبار بانکی منجر به افزایش ۰/۲۸ درصدی رشد قیمت مسکن می‌شود.

هانگ^۲ و همکاران (۲۰۲۱) در چارچوب مدل عامل سلسله‌مراتبی پویا به بررسی اثرات سیاست پولی بر رشد قیمت‌های بخش مسکن در شهرهای چین پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سیاست پولی و شوک‌های پولی به طور قابل توجهی بر رشد قیمت مسکن ملی تأثیر می‌گذارد.

1. Bekiros

2. Huang

محمودی‌نیا و مستولی‌زاده (۲۰۲۳) در مقاله خود با عنوان «تعامل متقارن قیمت مسکن، بازار سهام و نرخ ارز با استفاده از رویکرد خطی و غیرخطی: مطالعه موردی ایران» با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ و استفاده از مدل‌های ARDL و NADRL به این نتایج دست یافته‌اند که نرخ ارز و قیمت بازار سهام اثر مثبتی بر قیمت املاک دارد. نتایج نشان می‌دهد که عرضه پول اثر مثبت و نرخ بهره اثر معکوس بر قیمت املاک دارد. برادران موتیو و ژنگ^۱ (۲۰۲۴) به بررسی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر بازار مسکن در اقتصاد آمریکا در چارچوب الگوی خودرگرسیون برداری غیرخطی پرداخته‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که چگونه شوک‌های پولی و اعتباری منجر به واکنش‌های ناهمگن نوسانات بازار مسکن در رژیم‌های رو به رشد و رو به کاهش بازار مسکن می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که واکنش‌های نوسانات قیمت مسکن منطقه‌ای به شوک‌های پولی و اعتباری از نظر کمی در رژیم‌ها در اکثر مناطق نامتقارن است.

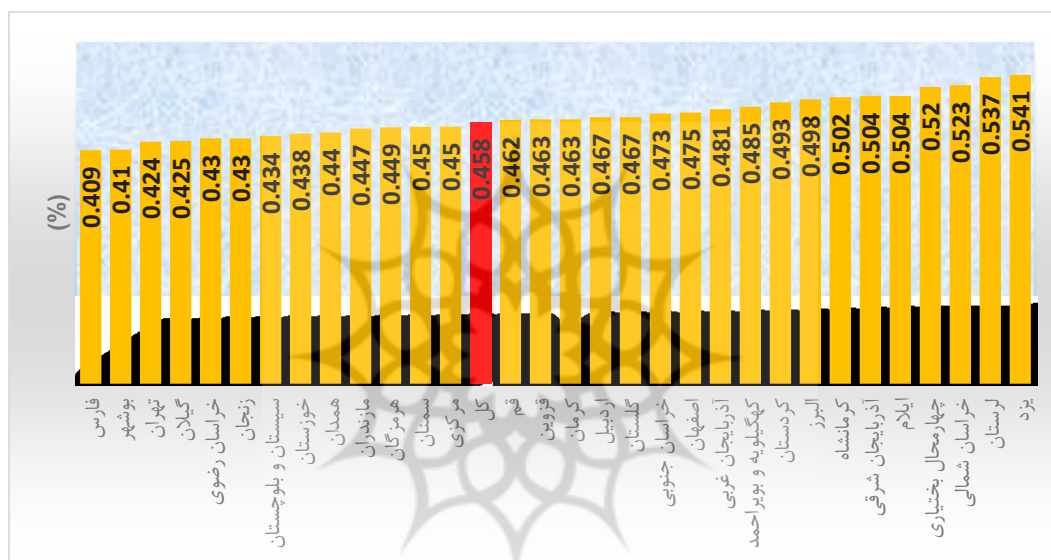
در مطالعات داخلی، شعبان‌پور و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر رشت)» در بازه زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۴ با استفاده از دو شیوه اسنادی و پیمایشی به این نتیجه رسیده‌اند که تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده و پایگاه اقتصادی-اجتماعی بیشترین تأثیر را بر قیمت مسکن داشته‌اند و مواردی از جمله قیمت زمین، تورم و موقعیت جغرافیایی اثر اندکی بر قیمت مسکن دارند. اسدپور (۱۳۹۸) در مقاله خود با عنوان «اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران» با استفاده از داده‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۲ و به‌کارگیری الگوی EGARC(1,1) به این نتیجه رسیده که نااطمینانی تورم، درآمد ملی، تولید ناخالص داخلی و نقدینگی اثر مثبت و قیمت سهام و تسهیلات بانکی اثر منفی بر قیمت مسکن دارد.

حجت و همکاران (۱۴۰۰) در چارچوب رویکرد مدل عامل بنیان به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر حباب قیمت مسکن در ایران از طریق کانال اعتبارات بانکی و مصارف عمومی دولت پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با آسان‌تر شدن قوانین اعتبارسنجی متقاضیان وام مسکن، حباب قیمتی مسکن افزایش می‌یابد. فراهانی‌فرد و همکاران (۱۴۰۰) در چارچوب الگوی خودرگرسیونی با وقفه گسترده، به بررسی تأثیر اعتبارات اعطایی بانک مرکزی بر ارزش‌افزوده بخش مسکن در اقتصاد ایران در طی دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۶ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تسهیلات پرداختی بانک مسکن تأثیر مثبت و معناداری بر ارزش‌افزوده بخش مسکن دارد.

زالی و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از داده‌های خریدوفروش مسکن در بازه ۱۳۹۷-۱۳۹۹ و استفاده از روش رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی چندمقیاسه، حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی به این نتیجه رسیده‌اند که روش رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی چندمقیاسه توانسته است ناهمگونی‌های فضایی موجود در داده‌های قیمت مسکن را مدل‌سازی کند و متغیر نرخ ارز (قیمت دلار) بیشترین تأثیر را در مدل‌سازی قیمت مسکن دارد.

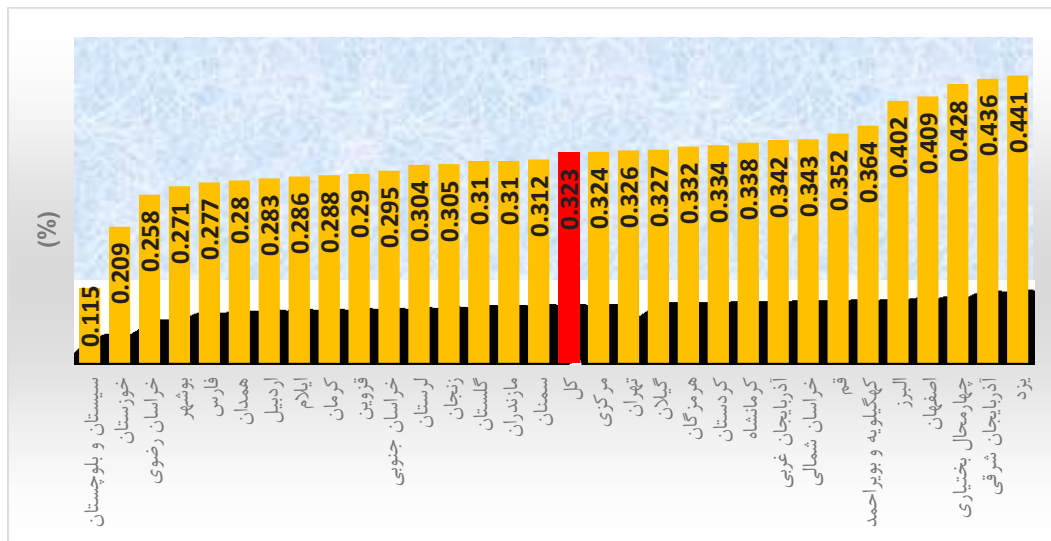
۴. بررسی وضعیت استان‌ها

در این قسمت روند متغیرهای تورم کل، تورم بخش مسکن، نسبت تسهیلات به سپرده اعطایی بانک‌ها در قالب نمودار برای ۳۱ استان کشور در سال ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نمودار ۱ نرخ تورم کل استان‌های ایران را در سال ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. در این سال نرخ تورم استانی در بازه ۰/۴۰ تا ۰/۵۴ است. این نرخ تورم در سال ۱۳۹۹ در بازه ۰/۱۲ تا ۰/۵۳ مشاهده می‌شود. با بررسی نمودار مشخص است که در طی سال ۱۴۰۱ استان‌های یزد و لرستان به ترتیب با ۰/۵۴ و ۰/۵۳ درصد بیشترین تورم و استان‌های فارس و بوشهر به ترتیب با ۰/۴۰ و ۰/۴۱ درصد کمترین تورم کل را داشته‌اند. همچنین، این آمار نشان می‌دهد که بیش از ۱۹ استان دارای میانگین تورم بالاتر از کشوری داشته‌اند.



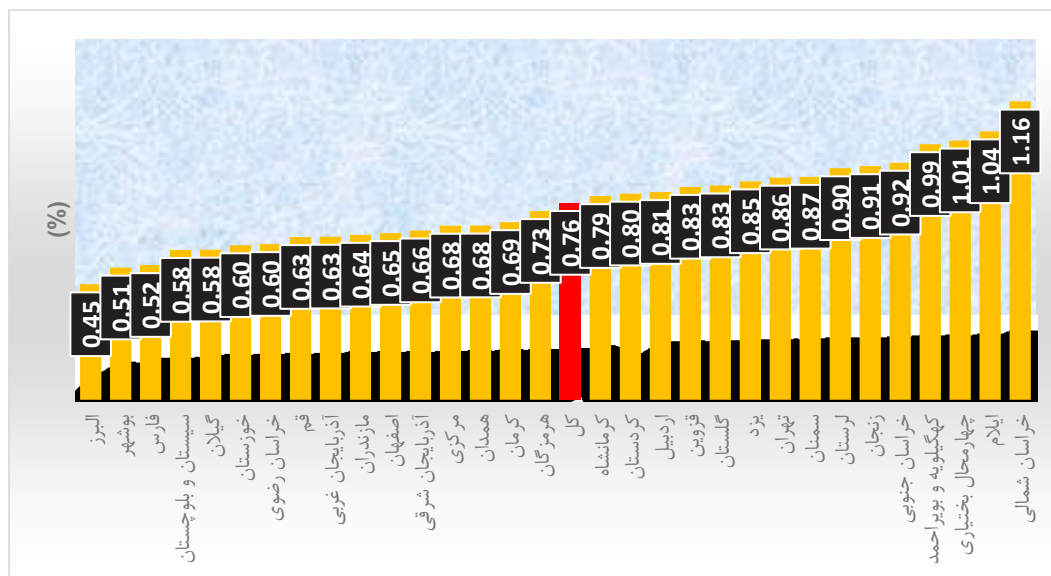
نمودار ۱. تورم کل استان‌ها در سال ۱۴۰۱

نمودار ۲ نرخ تورم مسکن در سال ۱۴۰۱ را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، پایین‌ترین نرخ تورم مربوط به استان سیستان و بلوچستان با ۱۱ درصد و بیشترین آن مربوط به استان یزد با ۴۴ درصد است. همچنین بر اساس این نمودار، بیش از ۱۵ استان در بخش مسکن نرخ تورم بیش از میانگین کشوری دارند. از طرف دیگر این داده‌ها نشان می‌دهد که همبستگی مثبتی بین استان‌های با بالاترین تورم کل و بالاترین تورم بخش مسکن وجود دارد، به‌طوری که استان‌های یزد در هر دو متغیر از بالاترین رقم برخوردار است.



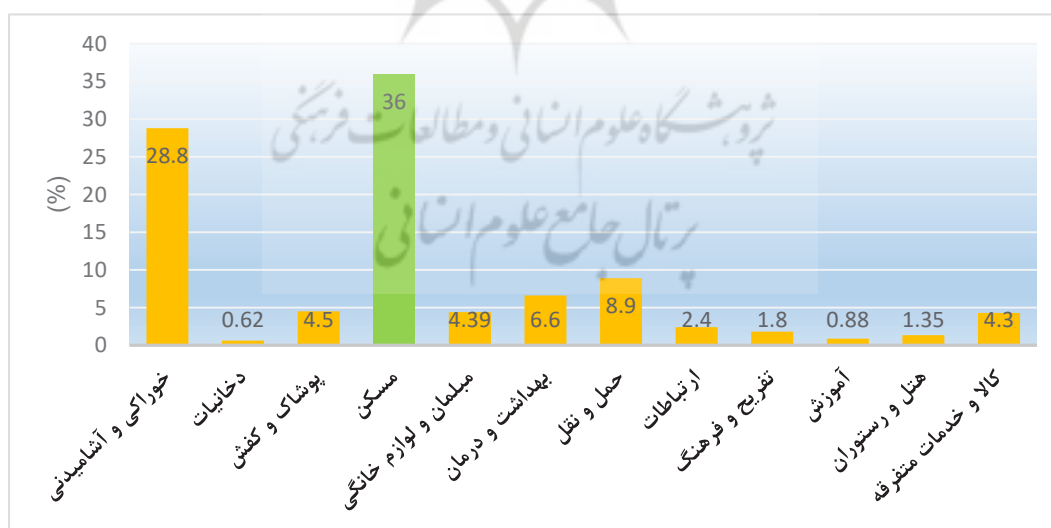
نمودار ۲. تورم مسکن استان‌ها در سال ۱۴۰۱

نمودار ۳ نسبت تسهیلات به سپرده را در سال ۱۴۰۱ برای ۳۱ استان کشور نشان می‌دهد. این نسبت برای استان‌های ایران در این سال در بازه ۰/۴۵ تا ۱/۱۶ قرار دارد. لازم به ذکر است که سپرده‌گذاری هر استان صرف اعتبارات همان استان می‌شود. بالاترین نسبت برای استان خراسان شمالی معادل ۱/۱۶ است و این نسبت نشان می‌دهد که میزان تسهیلات نسبت به میزان سپرده‌گذاری در این سال برای استان خراسان شمالی بیشتر بوده است. پس از این استان، بالاترین نسبت تسهیلات به سپرده مربوط به استان ایلام و معادل ۱ است. این نسبت نشان می‌دهد که میزان تسهیلات با میزان سپرده‌گذاری در این استان در سال ۱۴۰۱ برابر است. این نسبت برای استان تهران برابر با ۰/۸ است. از سوی دیگر، کمترین میزان نسبت تسهیلات به سپرده‌گذاری مربوط به استان‌های البرز و بوشهر به ترتیب برابر با ۰/۴ و ۰/۵ است. این نسبت‌ها نشان می‌دهد که میزان سپرده‌گذاری در این استان‌ها نسبت به میزان تسهیلات بیشتر بوده است. با این حال، مقایسه چند نمودار نشان می‌دهد که برخی استان‌ها که نسبت به میانگین کشوری بالاترین تورم بخش مسکن و تورم کل را مشاهده کرده‌اند در شاخص اعتبارات نیز این افزایش را تجربه کرده‌اند.



نمودار ۳. نسبت تسهیلات به سپرده استان‌ها در سال ۱۴۰۱

در ادامه، نمودار ۴ سهم بخش‌های مختلف در شاخص قیمتی مصرف‌کننده خانوار را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است، بیشترین وزن را بخش مسکن با ۳۶ درصد در کل شاخص قیمتی دارد و بعد از آن بخش خوراک و آشامیدنی با ۲۸ درصد و بخش حمل و نقل با ۸/۹ درصد قرار دارد. این آمار نشان‌دهنده اهمیت بخش مسکن در اقتصاد خانوار است.



نمودار ۴. سهم بخش‌های مختلف در شاخص قیمت کالا و خدمات خانوار در سال ۱۴۰۱

۵. روش تحقیق

با پیروی از مطالعات شروان و دوبی^۱ (۲۰۲۱)، چاتوپادهای^۲ و همکاران (۲۰۲۱) و محمودی‌نیا و مستولی‌زاده (۲۰۲۳)، هدف این مطالعه بررسی اثرات آستانه‌ای متغیر اعتبار و تسهیلات بانکی بر شاخص قیمت مسکن در ۳۱ استان ایران در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۴۰۱ است. پژوهش در چارچوب روش پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت انجام می‌شود، روشی که توسط هانسن^۳ (۱۹۹۹، ۲۰۰۰) پیشنهاد شده و به‌طور گسترده در برخی از مطالعات به کار می‌رود (Akram & Rath, 2020; Chattopadhyay et al, 2021). هانسن (۱۹۹۹) بیان کرده که فرض همگن بودن پارامترهای شیب برای تمامی مشاهدات در نمونه اغلب اشتباه است. مدل پانل آستانه این رفتار غیریکنواخت را با تقسیم داده‌ها به رژیم‌های مختلف و تخمین مدل متفاوتی برای هریک از آن‌ها نشان می‌دهد. فرایند (شیب‌ها) که بر داده‌های یک طرف آستانه حاکم است، با فرایند (شیب‌ها) که بر داده‌های طرف دیگر آستانه حاکم است تفاوت دارد. مدل پانل آستانه‌ای به غیر از توانایی خود در به تصویر کشیدن رفتار غیرخطی بین متغیرها، بر هیچ شکل خاصی از غیرخطی بودن تمرکز نمی‌کند و مدلی را بر اساس مکانیسم‌های تعدیل مختلف در رژیم‌های مختلف تخمین می‌زند. علاوه بر این، می‌توان مدل را با بیش از یک مقدار آستانه تقویت کرد که ممکن است تقسیم مشاهدات را به بیش از دو رژیم امکان‌پذیر سازد و همچنین بتوان درک بهتری از مکانیسم تنظیم داشت. دلیل اصلی استفاده رو به رشد از مدل‌های رگرسیون آستانه این است که تخمین مقدار آستانه به‌صورت درون‌زا توسط مدل انجام می‌شود؛ زیرا هر نقطه داده را به‌عنوان آستانه بالقوه در نظر می‌گیرد و نقطه‌ای را با کمترین مقدار از مجموع باقی‌مانده انتخاب می‌کند (Shrawan & Dubey, 2021). می‌توان فرم کلی مدل رگرسیون آستانه‌ای را بر اساس معادله ۱ نشان داد:

$$y_{it} = u_i + B_1 Y_{t-1} + \theta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I(q_{it} \geq \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در این معادله x_{it} برداری از متغیرهای توضیحی اثرگذار بر متغیر وابسته y_{it} و متغیر آستانه برابر q_{it} است. در مدل فوق مشاهدات بر طبق اینکه متغیر آستانه بیشتر یا کمتر از γ یعنی مقدار آستانه باشد، می‌توان آن را به دو رژیم تفکیک کرد. در این تحقیق متغیر وابسته در مدل فوق شاخص قیمت مسکن است. متغیرهای توضیحی بر اساس مطالعات انجام‌شده شامل مدل حاوی متغیرهای استانی و کلان است که در جدول زیر نمایش داده شده‌اند:^۴

1. Shrawan & Dubey
2. Chattopadhyay
3. Hansen

۴. با این حال متغیرهای متعدد دیگری نیز بر قیمت مسکن مؤثرند؛ اما با توجه به ماهیت استانی بودن داده‌ها، با محدودیتی‌هایی در انتخاب متغیرها مواجهیم.

جدول ۱. معرفی متغیرها

منبع	علامت انتظاری	متغیر	نماد
سالنامه مرکز آمار ایران		لگاریتم شاخص قیمت بخش مسکن بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ به‌عنوان نماینده تورم بخش مسکن استان‌ها	LCPI_H
سالنامه مرکز آمار ایران	مثبت	لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ به‌عنوان نماینده تورم کل استان‌ها	LCPI
سالنامه مرکز آمار ایران	مثبت	لگاریتم اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به‌عنوان نماینده شاخص اعتبارات بانکی استان‌ها	LCRED
سالنامه مرکز آمار ایران	مثبت / منفی	لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ به‌عنوان نماینده سطح محصول استان‌ها	LGDP
سالنامه مرکز آمار ایران	منفی	لگاریتم پروانه‌های صادره در بخش مسکن به‌عنوان نماینده عرضه بخش مسکن استان‌ها	LBUIL
سالنامه مرکز آمار ایران	منفی	لگاریتم جمعیت شهرنشینی به‌عنوان نماینده شاخص شهرنشینی در استان‌ها	LUR_POP
سالنامه مرکز آمار ایران	مثبت	لگاریتم مخارج خانوار به‌عنوان نماینده هزینه خانوارها استان‌ها	LEXPE
بانک مرکزی ایران	مثبت	لگاریتم نرخ ارز غیررسمی به‌عنوان نماینده نرخ ارز در بازار	LEXH

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنان‌که در جدول ۱ مشخص است، تمامی متغیرها به‌صورت استانی و برای ۳۱ استان کشور در طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ استخراج شده و این آمارها از سالنامه مرکز آمار ایران و بانک مرکزی به دست آمده است. همچنین بر این اساس، رگرسیون آستانه‌ای پانل در سه گام مورد بررسی قرار می‌گیرد: ابتدا مشخصات مدل با آزمون مدل خطی در مقابل مدل آستانه با استفاده از آزمون F تعیین می‌شود و تعداد بهینه آستانه و مقادیر آستانه انتخاب خواهد شد که فرضیه صفر عبارت است از اینکه حد آستانه وجود ندارد و مدل خطی است. در مقابل این فرضیه، فرض وجود حد آستانه و در نتیجه وجود مدل غیرخطی قرار دارد. در مرحله دوم، رگرسیون پانل برای هر رژیم به‌صورت جداگانه توسط آستانه‌ها برآورد می‌شود. در نهایت، نتایج رگرسیون ارزیابی و ضرایب شیب برای پیامدهای احتمالی آنالیز خواهند شد. از این‌رو، با توجه به تعریف متغیرها و برای بررسی اثرات غیرخطی اعتبارات بانکی بر شاخص قیمتی مسکن، مدل تک‌آستانه‌ای در الگو را می‌توان با در نظر گرفتن دو متغیر درجه شهرنشینی و شاخص قیمتی مصرف‌کننده به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای به‌صورت زیر ارائه کرد:

$$LCPI_{Hit} = \mu_i + \theta_1 LCRED I(LUR_{POPit} \leq \gamma) + \theta_2 LCRED I(\gamma < LUR_{POPit}) + \beta'_1 LGDP_{it} + \beta'_2 LBUIL + \dots + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$LCPI_{Hit} = \mu_i + \theta_1 LCRED I(LCPI_{it} \leq \gamma) + \theta_2 LCRED I(\gamma < LCPI_{it}) + \beta'_1 LGDP_{it} + \beta'_2 LBUIL + \dots + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در این معادلات θ_1 و θ_2 عبارت است از ضرایب آستانه زمانی که مقدار متغیرهای آستانه‌ای به ترتیب کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از مقدار آستانه γ باشد. همچنین μ_i نشان‌دهنده اثرات ثابت کشور i ام است. از طرف دیگر، در این مطالعه برای صحت نتایج برآوردی از روش رگرسیون آستانه‌ای، از روش پانل پویا پیشنهاد شده توسط آرانو و بوور^۱ (۱۹۹۵) استفاده شده که می‌توان فرم ساده آن را به صورت زیر نمایش داد:

$$y_{it} = a + B_1 y_{it-1} + B_2 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

دلیل استفاده از این مدل تمایل محققان به کنترل کردن مشکلات ناشی از حضور درون‌زایی و ناهمگنی است. همچنین، به دلیل تابعیت y_{it} و y_{it-1} از جملات جزء اخلاص، استفاده از روش OLS سازگاری لازم را ندارد. از جمله مزیت‌های روش پانل پویا در نظر گرفتن خودهمبستگی موقتی در باقی‌مانده‌ها و کم شدن احتمال بروز رگرسیون کاذب است که می‌تواند به استنباط آماری درست و سازگار در مدل‌های آماری بینجامد.

۵-۱. همبستگی و توصیف آماری متغیرها

در این بخش به بررسی توصیف آماری متغیرها و همچنین ماتریس همبستگی بین متغیرهای استانی مورد استفاده در تخمین مدل پرداخته می‌شود. توصیف آماری متغیرها در جدول ۲ نشان آمده است. همان‌طور که مشخص است، میانگین لگاریتم شاخص قیمتی بخش مسکن و شاخص قیمتی مصرف‌کننده به ترتیب برابر ۲ و ۲/۱ و همچنین این شاخص برای اعتبارات بانکی ۵/۱ است.

جدول ۲. توصیف متغیرها

انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	میانگین	میان	
LCPI_H	1/15	2/62	2/0	2/0	0/26
LCPI	1/10	2/80	2/01	2/05	0/33
LCRED	4/15	7/52	5/03	5/11	0/55
LGDP	7/22	10/1	8/53	8/53	0/53
LBUIL	2/98	4/55	3/49	3/56	0/32
LUR_POP	2/53	4/12	3/05	3/12	0/34
LEXPE	4/15	6/35	5/43	5/48	0/34
LEXH	4/0	5/50	4/60	4/73	0/47

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنین نتایج ماتریس خودهمبستگی بین متغیرهای به‌کاررفته در مدل در جدول ۳ نمایان است. همان‌طور که در جدول آمده، همبستگی بین شاخص قیمتی مسکن و اعتبارات اعطایی مثبت و برابر ۰/۶۳ درصد است. همچنین همبستگی بین شاخص قیمتی مسکن و سطح محصول و عرضه مسکن به ترتیب برابر ۰/۶۴ و ۰/۱۷- است.

جدول ۳. ماتریس خودهمبستگی

	LCPI_H	LCPI	LCRED	LGDP	LBUIL	LUR_POP	LEXPE	LEXH
LCPI_H	1/00	0/97	0/63	0/64	-0/17	0/06	0/93	0/94
LCPI	0/97	1/00	0/63	0/64	-0/13	0/06	0/94	0/96
LCRED	0/63	0/63	1/00	0/87	0/50	0/72	0/71	0/63
LGDP	0/64	0/64	0/87	1/00	0/42	0/64	0/72	0/67
LBUIL	-0/17	-0/13	0/50	0/42	1/00	0/81	-0/05	-0/10
LUR_POP	0/06	0/06	0/72	0/64	0/81	1/00	0/17	0/07
LEXPE	0/93	0/94	0/71	0/72	-0/05	0/17	1/00	0/92
LEXH	0/94	0/96	0/63	0/67	-0/10	0/07	0/92	1/00

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۶. نتایج تجربی

در این بخش نتایج حاصل از مدل پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت برای اثرگذاری متغیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر شاخص قیمت بخش مسکن بررسی می‌شود. قبل از برآورد این مدل، ابتدا آزمون‌های مانایی و هم‌جمعی و سپس آزمون‌های غیرخطی و وجود آستانه بررسی خواهد شد.

۶-۱. آزمون وابستگی مقاطع، ایستایی و هم‌جمعی

در این بخش قبل برآورد الگوها، ابتدا به بررسی آزمون‌های ایستایی متغیرها پرداخته می‌شود. اطمینان از ایستایی متغیرها مهم است؛ زیرا در صورتی که متغیرها ایستا نباشند، برآورد کاذب و نتایج آن غیرقابل اعتماد خواهد بود. همچنین وجود وابستگی مقطعی موضوعی است که بررسی آن در داده‌های ترکیبی ضروری است و برای این منظور، از آزمون وابستگی مقطعی^۱ پسران (۲۰۱۵) استفاده خواهد شد. در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی، دیگر نمی‌توان از آزمون‌های مرسوم ریشه واحد پانل همچون لوین، لین و چو^۲ (LLC) و ایم، پسران و شین^۳ (IPS) به دلیل احتمال مواجهه با رگرسیون کاذب استفاده کرد. برای رفع این مشکل از آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی نسل دوم پسران (CIPS) استفاده می‌شود که وابستگی مقاطع را هم در نظر می‌گیرد. در جدول ۴ نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران گزارش شده است که بر این اساس، فرضیه صفر در آزمون، یعنی عدم وابستگی مقطعی، رد شده و کلیه متغیرها دارای وابستگی مقطعی‌اند.

1. Cross - Sectional Dependence

2. Levin, Lin & Chu

3. Im, Pesaran & Shin

جدول ۴. آزمون همبستگی بین مقاطع پسران

نتایج آزمون	احتمال	آماره CD پسران	متغیر
وابستگی بین مقاطع	0/00	76/7	LCPI_H
وابستگی بین مقاطع	0/00	76/5	LCPI
وابستگی بین مقاطع	0/00	77/4	LCRED
وابستگی بین مقاطع	0/00	76/3	LGDP
وابستگی بین مقاطع	0/00	46/8	LBUIL
وابستگی بین مقاطع	0/00	77/1	LUR_POP
وابستگی بین مقاطع	0/00	74/4	LEXPE

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در ادامه به بررسی آزمون ریشه واحد CIPS پسران پرداخته می‌شود که نتایج آن در جدول (۵) آمده است. در این آزمون در صورت بزرگ‌تر بودن مقدار آماره از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران، نامانا بودن متغیر رد و فرضیه مانایی پذیرفته می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که برخی از متغیرها همانند شاخص قیمتی مسکن و شاخص قیمتی کل، تولید ناخالص داخلی و مخارج خانوار در سطح مانا هستند و متغیرهای تسهیلات بانکی و شهرنشینی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. از این‌رو، می‌توان آزمون همگرایی بلندمدت را بررسی کرد.

جدول ۵. آزمون ایستایی پسران

متغیر	آماره CIPS	
	سطح	تفاضل مرتبه اول
LCPI_H	-3/26*	-4/11*
LCPI	-3/98*	-4/53*
LCRED	-2/00	-2/50*
LGDP	-2/63*	-3/64*
LBUIL	-2/26**	-3/25*
LUR_POP	0/16	-2/97*
LEXPE	-2/95*	-3/77*
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران در سطوح مختلف		
10%	5%	1%
-2/10	-2/22	-2/44

نکته: **، * و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنین در ادامه برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی و جلوگیری از کاذب بودن برآوردها، از آزمون هم‌جمعی کائو استفاده می‌شود. آماره مربوط به تی-آستیودنت برابر با ۷/۹۴- و احتمال

آن برابر با ۰/۰۰ است که تأیید فرضیه یک مبتنی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. از این‌رو، روابط تعادلی بلندمدت بین متغیر شاخص قیمتی مسکن و اعتبارات بانکی برقرار است.

جدول ۶. آزمون هم‌جمعی کائو

احتمال	آماره t	
0/00	-7/94	ADF
0/001		واریانس پسماند
0/001		واریانس HAC

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۲-۶. نتایج تجربی مدل اول و دوم

در این بخش برای تحلیل رگرسیون آستانه‌ای پانل، دو مدل از هم تفکیک خواهد شد. در مدل اول متغیر شهرنشینی و در مدل دوم متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده به‌عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده و متغیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها به‌عنوان متغیر وابسته به رژیم در آزمون غیرخطی بودن مدل در چارچوب آزمون LR هانسن استفاده می‌شود. همان‌طور که در جدول ۷ آمده، برای هر دو مدل اول و دوم آماره F وجود یک آستانه منفرد به‌ترتیب در سطح خطای ۱ و ۱۰ درصد را تأیید می‌نماید و برای هر دو رگرسیون، آماره‌های F بالاتر از مقدار بحرانی است. لذا رابطه بین درجه شهرنشینی و شاخص قیمتی مصرف‌کننده با شاخص قیمتی بخش مسکن غیرخطی است و یک اثر آستانه‌ای وجود دارد.

جدول ۷. آزمون وجود آستانه

احتمال	آماره F	MSE	RSS	آزمون آستانه‌ای	
0/00	79/6	0/001	0/577	single	مدل اول - LUR_POP متغیر آستانه‌ای
0/09	18/5	0/002	0/67	single	مدل دوم - LCPI متغیر آستانه‌ای

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنین، تخمین نقطه‌ای آستانه‌ها و فاصله‌های اطمینان مجانبی ۹۵ درصد برای هر دو معادله در جدول ۸ ارائه شده است؛ به‌طوری که مقدار آستانه مدل اول برای متغیر شهرنشینی و شاخص قیمتی مصرف‌کننده به‌ترتیب برای ۲/۹۰ و ۱/۷۰ است.

جدول ۸. مقادیر آستانه‌ای برآوردی

حد بالا	حد پایین	مقدار آستانه	
2/91	2/88	2/90	مدل اول - LUR_POP متغیر آستانه‌ای
1/80	1/60	1/70	مدل دوم - LCPI متغیر آستانه‌ای

(منبع: یافته‌های تحقیق)

نتیجه برآوردشده با استفاده از رگرسیون PTR و GMM در دوره ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ در جدول ۹ آمده که در آن LCPI_H به عنوان یک متغیر وابسته تعریف شده است. در مدل اول که متغیر شهرنشینی و در مدل دوم متغیر تورم کل به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده، متغیر اعتبارات بانکی به عنوان متغیر تغییر رژیم در چارچوب رگرسیون با اثرات ثابت مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در مدل اول که مقدار آستانه برابر $2/90$ است، اثرات اعتبارات بانکی در سطح آستانه کمتر از $2/90$ ، یعنی در رژیم ۱ برابر $0/36$ درصد، است. این ضریب از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. همچنین در سطح آستانه‌ای بالا، یعنی رژیم ۲، همچنان اثر اعتبارات بر روی تورم بخش مسکن معنادار اما مقدار ضریب برابر $0/38$ است. این بدان معناست که متغیر اعتبارات و تسهیلات بانکی با افزایش درجه شهرنشینی، اثرات بیشتری بر شاخص قیمتی مسکن در استان‌های ایران دارد.

همچنین در مدل دوم، زمانی که متغیر تورم کل به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود، اثرات اعتبارات بر شاخص قیمت مسکن مثبت و معنادار است؛ به طوری که در رژیم ۱، یعنی پایین‌تر از سطح آستانه، مقدار ضریب برابر $0/40$ و در رژیم ۲ این ضریب $0/41$ است. هر دو این ضرایب از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. این نتیجه نیز گویای آن است که اثرات اعتبارات و تسهیلات بانکی در استان‌ها با سطح تورم بالاتر، اثرات مثبت بیشتری بر شاخص قیمتی مسکن دارد و نشان‌دهنده یک ارتباط غیرخطی بین این دو متغیر است. همچنین این نتایج هم‌راستا با سایر مطالعات از جمله میان و سوفی (۲۰۰۹) و یو و ژانگ^۱ (۲۰۱۹) است که بیان می‌کنند گسترش سریع عرضه اعتبار و توسعه اعتبار یکی از شاخه‌های مهم در افزایش قیمت مسکن است.

سایر نتایج این جدول نشان می‌دهد که اثر عرضه مسکن بر قیمت مسکن منفی و معنادار است؛ به طوری که با افزایش ۱ درصد در عرضه مسکن، قیمت مسکن در مدل اول و دوم به ترتیب $0/08$ و $0/06$ درصد کاهش می‌یابد. این نتایج در مدل پانل پویا و مدل تجمیعی نیز تأیید می‌شود. از طرف دیگر، شاهد اثرات مثبت تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمتی بخش مسکن هستیم و این ضریب برای هر دو مدل از لحاظ آماری معنادار است که با مطالعه کوهن و کارپاویسیوت^۲ (۲۰۱۷) همخوانی دارد.

سایر نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثر تورم بخش مسکن سال قبل، ارتباط مثبت و معنادار قوی با شاخص قیمتی مسکن دارد و با نتایج کاتراکیلیدیس و تراچاناس (۲۰۱۲) سازگار است که نشان داده‌اند ارتباط مثبت و بلندمدتی بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت مسکن وجود دارد.

آزمون مربوط به F در مدل پانل آستانه‌ای هر دو مدل معناداری ضرایب را نشان می‌دهد و ضریب تعیین نیز بیان می‌کند که مدل داده‌ها را خوب برازش کرده است. همچنین در هر دو مدل، آزمون سارگان و هانسن عدم وجود همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها را تأیید می‌کند.

1. Yu & Zhang

2. Cohen & Karpaviciute

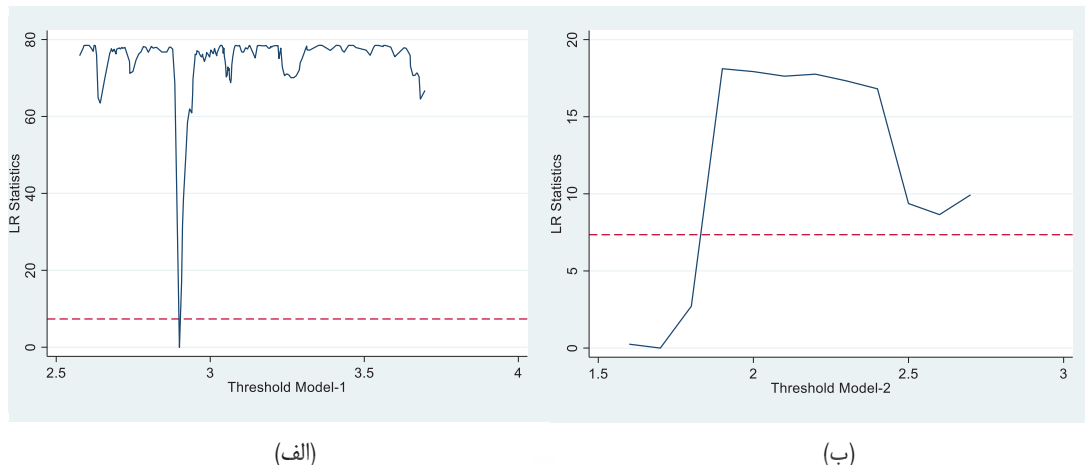
جدول ۹. نتایج رگرسیون در مدل اول و دوم

متغیر		مدل اول - LUR_POP متغیر آستانه‌ای			مدل دوم - LCPI متغیر آستانه‌ای		
		نتایج مدل آستانه	نتایج مدل پویا	نتایج مدل تجمیعی	نتایج مدل آستانه	نتایج مدل پویا	نتایج مدل تجمیعی
LCPI_H(-1)		0/25* (7/95)	0/70* (4/47)	0/71* (24/5)	0/21* (6/49)	0/32*** (1/92)	0/32* (11/4)
LGDP		0/10* (4/41)	0/03 (1/09)	0/02** (2/06)	0/07* (2/85)	-0/01 (-1/12)	-0/01 (-1/16)
LBUIL		-0/08* (-4/28)	-0/02 (-0/65)	-0/03 (-1/59)	-0/06* (-2/79)	-0/05* (-2/71)	-0/05* (-4/45)
LCRED			0/15** (2/15)	0/15* (8/35)		0/05* (4/16)	0/05* (4/80)
LUR_POP			-0/18* (-2/86)	-0/16* (-6/77)			
LCPI						0/45* (4/23)	0/45* (22/4)
LCRED	رژیم ۱	0/36* (13/7)			0/40* (14/7)		
	رژیم ۲	0/38* (14/41)			0/41* (14/6)		
c		-1/05* (-8/35)	0/21* (2/69)	0/21* (2/91)	-0/97* (-7/66)	0/48* (4/48)	0/48* (9/17)
تعداد مشاهدات		372			372		
تعداد مقاطع		31			31		
آزمون F		1906		900/1	1934		1978
R ²		0/96		0/92	0/96		0/96
تعداد مشاهدات			372				372
تعداد مقاطع			31				31
آزمون سارگان			690/1				674/4
آزمون هانسن			29/6				29/31
آرلانو و باند برای AR (1)			-2/96				-3/66
آرلانو و باند برای AR (2)			-1/84				-1/08

نکته: **، *** و **** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنین، نمودار ۵ به ترتیب نمودار (الف) و (ب) تابع نسبت درست‌نمایی برای مدل‌های آستانه اول و دوم و تشکیل فرایند فاصله اطمینان برای اثرات آستانه‌ای و وجود رابطه غیرخطی را نشان می‌دهد.



نمودار ۵. نمودار آستانه‌ای برای مدل اول و دوم

۳-۶- نتایج تجربی مدل سوم و چهارم

در این بخش برای تحلیل حساسیت و صحت نتایج برآوردی در بخش قبل، با اضافه کردن دو متغیر مخارج خانوارها و نرخ ارز غیررسمی به برآورد مجدد مدل در چارچوب رگرسیون آستانه‌ای پرداخته می‌شود. همانند بخش قبل، فرض می‌شود که در مدل سوم و چهارم به ترتیب متغیر شهرنشینی و متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده به عنوان متغیر آستانه، و متغیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها به عنوان متغیر وابسته به رژیم در نظر گرفته می‌شود. همان‌طور که در جدول ۱۰ نشان داده شده، برای هر دو مدل سوم و چهارم آماره F به ترتیب برابر $۸۴/۷$ و $۱۶/۴$ وجود یک آستانه منفرد را تأیید می‌کند. از این رو، رابطه بین درجه شهرنشینی و شاخص قیمتی مصرف‌کننده با شاخص قیمتی بخش مسکن غیرخطی است و یک اثر آستانه‌ای در مدل وجود دارد.

جدول ۱۰. آزمون وجود آستانه

احتمال	آماره F	MSE	RSS	آزمون آستانه‌ای	مدل سوم - LUR_POP متغیر آستانه‌ای
0/00	84/7	0/001	0/55	single	
0/06	16/4	0/001	0/65	single	مدل چهارم - LCPI متغیر آستانه‌ای

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنین، تخمین نقطه‌ای آستانه‌ها و فاصله‌های اطمینان مجانبی ۹۵ درصد برای هر دو معادله در جدول ۱۱ ارائه شده است. بر اساس این جدول، مقدار آستانه مدل سوم برای متغیر شهرنشینی و مدل چهارم برای شاخص قیمتی مصرف‌کننده به ترتیب برابر $۲/۹۰$ و $۱/۸۰$ است.

جدول ۱۱. مقادیر آستانه‌ای برآوردی

حد بالا	حد پایین	مقدار آستانه	مدل سوم - LUR_POP متغیر آستانه‌ای
2/91	2/88	2/90	
1/90	1/70	1/80	مدل چهارم - LCPI متغیر آستانه‌ای

(منبع: یافته‌های تحقیق)

در ادامه به تحلیل نتایج بر اساس جدول ۱۲ پرداخته می‌شود. همانند بخش قبل که در مدل سوم متغیر شهرنشینی و در مدل چهارم متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده به‌عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شد، ضرایب متغیر اعتبارات بانکی به‌عنوان متغیر تغییر رژیم در چارچوب رگرسیون با اثرات ثابت بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که در مدل سوم اثرات اعتبارات بانکی در سطح کمتر از آستانه، یعنی در رژیم ۱، برابر ۰/۲۹ درصد است و این ضریب از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. همچنین در سطح بالاتر از آستانه، یعنی رژیم ۲، همچنان اثر اعتبارات بر روی شاخص قیمت بخش مسکن معنادار و مقدار ضریب برابر ۰/۳۱ است. همچنین این نتایج نشان می‌دهد که متغیر اعتبارات و تسهیلات بانکی با افزایش درجه شهرنشینی، اثرات بیشتری بر شاخص قیمتی مسکن در استان‌های ایران دارد و نشان‌دهنده یک رفتار غیرخطی است. در مدل چهارم، زمانی که متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده به‌عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود، اثرات اعتبارات بر شاخص قیمتی بخش مسکن مثبت و معنادار است؛ به‌طوری که در رژیم ۱، یعنی پایین‌تر از سطح آستانه، مقدار ضریب برابر ۰/۱۷ و در رژیم ۲ این ضریب برابر ۰/۱۶ است و هر دو آن‌ها از لحاظ آماری در سطح خطای ۱ درصد معنادارند و در این مدل نیز اثرات غیرخطی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

سایر نتایج نشان می‌دهد که اثرات مخارج خانوار بر روی شاخص قیمتی مسکن مثبت است و این ضریب در تمامی مدل سوم مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین اثرات نرخ ارز بر شاخص قیمتی مسکن در مدل سوم در مدل پانل پویا و در مدل چهارم در مدل تجمیعی مثبت و معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز به‌طور بالقوه قیمت نهاده‌های تولید مسکن را تغییر می‌دهد که بر سطح فعالیت این بخش و همچنین قیمت آن تأثیر می‌گذارد. در اقتصاد ایران، با افزایش نوسانات نرخ ارز، بخش خصوصی و دولتی تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در مسکن دارند و از این‌رو با کاهش عرضه و افزایش رکود در بخش مسکن و افزایش قیمت ملک مواجه خواهیم شد.

اثرات سایر ضرایب نیز همانند ضرایب استخراج‌شده در بخش قبل است. همچنین آزمون مربوط به F در مدل‌ها معنادار است و ضریب تعیین نیز به این اشاره دارد که مدل داده‌ها را به‌خوبی برازش کرده است. در هر دو مدل آزمون سارگان حاکی از عدم وجود همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارهاست.

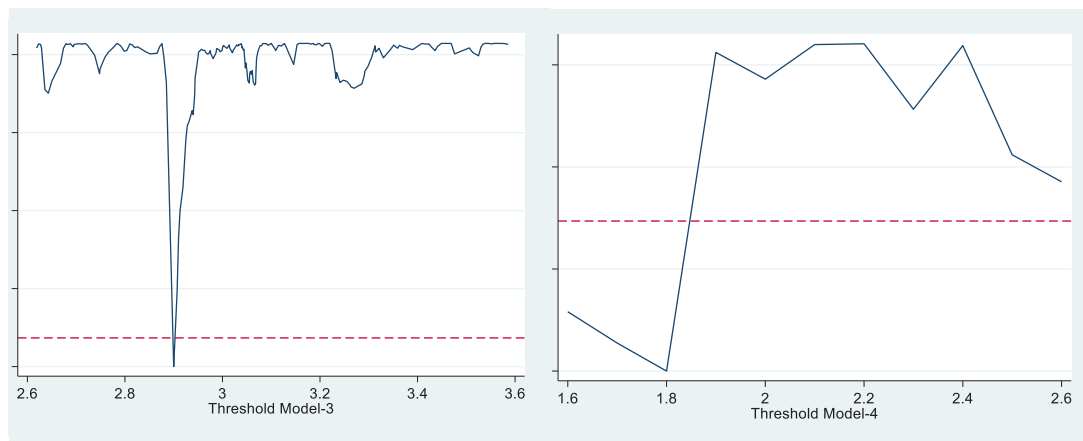
جدول ۱۲. نتایج رگرسیون در مدل سوم و چهارم

متغیر		مدل اول - LUR_POP متغیر آستانه‌ای			مدل دوم - LCPI متغیر آستانه‌ای		
		نتایج مدل آستانه	نتایج مدل پویا	نتایج مدل تجمیعی	نتایج مدل آستانه	نتایج مدل پویا	نتایج مدل تجمیعی
LCPI_H(-1)		0/23* (7/21)	0/36*** (1/85)	0/39* (12/4)	0/21* (6/87)	0/31*** (1/85)	0/31* (10/8)
LGDP		0/06*** (1/79)	-0/04* (-3/12)	-0/04* (-3/50)	0/10* (2/98)	-0/01** (-1/98)	-0/01** (-1/80)
LBUIL		-0/09* (-4/62)	-0/06*** (-1/82)	-0/05* (-3/46)	-0/06* (-3/16)	-0/05** (-2/53)	-0/05* (-4/33)
LCRED			0/08* (2/91)	0/08* (5/31)		0/55* (3/15)	0/05* (4/77)
LUR_POP		-0/04 (-0/16)	-0/01 (-0/82)	-0/02 (-0/93)			
LEXPE		0/08* (3/08)	0/12* (2/79)	0/12* (4/99)	0/01 (0/76)	0/01 (0/79)	0/01 (0/75)
LEXCH		0/04 (1/53)	0/20* (2/62)	0/19* (10/4)	-0/03 (-1/30)	0/03 (1/14)	0/03** (1/82)
LCPI					0/34* (8/05)	0/39* (3/84)	0/39* (11/4)
LCRED	رژیم ۱	0/29* (8/61)			0/17* (4/75)		
	رژیم ۲	0/31* (9/19)			0/16* (4/66)		
c		-0/78 (-1/16)	-0/14 (-1/18)	-0/14*** (-1/69)	-0/52** (-2/41)	0/40* (2/99)	0/40* (4/52)
تعداد مشاهدات		372			372		
تعداد مقاطع		31			31		
آزمون F		1906		1036	1418		1421
R ²		0/96		0/95	0/97		0/96
تعداد مشاهدات			372				372
تعداد مقاطع			31				13
آزمون سارگان			559/2				681/1
آزمون هانسن			29/53				29/8
آرلانو و باند برای AR (1)			-3/75				-3/40
آرلانو و باند برای AR (2)			0/22				-1/26

نکته: *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

در نمودار ۶ (ج) و (د) به ترتیب نشان دهنده تابع نسبت درست‌نمایی برای مدل‌های آستانه سوم و چهارم و تشکیل فرایند فاصله اطمینان برای اثرات آستانه‌ای و وجود رابطه غیرخطی است.



(ج)

(د)

نمودار ۶. نمودار آستانه‌ای برای مدل سوم و چهارم

۷. نتیجه‌گیری

تأمین مسکن و قیمت آن و اثرگذاری آن بر عرضه و تقاضای کل اقتصاد یکی از دغدغه‌های مهم اقشار گوناگون جامعه در طی دهه‌های اخیر در اقتصاد ایران به شمار می‌آید. از طرف دیگر، نقش بانک‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین نهادهای مالی در تأمین مالی و ارائه تسهیلات در این بخش حائز اهمیت است. شواهد اقتصاد ایران نشان می‌دهد که سهم شاخص قیمتی مسکن از کل شاخص قیمتی مصرف خانوار بیش از ۳۶ درصد است. از یک طرف، بیش از ۱۵ استان در بخش مسکن تورم بالاتر از میانگین کشوری را در سال‌های اخیر تجربه کرده‌اند و از طرف دیگر، همبستگی مثبتی بین اعتبارات اعطایی بانک‌ها و تورم بخش مسکن در استان‌های ایران وجود دارد. با توجه به اینکه مطالعات متعددی رفتار غیرخطی متغیرهای کلان اثرگذار بر شاخص قیمتی بخش مسکن را تأیید کرده‌اند، از این‌رو در این مطالعه در چارچوب مدل رگرسیون غیرخطی آستانه‌ای با اثرات ثابت بر اساس مطالعه هانسن (۱۹۹۹) به بررسی اثرات متغیرهایی چون تسهیلات و اعتبارات بانک‌ها با توجه به متغیرهای آستانه‌ای رشد شهرنشینی و شاخص تورم کل بر شاخص تورم بخش مسکن در ۳۱ استان کشور در طی دوره ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ پرداخته شد.

برای بررسی صحت و اعتبار نتایج برآوردی رگرسیون آستانه‌ای، از روش پانل پویا استفاده شده است. با بررسی چند سناریو در قالب چهار مدل، نتایج این تحقیق وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مستقل و وابسته را تأیید کرد و وجود حداقل یک آستانه منفرد ثبت شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد در بسیاری از مدل‌های تحت بررسی افزایش تسهیلات بانکی ارتباط مثبت و غیرخطی با قیمت بخش مسکن دارد و نشان می‌دهد افزایش اعتبارات بانکی به افزایش تقاضای بخش مسکن و در نتیجه افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود. با این

حال، این نتایج گویای آن است که در سطح مقادیر بالاتر از آستانه، این اثرات مثبت تقویت می‌شود. این نتایج در تمامی مدل‌های تحت بررسی تأیید شد.

سایر نتایج این تحقیق نشان‌دهنده وجود یک ارتباط مثبت بین سایر متغیرهای توضیحی از جمله قیمت سال قبل مسکن، تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و مخارج خانوار بر تورم مسکن است. با این حال، سایر نتایج نشان می‌دهد که افزایش عرضه مسکن نقش مهمی در کاهش قیمت مسکن در استان‌های ایران دارد؛ از این‌رو، به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران را شناسایی و راهکارهای جدی برای مقابله با آن در نظر بگیرند. با افزایش شهرنشینی، شناسایی دقیق متقاضیان وام مسکن و اعطای هدفمند تسهیلات به این اقشار از طریق سازوکارهای دقیق می‌تواند نقش مهمی در از بین بردن فعالیت‌های سفته‌بازی و فعالیت‌های نامولد سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تورم بخش مسکن داشته باشد. از طرف دیگر، با توجه به وضعیت رکودی و تورم بالا در اقتصاد ایران، دولت با ارائه راهکارهایی می‌تواند سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن را فعال کند تا از اعطای وام‌های بی‌هدف در بخش مسکن به‌عنوان یک فعالیت سفته‌بازی جلوگیری شود. از طرف دیگر، جانشین‌های مؤثر برای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و خارج ساختن آن از بورس‌بازی می‌تواند نقش مهمی در کنترل تورم مسکن داشته باشد. همچنین توصیه می‌شود برای مطالعات آتی موضوعاتی چون بررسی نوسانات شاخص قیمت مسکن بر سرمایه‌گذاری در این بخش، بررسی اثرات آستانه‌ای تورم و نرخ بهره بر شاخص قیمت مسکن، بررسی نوسانات قیمت مسکن در چهارچوب مدل‌های تعادل عمومی مورد بررسی قرار گیرند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند هیچ‌گونه تضاد منافی در این پژوهش وجود ندارد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان مقاله لازم می‌دانند تا از زحمات سردبیر، اعضای هیئت تحریریه، مدیر داخلی و داوران محترم برای ارائه نظرات ارزشمندشان که موجب غنای مقاله شده است کمال تشکر و قدردانی را داشته باشند.

منابع

اسدپور، احمدعلی. (۱۳۹۸). «اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران»؛ پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۰(۳۷)، ۱۲۵-۱۳۶.

<https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47616.5289>

افشاری، زهرا؛ همتی، مریم. (۱۳۹۲). «شناسایی عوامل مؤثر بر احتمال وقوع رونق و رکود در بازار مسکن»؛

پژوهش اقتصادی ایران، ۱۸ (۵۵)، ۴۶-۱۷. https://ijer.atu.ac.ir/article_2514.html

حجت، سجاد؛ مهرآرا، محسن؛ طیب‌نیا، علی. (۱۴۰۰). «تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر حباب قیمت مسکن در اقتصاد ایران: با رویکرد مدل عامل بنیان»؛ تحقیقات اقتصادی، ۵۶ (۲)، ۲۵۷-۲۸۹.

<https://doi.org/10.22059/jte.2021.330940.1008547>

زالی، سعید؛ پهلوانی، پرهام؛ بیگدلی، بهناز. (۱۴۰۳). «ارزیابی و تحلیل قیمت واحدهای مسکونی منطقه ۵ شهرداری تهران با در نظر گرفتن نوسانات بازار ارز»؛ آمایش سرزمین، ۱۶ (۱)، ۳۷-۵۰.

<https://doi.org/10.22059/jtcp.2023.358484.670388>

سالنامه آماری ایران. (۱۴۰۱). مرکز آمار ایران. <https://amar.org.ir/Portals/0/Articles/yearbook-1401.pdf>

شعبان‌پور، زهرا؛ شکرگزار، اصغر؛ جعفری مهرآبادی، مریم. (۱۳۹۸). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر رشت)»؛ آمایش محیط، ۴۶ (۱۲)، ۶۳-۸۲.

https://journals.iau.ir/article_669513.html

فراهانی‌فرد، سعید؛ عادل، امیدعلی؛ فتحی، محمدرضا؛ قلی‌پور، فرشاد. (۱۴۰۰). «بررسی تأثیر تسهیلات پرداختی بانک مسکن بر ارزش‌افزوده بخش مسکن»؛ دوماهنامه بررسی بازرگانی، ۱۹ (۱۰۷)، ۶۳-۷۶.

<https://doi.org/10.22034/bs.2021.246802>

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ بختیاری‌پور، سمیرا. (۱۳۹۱). «اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران»؛ مطالعات اقتصادی

کاربردی در ایران، ۱ (۳)، ۱۵۹-۱۷۹. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1391.1.3.7.3>

References

- Adams, Z. & Füss, R. (2010). "Macroeconomic determinants of international housing markets". *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38-50. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.10.005>
- Adrian, T. & Shin, H. S. (2010). "Liquidity and leverage". *Journal of Financial Intermediation* 19, 418-437. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2008.12.002>
- Afshari, Z. & Hemati, M. (2013). "Determinants of the Probability of Boom-Bust Cycles in the Housing Market". *Iranian Journal of Economic Research*, 18(55), 17-46. [In Persian]. https://ijer.atu.ac.ir/article_2514.html

- Akram, V. & Rath, B. N. (2020). "Optimum government size and economic growth in case of Indian states: Evidence from panel threshold model." *Economic Modelling*, 88(C), 151-162. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.015>
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). "Another Look at Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models". *Journal of Econometrics*, 68, 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Asadpour, A. A. (2019). "The Effects of Uncertainty in Inflation and Macroeconomic Variables on Housing Prices in Iran". *Economic Growth and Development Research*, 10(37), 125-136. [In Persian]. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1398.10.37.7.6>
- Baradaran Motie, G. & Zeng, Z. (2024). "The nonlinear impacts of macroeconomic shocks on the US regional housing markets". *Applied Economics*, <https://doi.org/10.1080/00036846.2024.238831>
- Bekiros, S.; Nilavongsec, R. & Uddin, G. S. (2020). "Expectation-driven house prices and debt defaults: The effectiveness of monetary and macroprudential policies". *Journal of Financial Stability*, 49, 100760. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2020.100760>
- Cavallo, E. A. & Serebrisky, T. (2016). "Saving for development: How Latin America and the Caribbean can save more and better". Washington, DC: *Inter-American Development Bank*. <http://dx.doi.org/10.18235/0012585>
- Chattopadhyay, M.; Kumar, A.; Ali, S. & Kumar Mitra, S. (2021). "Human development and tourism growth's relationship across countries: a panel threshold analysis". *Journal of Sustainable Tourism*, 30(6), 1384-1402. <https://doi.org/10.1080/09669582.2021.1949017>
- Chiquier, L. & Lea, M. (2009). "Housing finance policy in emerging markets". Washington, DC: *The International Bank for Reconstruction and Development / World Bank*. <https://www.mfw4a.org/sites/default/files/resources/Housing%20Finance%20Policy%20in%20Emerging%20Markets.pdf>
- Cohen, V. & Karpavičiūtė, L. (2017). "The analysis of the determinants of housing prices". *Independent Journal of Management & Production*, 8(1), 49-63. <https://doi.org/10.14807/ijmp.v8i1.521>
- Coleman IV, M.; LaCour-Little, M. & Vandell, K. D. (2008). "Subprime lending and the housing bubble: Tail wags dog?" *Journal of Housing Economics*, 17(4), 272-290. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2008.09.001>

- Coskun, Y.; Seven, U.; Ertugrul, M. & Alp, A. (2017). "Housing price dynamics and bubble risk: the case of Turkey". *Housing Studies*, 35(1), 50-86.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2017.1363378>
- Ding, H.; Liang, G.; Qi, T. & Ying, J. (2020). "Tail causalities between monetary supply and real estate prices in China". *Economic and Political Studies*, 8(1), 82-95,
<https://doi.org/10.1080/20954816.2019.1690268>
- Duan, K.; Parhi, M. & Wolfe, S. (2021). "Credit composition and housing price dynamics: a disaggregation approach". *The European Journal of Finance*, 28(11), 1099-1129. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2021.1959366>
- Eddie, C. M. H. & Ivan, M. H. Ng. (2016). "Access to mortgage credit and housing price dynamics". *International Journal of Strategic Property Management*, 20(1), 64-76.
<https://doi.org/10.3846/1648715X.2015.1103802>
- Eerola, E. & Määttänen, N. (2018). "Borrowing constraints and housing market liquidity". *Review of Economic Dynamics*, 27, 184-204.
<https://doi.org/10.1016/j.red.2017.07.003>
- Farahani fard, S.; Adeli, O.; Fathi, M. R. & Gholipour, F. (2021). "Econometric Analysis of the Impact of Mortgage Bank Facility Payments on the Housing Sector's Value Added". *Commercial Surveys*, 19(107), 63-76. [In Persian].
<https://doi.org/10.22034/bs.2021.246802>
- Favilukis, J.; Ludvigson, S. & Nieuwerburgh, S. V. (2017). "Macroeconomic implications of housing wealth, housing finance, and limited risk-sharing in general equilibrium". *Journal of Political Economy*, 125(1), 140-223.
<https://doi.org/10.1086/689606>
- Golizadeh, A. A. & Bakhtearipoor, S. (2012). "The effect of credit on housing prices in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 1(3), 159-179. [In Persian].
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1391.1.3.7.3>
- Griffina, J. M.; Kruger, S. & Maturana, G. (2021). "What drove the 2003-2006 house price boom and subsequent collapse? Disentangling competing explanations". *Journal of Financial Economics*, 141(3), 1007-1035.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.06.014>
- Habanabakize, T. & Dickason, Z. (2022). "Political risk and macroeconomic effect of housing prices in South Africa". *Cogent Economics and Finance*, 10(1), 2054525.
<https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2054525>

- Hansen, B. E. (1999). "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference". *Journal of Econometrics*, 93, 345–368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- Hansen, B. E. (2000). "Sample splitting and threshold estimation". *Econometrica*, 68, 575–603. <https://doi.org/10.1111/ecta.2000.68.issue-3>
- Hirata, H.; Ayhan Kose, M.; Otrok, C. & Terrones, M. (2013). "Global House Price Fluctuations: Synchronization and Determinants". *IMF Working Paper*, WP/13/38. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1338.pdf>
- Hojjat, S.; Mehrara, M. & Taiebnia, A. (2021). "The Impact of Monetary and Fiscal Policies on Bubbles in the Real Estate Sector of the Iranian Economy: An Agent-Based Approach". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 56(2), 257-289. [In Persian]. <https://doi.org/10.22059/jte.2021.330940.1008547>
- Huang, X.; Jin, T. & Zhang, J. (2021). "Monetary policy, hot money and housing price growth across Chinese cities". *Applied Economics*, 53(59), 6855-6877. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1949433>
- Katrakilidis, C. & Trachanas, E. (2012). "What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration". *Economic Modelling*, 29(4), 1064-1069. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.03.029>
- Leamer, E. (2007). "Housing Is the Business Cycle". *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 13428. <https://www.nber.org/papers/w13428>
- Liu, F.; Honghao Ren, H. & Liu, C. (2019). "Housing price fluctuations and financial risk transmission: a spatial economic model". *Applied Economics*, 51(53), 5767-5780. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1619025>
- Ma, Y. C.; Cheung, E. C. & Lo, R. (2024). "A subsidised housing price indicator for Hong Kong". *Economic and Political Studies*, <https://doi.org/10.1080/20954816.2024.2356271>
- Mahalik, M. K. & Mallick, H. (2015). "What Causes Asset Price Bubble in an Emerging Economy? Some Empirical Evidence in the Housing Sector of India". *International Economic Journal*, 25(2), 215-237. <https://doi.org/10.1080/10168737.2011.586806>
- Mahmoudinia, D. & Mostolizadeh, S. M. (2023). "(A) symmetric interaction between house prices, stock market and exchange rates using linear and nonlinear approach: the case of Iran". *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 16(4), 648-671. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-01-2022-0008>

- McDonald, J. & Stokes, H. (2013). "Monetary Policy and the Housing Bubble". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 46 (3), 437–451.
<https://doi.org/10.1007/s11146-011-9329-9>
- Mian, A. & Sufi, A. (2009). "The consequences of mortgage credit expansion: Evidence from the U.S. mortgage default crisis". *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1449–1496. <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.4.1449>
- Nneji, O.; Brooks, C. & Ward, C. (2013). "House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes". *Economic Modelling*, 32, 172–178.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.007>
- Sakuragawa, M.; Tobe, S. & Zhou, M. (2021). "Chinese housing market and bank credit". *Journal of Asian Economics*, 76, 101361. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2021.101361>
- Shabanpour, Z.; Shokrgozar, A. & Jafari Mehrabadi, M. (2019). "Factors Affecting the Prices of Housing (A Case Study of Rasht)". *Environmental Based Territorial Planning (Amayesh)*, 12(46), 63-82. [In Persian].
https://journals.iau.ir/article_669513.html
- Shrawan, A. & Dubey, A. (2021). "Technology intensive trade and business cycle synchronisation: Evidence from a panel threshold regression model for India". *The Journal of International Trade and Economic Development*, 30(6), 906-929.
<https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1918224>
- Statistical Yearbook of Iran. (2022). *Statistical Center of Iran*. [In Persian].
<https://amar.org.ir/Portals/0/Articles/yearbook-1401.pdf>
- Tajik, M.; Aliakbari, S.; Ghahia, T. & Kaffash, T. (2015). "House prices and credit risk: Evidence from the United States". *Economic Modelling*, 51, 123-135.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.08.006>
- Tsai, I. C. (2013). "The Asymmetric Impacts of Monetary Policy on Housing Prices: A Viewpoint of Housing Price Rigidity". *Economic Modelling*, 31, 405–413.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.12.01>
- Tunc, C. (2020). "The Effect of Credit Supply on House Prices: Evidence from Turkey". *Housing Policy Debate*, 3(2), 228-242.
<https://doi.org/10.1080/10511482.2019.1661266>
- Xu, X. E. & Chen, T. (2012). "The Effect of Monetary Policy on Real Estate Price Growth in China". *Pacific-Basin Finance Journal*, 20 (1), 62–77.
<https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2011.08.001>

- Yu, S. & Zhang, L. (2019). "The Impact of Monetary Policy and Housing Purchase Restrictions on Housing Prices in China". *International Economic Journal*, 33(2), 286-309. <https://doi.org/10.1080/10168737.2019.1610901>
- Zali, S.; Pahlavani, P. & Bigdeli, B. (2024). "Forecasting the price of residential units in District 5 of Tehran Municipality, considering the fluctuations of the currency market". *Town and Country Planning*, 16(1), 37-50. [In Persian]. <https://doi.org/10.22059/jtcp.2023.358484.670388>

