

The Impact of Housing Price Volatility on Economic Growth and Stability

Noushin Ahmadi Bani ¹, Shekoofeh Farahmand ²  ² Rozita Moayedfar ³

1. M.A. Graduate, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: nushin.ahmadi077@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding author). Email: sh.farahmand@ase.ui.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

Abstract

Housing is one of the key sectors of the economy that, beyond fulfilling the need for shelter, serves as a durable asset and a store of wealth. Due to its medium- and long-term combination of risk and return, housing has become an attractive investment—particularly in developing countries—often substituting for other asset classes. This dynamic has driven rising housing prices and intensified price volatility. Economic growth and stability, as major macroeconomic indicators, are highly sensitive to such fluctuations. This study investigates the effects of housing price volatility and the asymmetric impact of positive and negative price shocks on economic growth and stability across Iranian provinces over 2005–2021. The Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS) estimator was employed to assess the impact of housing price changes on economic growth, while the Fixed Effects (FE), PDOLS, and Pooled Mean Group (PMG) estimators were used to examine their effects on output volatility, as a proxy for economic instability. The results reveal that housing price increases have a significant positive impact on economic growth, whereas price declines exert a stronger negative effect—highlighting the asymmetric nature of the impacts of housing price shocks. Moreover, housing price volatility amplifies output volatility, thereby undermining economic stability. These findings confirm the central role of the housing market in Iran's economy and underscore the need for proactive, evidence-based policies to mitigate housing market fluctuations and enhance macroeconomic resilience.

Article information

Review History:

Received: aug. 07, 2025
Revised: oct. 19, 2025
Accepted: nov. 19, 2025
Published online: apr. 28, 2026

Keywords:

Housing Prices
Economic Stability
Economic Growth
Business Cycle Volatility

JEL Classification:

R31, E32, E63, O40

Corresponding Author:

sh.farahmand@ase.ui.ac.ir



Purpose/Aims:

The housing sector is a vital component of national economies, particularly in developing countries, where it often functions as both shelter and investment. In Iran, housing is perceived as a relatively secure asset due to underdeveloped financial markets and persistent inflation. This perception fuels continuous demand and contributes to housing price increases and volatility. These dynamics carry broader macroeconomic consequences. Housing markets are closely linked to consumption, investment, credit access, and employment. Thus, fluctuations in housing prices may significantly influence economic growth and stability. While many studies have addressed the relationship between housing prices and growth, less attention has been paid to the asymmetric effects of price increases and decreases, or to the role of housing price volatility in shaping economic stability. This study aims to fill that gap by investigating the effects of housing price changes and volatility on provincial economic growth and stability in Iran from 2005 to 2021. It particularly explores whether the effects of price increases differ from those of price decreases and examines how volatility in housing prices contributes to macroeconomic instability.

Methodology & Framework:

The study employs provincial panel data for 31 provinces in Iran from 2005 to 2021. Economic growth (measured by changes in real GDP) and economic stability (measured by output volatility) are used as the two dependent variables. The main independent variables are housing price growth and housing price volatility. Additional explanatory variables include population growth rate, labor force participation rate, and government expenditure, which are included to control for macroeconomic conditions at the provincial level. To estimate the long-run effects of housing price changes on economic growth, the Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS) method is used, which accounts for cointegration and dynamic relationships between variables. In addition, to evaluate the effect of housing price volatility on economic instability, the study applies three econometric techniques for robustness: Fixed Effects (FE), PDOLS, and Pooled Mean Group (PMG). To explore asymmetry, housing price changes are divided into positive and negative movements, allowing for the estimation of their separate impacts on growth. This enables the identification of whether the economy responds differently to housing booms and busts.

Findings:

The results indicate that housing price changes have a positive and statistically significant impact on economic growth in Iranian provinces. This confirms the role of housing as a stimulus for economic activity through wealth generation and enhanced access to credit, which leads to greater consumption and investment. However, the analysis reveals an asymmetric relationship: while positive changes in housing prices stimulate economic growth, negative changes (i.e., price declines) have a stronger and more harmful effect. This suggests that downturns in the housing market can lead to sharp reductions in household wealth perception and investment confidence, resulting in more pronounced slowdowns in economic

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.3, 2026, pp:261 -287

activity. In terms of economic stability, the study finds that housing price volatility increases output volatility, indicating a destabilizing effect. Provinces that experience greater fluctuations in housing prices are also more exposed to economic uncertainty and instability. This is particularly significant in Iran, where the housing and construction sector constitutes a considerable share of GDP and employment. Price volatility disrupts investment planning and leads to uncertainty in the broader economy, affecting both producers and consumers. Other findings show that labor force participation has a dual role: it supports economic growth and simultaneously helps reduce instability. Conversely, higher population growth and increased government expenditure are found to reduce growth and contribute to economic instability at the provincial level.

Discussion:

The results reveal the dual role of housing prices in Iran's economy. While rising housing prices support economic growth through higher consumption and investment, price volatility and downturns generate significant macroeconomic risks. The analysis confirms an apparent asymmetric effect: negative housing price shocks have a more substantial adverse impact on economic growth than the positive effects of price increases. Moreover, housing price volatility amplifies output volatility, suggesting that fluctuations in the housing market are a key source of economic instability. These findings highlight the central role of housing markets in shaping both growth and stability in a developing-country context.

Conclusion & Implications:

This study concludes that housing price dynamics are a critical determinant of economic performance in Iran. Policies should therefore focus on mitigating housing market volatility and limiting the adverse effects of price declines. Targeted support for housing supply, regulation of speculative demand, improved land management, and coordination between housing and macroeconomic policies are essential to enhance stability. Stabilizing the currency and managing inflation expectations can further reduce the risk of housing bubbles. Overall, incorporating housing market dynamics into regional and national development strategies is crucial for achieving sustainable and stable economic growth.

تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر رشد و ثبات اقتصادی

نوشین احمدی بنی^۱، شکوفه فرهمند^۲ , رزیتا مؤیدفر^۳

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
nushin.ahmadi077@gmail.com

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:

دریافت: ۱۴۰۴/۵/۱۶

بازنگری: ۱۴۰۴/۷/۲۷

پذیرش: ۱۴۰۴/۸/۲۸

انتشار آنلاین: ۱۴۰۵/۲/۸

کلمات کلیدی:

ثبات اقتصادی

رشد اقتصادی

قیمت مسکن

نوسان ادواری

طبقه‌بندی JEL:

R31, E32, E63, O40

نویسنده مسئول:

sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

مسکن یکی از بخش‌های کلیدی اقتصاد است که علاوه بر تأمین نیاز به سرپناه، به‌دلیل دوام، قابلیت ذخیره‌سازی ثروت و ترکیب ریسک و بازدهی در میان‌مدت و بلندمدت، به‌عنوان دارایی، مورد توجه سرمایه‌گذاران - به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه - قرار گرفته و گاه جایگزین سایر دارایی‌ها بوده و نیز، موجب افزایش قیمت مسکن و نوسانات آن شده است. رشد و ثبات اقتصادی، از متغیرهای کلان مهمی هستند که از تغییرات قیمت مسکن تأثیر می‌پذیرند. هدف از این پژوهش، بررسی اثر نوسانات قیمت مسکن و نامتقارن بودن اثر شوک‌های مثبت و منفی آن بر رشد و ثبات اقتصادی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ است. برای تحلیل اثر نوسانات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی، از روش حداقل مربعات پویای تابلوبی (PDOLS) و برای بررسی تأثیر آن بر نوسان تولید، به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، از روش‌های اثرات ثابت (FE)، PDOLS و میانگین گروهی تجمیعی (PMG) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت مسکن، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد، درحالی‌که کاهش قیمت‌ها، اثر منفی شدیدی بر رشد داشته و بیانگر اثر نامتقارن شوک‌های قیمت مسکن است. همچنین، نوسانات قیمت مسکن، موجب افزایش نوسانات تولید و بی‌ثباتی اقتصادی می‌شود. این یافته‌ها، نقش محوری بازار مسکن در اقتصاد ایران را تأیید کرده و بر ضرورت سیاست‌گذاری فعال برای مهار نوسانات و تقویت ثبات اقتصادی تأکید دارند.

۱. مقدمه

مسکن به‌عنوان یکی از نیازهای اساسی خانوار، نه‌تنها نقش حیاتی در تأمین سرپناه ایفا می‌کند، بلکه به‌دلیل ویژگی‌هایی چون غیرمنقول بودن، دوام بالا و ناهمگنی، به‌عنوان یکی از دارایی‌های مهم در سبد سرمایه‌گذاری خانوارها محسوب می‌شود. این دارایی، علاوه بر ارزش اقتصادی، با ایجاد اشتغال و افزایش ارزش افزوده، تأثیر قابل‌توجهی بر اقتصاد کلان دارد.

در ایران، به‌عنوان کشوری در حال توسعه، مسکن به دلیل بازدهی بالاتر نسبت به ریسک آن، سهم چشمگیری در ترکیب دارایی‌های خانوارها به خود اختصاص داده است (قلی‌زاده و صمدی‌پور، ۱۴۰۰). از این رو، تحلیل ارتباط نوسانات قیمت مسکن با اهداف کلان اقتصادی، نظیر دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، از اهمیت بسزایی برخوردار است.

نتایج پژوهش‌ها نشان داده‌اند که نوسانات بازار مسکن می‌تواند از طریق کانال‌های متعددی بر رشد اقتصادی اثر بگذارد. این کانال‌ها شامل اثر درآمدی (تأثیر قیمت مسکن بر مصرف و ثروت خانوارها)، اثر وثیقه‌ای (تأمین مالی از طریق وام با پشتوانه مسکن)، اثر بر رشد (افزایش ارزش افزوده بخش خدمات)، تشدید نوسانات ادواری، و تأثیر بر مزیت نسبی اقتصاد است (میلر و همکاران، ۲۰۱۱؛ الف؛ قلی‌زاده و صمدی‌پور، ۱۴۰۰؛ کرمی تیلکو، ۱۳۹۷). به‌عنوان مثال، بر اساس نظریه درآمد دائمی فریدمن، افزایش غیرمنتظره قیمت مسکن با بالا بردن ثروت انتظاری مالکان، مصرف را تقویت کرده و در نهایت، بر عرضه و تقاضا در بازار کالا و رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (آئوکی و همکاران، ۲۰۰۴). همچنین، اثر وثیقه‌ای با تسهیل دسترسی به منابع مالی، مصرف واقعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (لی و یائو، ۲۰۰۷). از سوی دیگر، افزایش قیمت مسکن می‌تواند با بالا بردن هزینه‌های تولید و اجاره، مزیت نسبی کالاهای داخلی را کاهش داده و نوسانات ادواری اقتصاد را تشدید کند (گوگر و اسنایدن، ۲۰۰۳).

در شرایط رونق بازار مسکن، تمایل بانک‌ها به اعطای وام به توسعه‌دهندگان املاک می‌تواند تخصیص بهینه سرمایه را مختل کرده و رشد اقتصادی بلندمدت را تضعیف کند (چاکرابورتی و همکاران، ۲۰۱۸). افزون بر این، ثبات اقتصادی به‌عنوان یکی از ارکان اصلی توسعه، تحت تأثیر معیارهایی چون تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ اشتغال و شاخص قیمت مصرف‌کننده قرار دارد که

1. Miller et al. (2011a).
2. Aoki et al. (2004).
3. Li & Yao (2007).
4. Gauger & Snyder (2003).
5. Chakraborty et al. (2018).

همگی به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم با بازار مسکن در ارتباط‌اند (پیسیکولی، ۲۰۲۳؛ ژو و لیو، ۲۰۲۳).

در ایران، تورم بالا به‌عنوان یکی از تهدیدهای اصلی ثبات اقتصادی، با افزایش هزینه‌های ساخت و دستمزد، قیمت مسکن را تحت فشار قرار داده و چرخه‌ای از بی‌ثباتی را تقویت می‌کند (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۸).

از منظر کاربردی، اهمیت مطالعه این موضوع در ایران، به تحولات دهه ۹۰ بازار مسکن بازمی‌گردد که آثار آن از سال ۱۳۹۶ مشهود شد و در پاییز ۱۳۹۹ با رکود عمیق و تورم بی‌سابقه در بخش تقاضا، به نقطه اوج رسید. صنعت ساختمان، که حدود ۸ درصد از تولید ناخالص ملی و ۱۰ تا ۱۶ درصد از اشتغال کشور را تأمین می‌کند، در سال ۱۴۰۱ تحت تأثیر تغییرات اقتصادی، از جمله نوسانات نرخ ارز و افزایش قیمت مصالح، با بی‌ثباتی‌هایی مواجه شد (گزارش بخش مسکن و شهرسازی وزارت راه، ۱۴۰۲). با وجود بهبود نسبی معاملات در سال ۱۴۰۰، به دلیل ورود سرمایه‌های سرگردان، کاهش قدرت خرید مردم و تغییر نوع تقاضا به سمت سرمایه‌گذاری یا ارتقاء ملک، تقاضای مصرف‌کننده را تضعیف کرد. این روند، همراه با مقاومت مالکان در برابر کاهش قیمت‌ها و مهاجرت تقاضا به مناطق اطراف کلان‌شهرها، نشان‌دهنده پیچیدگی‌های بازار مسکن در ایران است.

ثبات اقتصادی، هدفی کلیدی برای دولت‌ها است که با رشد اقتصادی پایدار و کاهش نارضایتی عمومی همراه است. با این حال، تلاش برای حفظ این ثبات، اغلب به تورم بالاتر منجر می‌شود که خود بازار مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کرمی تیلکو، ۱۳۹۷). قیمت مسکن می‌تواند به‌عنوان اهرمی در سیاست‌گذاری عمل کرده و برنامه‌ریزان را در پیش‌بینی وضعیت اقتصادی یاری دهد. نکته مهم تفاوت و عدم تقارن در رفتار و تأثیر در تغییرات و نوسان قیمت مسکن به هنگام افزایش و کاهش قیمت است (حکمت و همکاران، ۱۴۰۰).

با وجود مطالعات متعدد درباره اثر بازار مسکن بر متغیرهای کلان اقتصادی، اغلب پژوهش‌ها تنها به بررسی رابطه بین قیمت مسکن و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و کمتر به تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی و نقش نوسانات قیمت مسکن بر ثبات اقتصادی توجه شده است. نوآوری پژوهش حاضر در سه بعد اصلی قابل توجه است: نخست، این پژوهش برای نخستین‌بار به تحلیل همزمان اثر تغییرات و نوسانات قیمت مسکن بر دو شاخص کلیدی رشد و ثبات اقتصادی استان‌های ایران می‌پردازد؛ دوم، برخلاف مطالعات پیشین، اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی قیمت مسکن را در چهارچوب داده‌های تابلویی منطقه‌ای بررسی می‌کند؛ سوم، با اتکا به داده‌های واقعی استانی و ترکیب روش‌های

پیشرفته PDOLS و PMG، شواهدی تجربی در سطح منطقه‌ای برای تحلیل پویایی اقتصاد مسکن ایران ارائه می‌دهد.

بر این اساس، این پژوهش تصویری تازه و بومی از پیوند بازار مسکن با رشد و ثبات اقتصادی کشور ترسیم می‌کند. از این رو، این پژوهش با هدف پاسخ به پرسش‌های: «تأثیر تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی چیست؟» و «نوسانات قیمت مسکن چگونه بر ثبات اقتصادی اثر می‌گذارد؟»، به تحلیل این روابط می‌پردازد. در بررسی‌های انجام شده، پژوهش مشابهی جهت بررسی تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر رشد و ثبات اقتصادی برای استان‌های ایران یافت نشد.

در ادامه، ابتدا پیشینه پژوهش‌های مرتبط بررسی شده و به دنبال آن، مبانی نظری تأثیر قیمت مسکن بر رشد و ثبات اقتصادی تشریح می‌شود. سپس روش‌شناسی پژوهش، شامل داده‌ها و مدل‌های مورد استفاده، ارائه می‌گردد. در بخش نتایج، یافته‌های تجربی تحلیل شده و در نهایت، بحث و نتیجه‌گیری همراه با پیشنهادها و سیاستی و محدودیت‌های پژوهش ارائه خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

۲-۱. مطالعات داخلی

پژوهش قلی‌زاده و صمدی‌پور (۱۴۰۳)، با تمرکز بر نقش میانجی‌گری اقتصاد رفتاری مسکن بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۹:۱، از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) بهره می‌برد. یافته‌ها نشان داد که توابع قیمت مسکن و رشد اقتصادی، دارای دو رژیم حدی با سطوح آستانه مشخص هستند؛ آستانه رفتار تقلیدگونه برای قیمت مسکن ۰/۰۵۱ درصد و برای رشد اقتصادی ۰/۰۲۶۶ درصد تعیین شد. در تابع قیمت مسکن، رفتار تقلیدگونه در هر دو رژیم، اثر مثبت داشت که در رژیم دوم، قوی‌تر بود، در حالی که خوش‌بینی بیش از حد، تنها در رژیم دوم، تأثیر مثبت نشان داد. تابع رشد اقتصادی نیز نشان‌دهنده اثر منفی قیمت مسکن در هر دو رژیم بود که در رژیم دوم تشدید شد. آماره سوبل تأیید کرد که قیمت مسکن، نقش میانجی‌گری در انتقال اثر رفتار تقلیدگونه به رشد اقتصادی دارد، اما این نقش در مورد خوش‌بینی بیش از حد، دیده نشد.

در مطالعه‌ای توسط شاکری و باقرپور اسکویی (۱۴۰۱)، رابطه پویای قیمت زمین و مسکن با متغیرهای کلان اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۷۲:۱ تا ۱۴۰۰:۱۲ با رویکرد تبدیل موجک پیوسته بررسی شد. نتایج، حاکی از ارتباط دوسویه قیمت مسکن و زمین با نقدینگی در کوتاه‌مدت (چرخه ۱۲ ماهه) و رابطه علی مستقیم از نقدینگی به قیمت‌ها در بلندمدت بود. همچنین، رابطه علی معکوس از قیمت مسکن و زمین، به رشد اقتصادی در بلندمدت مشاهده شد، و افزایش نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، منجر به رشد بیشتر شاخص قیمت مسکن نسبت به شاخص قیمت کل شد.

قلی‌زاده و صمدی‌پور (۱۴۰۰)، با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پانل، رابطه بین شوک سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و قیمت مسکن در استان‌های ایران طی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ را تحلیل کردند. افزایش سرمایه انسانی، تقاضا برای مسکن را بالا برده و قیمت‌ها را افزایش داد. همچنین، واکنش تولید به نوسانات سرمایه انسانی بیشتر از سایر متغیرها بوده، که نشان‌دهنده تأثیر مثبت رونق بازار مسکن بر اقتصاد است.

پژوهش قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸)، با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵، پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی را بررسی کردند. نتایج، نشان داد که قیمت مسکن به‌عنوان دارایی وثیقه‌ای، ارزش دارایی بنگاه‌ها را افزایش داده و به سرمایه‌گذاری آتی و رشد اقتصادی منجر شده است.

در تحقیقی توسط کرمی تیلکو (۱۳۹۷)، اثر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی ایران طی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ با الگوی ARDL سنجیده شد. قیمت مسکن در کوتاه‌مدت، اثر منفی و در بلندمدت، اثر مثبت داشت، اما نوسانات آن در هر دو بازه زمانی، اثر منفی بر رشد اقتصادی برجای گذاشت. همچنین، نادمی و خوچیانی (۱۳۹۶)، با روش همدوسی موجک طی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۴، رابطه بخش مسکن با متغیرهای کلان را تحلیل کردند. ارتباط معکوس قیمت مسکن و رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ و هم‌فاز بودن آن در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۵ گزارش شد، و شدت ارتباط قیمت زمین با رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۰ هم‌فاز و در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۲ غیرهم‌فاز بود.

۲-۲. مطالعات خارجی

تحلیل اسدوف و همکاران^۱ (۲۰۲۵) بر تأثیر قیمت مسکن بر ثبات اقتصادی ۱۷ کشور OECD طی ۱۹۷۰:۱ تا ۲۰۱۹:۴ با روش داده‌های تابلویی، نشان داد که تغییرات مثبت قیمت مسکن، اثر نامتقارن و مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما تغییرات منفی، دو برابر قوی‌تر هستند. نوسانات قیمت مسکن نیز نوسانات اقتصادی را تقویت کرد.

لی و لین^۲ (۲۰۲۲)، با مدل نسل‌های همپوشان و داده‌های تابلویی، اثر مالیات مسکن بر رشد اقتصادی و رفاه بین‌نسلی در چین طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۵ را بررسی کردند. نتایج، حاکی از رابطه مستقیم متغیرهای کلان با سرمایه‌گذاری مسکن و اهمیت تورم قیمت، تقاضا و سرمایه‌گذاری در رشد اقتصادی بود.

1. Asadov et al. (2025).

2. Li & Lin (2023).

آیزمن^۱ و همکاران (۲۰۱۹)، با روش خط مبنا طی دوره ۱۹۷۵:۱ تا ۲۰۱۳:۳، ارتباط قیمت مسکن و رشد اقتصادی را در ۱۹ کشور OECD و خارج از OECD تحلیل کردند. افزایش قیمت مسکن، رشد اقتصادی را بالا برد، اما واکنش به کاهش قیمت، غیرخطی و وابسته به ویژگی کشورها بود.

لین و همکاران^۲ (۲۰۱۹)، با مدل VAR طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۳ در تایوان، تأثیر قیمت مسکن بر مصرف و رشد اقتصادی را سنجیدند. افزایش قیمت، اثر منفی بر مصرف و رشد اقتصادی داشت که به اثر ازدحام نسبت داده شد.

همچنین، افشین و موحدی^۳ (۲۰۲۲)، با الگوی ARDL طی دوره ۲۰۱۱:۱ تا ۲۰۲۰:۴ در مالزی، ارتباط معنی‌دار قیمت مسکن و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت را تأیید کردند. کلارل^۴ (۲۰۱۶)، با رویکرد همبستگی موجک طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۱ در آمریکا، نشان داد که بخش مسکن در بحران‌ها، چرخه‌های تجاری را هدایت می‌کند، اما در رونق اقتصادی، تأثیر معناداری بر رشد ندارد.

سیمو-کنین و همکاران^۵ (۲۰۱۲)، با رگرسیون SUR طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۶ در آفریقای جنوبی، اثر کانال ثروت در سطح کل و کانال وثیقه در سطح منطقه‌ای را بر رابطه قیمت مسکن و رشد اقتصادی برجسته دانستند.

همچنین، میلر و همکاران^۶ (۲۰۱۱)، با روش‌های OLS و CCE طی دوره ۱۹۸۰:۱ تا ۲۰۰۸:۲ در منطقه کلان‌شهر آمریکا، تأثیر قابل‌توجه تغییرات قیمت مسکن بر تولید ناخالص شهری را گزارش کردند، که در این مطالعه، اثر وثیقه‌ای سه برابر اثر ثروت برآورد شد. با مرور مطالعات داخلی و بین‌المللی، می‌توان دریافت که بیشتر پژوهش‌ها، یا بر تأثیر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی تمرکز داشته‌اند، یا رابطه آن را با نوسانات اقتصادی بدون لحاظ همزمان این دو بعد بررسی کرده‌اند. همچنین، در اغلب مطالعات پیشین، تحلیل به‌صورت خطی و متقارن بوده و کمتر به جنبه‌های نامتقارن تغییرات قیمت مسکن یا نقش نوسانات آن در بی‌ثباتی اقتصادی پرداخته شده است. از یک طرف، مطالعه داخلی که به هر دو جنبه پرداخته باشد، یافت نشد. از طرف دیگر، ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، از جمله جایگاه ویژه مسکن در سبد دارایی خانوارها، ناکارایی بازارهای

-
1. Aizenman et al. (2019).
 2. Lin et al. (2019).
 3. Afsheen & Mohd Diah (2022).
 4. Klarl (2016).
 5. Simo-Kengne et al. (2012).
 6. Miller et al. (2011b).

مالی و نقش مسکن به عنوان دارایی امن، موجب شده است که نتایج مطالعات بین‌المللی به‌طور کامل قابل تعمیم نباشد.

در پژوهش حاضر، با تحلیل همزمان اثرات سطح و نوسانات قیمت مسکن بر رشد و ثبات اقتصادی در سطح استان‌های ایران، و با تأکید بر اثرات نامتقارن، تلاش شده که این خلأ پوشش داده شود و تصویری دقیق‌تر از کارکرد بازار مسکن در اقتصاد ایران ارائه گردد.

۳. مبانی نظری

بازار مسکن به عنوان یکی از بخش‌های کلیدی اقتصاد، از طریق مکانیسم‌های گوناگونی بر رشد و ثبات اقتصادی اثرگذار است. این تأثیرات، ریشه در ویژگی‌های منحصر به فرد مسکن به عنوان دارایی غیرمنقول، بادوام و ناهمگن دارد که هم نیاز اساسی خانوارها را تأمین می‌کند و هم نقش سرمایه‌گذاری و وثیقه‌ای ایفا می‌نماید (کیس ۱ و همکاران، ۲۰۰۵؛ پشتونی‌زاده و فدائی‌مهر، ۱۳۹۹).

تأثیر تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی: از منظر نظری، تغییرات قیمت مسکن از طریق دو مکانیسم اصلی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند: اثر ثروت ۲ و اثر وثیقه‌ای ۳. اثر ثروت، بیان می‌دارد که افزایش قیمت مسکن، با بالا بردن ارزش دارایی‌های مالکان، حس ثروت انتظاری را تقویت کرده و مصرف خانوارها را افزایش می‌دهد، که این امر از طریق تقاضای کل به رشد تولید و اقتصاد منجر می‌شود (آئوکی و همکاران، ۲۰۰۴). اثر وثیقه‌ای نیز نشان می‌دهد که بالا رفتن ارزش مسکن، ظرفیت استقراض خانوارها و بنگاه‌ها را افزایش داده و با تسهیل دسترسی به اعتبار، سرمایه‌گذاری و مصرف واقعی را تحریک می‌کند (یاکوویلو ۴، ۲۰۰۵).

نتایج مطالعات نشان داده‌اند که این اثرات در اقتصادهای در حال توسعه، به دلیل وابستگی بیشتر به دارایی‌های ملکی و نبود بازارهای مالی پیشرفته، قوی‌تر هستند (اسدوف و همکاران، ۲۰۲۵). با این حال، کاهش قیمت مسکن، می‌تواند اثر معکوس داشته باشد و با کاهش حس ثروت، مصرف و سرمایه‌گذاری را محدود کرده و به رکود اقتصادی منجر شود (کمپبل و کوکوه، ۲۰۰۷).

اثر نامتقارن تغییرات قیمت مسکن: تغییرات قیمت مسکن به صورت نامتقارن بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند، به‌طوری‌که کاهش قیمت‌ها معمولاً تأثیر شدیدتری نسبت به افزایش آن‌ها دارد. این عدم تقارن، به اثر ثروت معکوس و محدودیت‌های مالی مرتبط است. کاهش قیمت مسکن با ایجاد حس کاهش ثروت، مصرف خانوارها را به‌طور قابل توجهی کاهش می‌دهد، در حالی که افزایش

1. Case et al. (2005).
2. Wealth Effect
3. Collateral Effect
4. Iacoviello (2005).
5. Campbell & Cocco (2007).

قیمت‌ها، اثر ملایم‌تری از طریق بهبود ظرفیت وثیقه‌گذاری دارد (سیمو-کنین و همکاران، ۲۰۱۲). در اقتصادهایی که با ناپایداری‌های کلان، مانند تورم مزمن یا نوسانات شدید ارزی مواجه‌اند، این عدم تقارن برجسته‌تر می‌شود، زیرا خانوارها به تغییرات منفی قیمت حساس‌تر هستند (اسدوف و همکاران، ۲۰۲۵).

تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر ثبات اقتصادی: نوسانات قیمت مسکن از طریق اثرگذاری بر سرمایه‌گذاری و انتظارات، ثبات اقتصادی را به چالش می‌کشد. افزایش نوسانات با تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان، بی‌ثباتی در عرضه و تقاضای کالاها و خدمات ایجاد، و نوسانات ادواری در تولید را تشدید می‌کند (گوگر و اسنایدر، ۲۰۰۳). در اقتصادهایی مانند ایران، که بخش مسکن نقش مهمی در تولید ناخالص داخلی و اشتغال دارد، این اثرات می‌توانند زنجیره‌ای از بی‌ثباتی‌ها را در سایر بخش‌های اقتصادی ایجاد کنند (پشوتنی‌زاده و فدائی‌مهر، ۱۳۹۹).

در کل، نتایج مطالعات نظری و تجربی نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن، می‌تواند از مسیر اثر ثروت و اثر وثیقه‌گذاری بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد (آئوکی و همکاران، ۲۰۰۴؛ یاکوویلو، ۲۰۰۵)، درحالی‌که نوسانات شدید قیمت مسکن از طریق انتقال شوک‌ها به بخش تولید و خدمات، موجب بی‌ثباتی اقتصادی می‌شود (گوگر و اسنایدر، ۲۰۰۳؛ آیزمن و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین، یافته‌های پژوهش اسدوف و همکاران (۲۰۲۵)، نشان داده است که اثر شوک‌های مثبت و منفی قیمت مسکن، نامتقارن است.

بر این اساس، مدل تجربی پژوهش حاضر با الهام از مبانی نظری و شواهد تجربی پیش‌گفته طراحی شده است تا به‌صورت همزمان، اثر نوسانات قیمت مسکن و عدم تقارن آن را بر رشد و ثبات اقتصادی استان‌های ایران بررسی کند.

۴. روش شناسی پژوهش

مدل تجربی این پژوهش، بر پای، سازوکارهای نظری مطرح شده در بخش مبانی نظری، شامل اثر ثروت و اثر وثیقه‌گذاری، و نیز یافته‌های پژوهش‌های پیشین درباره نامتقارن بودن اثر شوک‌های قیمت مسکن (اسدوف و همکاران، ۲۰۲۵)، طراحی شده است. بر همین اساس، در این بخش، روابط تجربی مربوط به رشد و ثبات اقتصادی استان‌های ایران بر حسب تغییرات و نوسانات قیمت مسکن برآورد می‌شود. برای دستیابی به هدف اول پژوهش، یعنی تحلیل اثر تغییرات و نوسانات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی استان‌های ایران و بررسی تقارن یا عدم تقارن این اثر، از الگوی پیشنهادی اسدوف و همکاران (۲۰۲۵) استفاده شده است. ساختار الگو به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 HPR_{it} + \beta_2 |HPR_{it}| \times ND_{it} + \beta_3 VolY_{it} + \beta_4 POP_{it} + \beta_5 PART_{it} + \beta_6 GOV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در این الگو، Y_{it} متغیر وابسته (رشد اقتصادی) است، و متغیرهای مستقل اصلی عبارتند از: HPR_{it} تغییرات قیمت مسکن، $VolY_{it}$ نوسان تولید، و ND_{it} متغیر مجازی تغییرات منفی قیمت مسکن.

همچنین، متغیرهای کنترلی نیز به شرح زیر هستند: POP_{it} رشد جمعیت، $PART_{it}$ نرخ مشارکت نیروی کار، و GOV_{it} مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی است. زیرنویس‌های α و نیز به ترتیب، نشانگر مقطع (استان) و دوره زمانی می‌باشند.

در الگوی (۱)، انتظار می‌رود ضریب متغیر تغییرات قیمت مسکن (HPR_{it}) مثبت باشد؛ زیرا افزایش تغییرات قیمت مسکن باید به‌طور مثبت رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. این الگو ND_{it} را با مقدار مطلق HPR_{it} در تعامل قرار می‌دهد تا اثر نامتقارن تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی را امکان‌پذیر سازد. ضریب مربوط به متغیر تعاملی $|HPR_{it}| \times ND_{it}$ هرگونه عدم تقارن در تأثیر تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. از آنجایی که ND_{it} برای تغییرات منفی قیمت مسکن است، مقدار $|HPR_{it}| \times ND_{it}$ مثبت و غیرصفر است، بنابراین کل تأثیر منفی HPR_{it} بر رشد برابر با $\beta_1 - \beta_2$ و تأثیر مثبت آن برابر با β_1 خواهد بود. در نتیجه، β_2 منفی نشان می‌دهد که تأثیر تغییر منفی HPR_{it} بر رشد اقتصادی قوی‌تر از تأثیر تغییر مثبت آن است. در مقابل، ارزش مثبت ضریب $|HPR_{it}| \times ND_{it}$ ، نشان‌دهنده تأثیر قوی‌تر تغییرات مثبت قیمت مسکن می‌باشد. با این حال، اگر ضریب $|HPR_{it}| \times ND_{it}$ ناچیز باشد، نشان می‌دهد که تأثیر تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی متقارن است. در نهایت، انتظار می‌رود ضریب اثرگذاری نوسان تولید بر رشد اقتصادی، منفی باشد؛ زیرا افزایش نوسانات تولید عموماً با کاهش رشد اقتصادی همراه است. بسیاری از مطالعات رابطه معکوس بین نوسانات تولید و رشد اقتصادی بلندمدت را نشان می‌دهند (هاناتکوفسکا و لویازا، ۲۰۰۳).

برای دستیابی به هدف دیگر پژوهش، به تحلیل اثر تغییرات و نوسانات قیمت مسکن بر ثبات اقتصادی به پیروی از مدل نوسان خروجی اسدوف و همکاران (۲۰۲۵) و کیوریچ و پوگ (۲۰۱۳)، با استفاده از الگوی زیر می‌پردازیم:

$$VolY_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VolHPR_{it} + \alpha_2 POP_{it} + \alpha_3 PART_{it} + \alpha_4 GOV_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، $VolY_{it}$ متغیر وابسته، بیانگر نوسانات تولید است. متغیر مستقل اصلی $VolHPR_{it}$ است که بیانگر نوسانات قیمت مسکن شهری می‌باشد. در این الگو، انتظار بر آن است که ضریب متغیر نوسان قیمت مسکن، مثبت باشد؛ زیرا فرض می‌شود که نوسان قیمت مسکن، نوسانات تولید را تشدید می‌کند. بنابراین، تغییر در نوسانات قیمت مسکن، می‌تواند منجر به تغییر در

نوسانات تولید شود. شوک قیمت مسکن بر بسیاری از بخش‌ها از جمله املاک و مستغلات و ساخت و سازهای مسکونی تأثیر می‌گذارد و از آنجا که این اثرات در سایر بخش‌های اقتصاد منتشر می‌شود، نوسان تولید کل نیز افزایش خواهد یافت.

در مورد متغیر کنترلی رشد جمعیت، انتظار می‌رود که با افزایش جمعیت، تقاضا برای مسکن افزایش یابد و قیمت مسکن بر اثر فشار تقاضا بالا برود. در این صورت با توجه به اثر مثبت تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی، جمعیت نیز که به افزایش تغییرات قیمت مسکن کمک می‌کند، باید اثر مثبت بر رشد اقتصادی و اثر منفی بر بی‌ثباتی اقتصادی برجای بگذارد. اما با توجه به افزایش بار تکفل بر اثر افزایش جمعیت، قدرت خرید افراد کاهش می‌یابد و این موضوع بر تقاضای افراد در سایر بخش‌ها تأثیر منفی خواهد داشت و ممکن است به کاهش تولید و رشد اقتصادی و افزایش بی‌ثباتی اقتصادی منجر شود.

بدین ترتیب، نحوه اثرگذاری نرخ رشد جمعیت بر رشد و ثبات اقتصادی، مبهم است و نیاز به برآورد الگو برای تعیین این اثر می‌باشد. بر اساس انتظارات تئوریک، افزایش مشارکت نیروی کار به دلیل افزایش دادن یکی از مهم‌ترین عوامل تولید به افزایش تولید و در نتیجه، افزایش رشد اقتصادی می‌انجامد و بدین ترتیب، بر نوسان تولید در جهت بی‌ثباتی اقتصادی نیز اثر منفی خواهد داشت.

در رابطه با اثر مخارج دولت بر رشد و بی‌ثباتی اقتصادی نیز انتظار می‌رود، در صورتی که مخارج دولت در راستای سرمایه‌گذاری‌های عمرانی و زیرساختی باشد، به افزایش رشد و کاهش بی‌ثباتی اقتصادی بیانجامد. اما انجام مخارج دولتی در راستای مخارج جاری و غیرعمرانی، می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی و افزایش بی‌ثباتی اقتصادی منجر شود. بدین ترتیب، در مورد مخارج دولت نیز اثر مبهم است و باید الگوها برآورد شوند تا نتیجه مشخص شود.

جدول (۱) متغیرها، نحوه اندازه‌گیری و علامت انتظاری آن‌ها را به طور خلاصه نشان می‌دهد.

جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش

Table 1: Definition of Research Variables

نام متغیر	نماد متغیر	تعریف متغیر	مقیاس	منبع استخراج	تأثیر انتظاری
رشد اقتصادی	Y_{it}	اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی	درصد	مرکز آمار ایران	_____
نوسان تولید (بی‌ثباتی اقتصادی)	$VolY_{it}$	انحراف معیار رشد اقتصادی	میلیارد ریال	محاسبات پژوهشگران	اثر منفی بر رشد اقتصادی
تغییرات قیمت مسکن	HPR_{it}	اختلاف شاخص قیمت مسکن شهری در سال جاری نسبت به سال قبلی	درصد	وزارت راه و شهرسازی	اثر مثبت بر رشد اقتصادی
نوسانات قیمت مسکن	$VolHPR_{it}$	انحراف استاندارد تغییرات قیمت مسکن شهری	درصد	محاسبات پژوهشگران	اثر مثبت بر نوسان تولید (بی‌ثباتی اقتصادی)

نام متغیر	نماد متغیر	تعریف متغیر	مقیاس	منبع استخراج	تأثیر انتظاری
اثر نامتقارن تغییرات قیمت مسکن	$ HPR_{it} \times ND_{it}$	حاصل ضرب متغیر مجازی ND_{it} (برای تغییرات منفی قیمت مسکن یک و در غیر این صورت صفر)، در قدرمطلق تغییرات قیمت مسکن	درصد	محاسبات پژوهشگران	- اثر منفی بر رشد اقتصادی در صورت تأثیر قوی‌تر تغییرات منفی نسبت به تغییرات مثبت - اثر مثبت بر رشد اقتصادی در صورت قوی‌تر بودن تأثیر تغییرات مثبت - متقارن بودن اثر بر رشد اقتصادی در صورت ناچیز بودن مقدار ضریب
نرخ رشد جمعیت	POP_{it}	اختلاف لگاریتم تعداد جمعیت	درصد	مرکز آمار ایران	- اثر منفی بر رشد اقتصادی و اثر مثبت بر نوسان تولید (بی ثباتی اقتصادی) در حالت افزایش بار تکفل و کاهش قدرت خرید - اثر مثبت بر رشد اقتصادی و اثر منفی بر نوسان تولید (بی ثباتی اقتصادی) به دلیل افزایش تقاضا برای مسکن و در نتیجه، افزایش تغییرات قیمت مسکن
نرخ مشارکت نیروی کار	$PART_{it}$	نسبت تعداد نیروی کار به کل جمعیت	درصد	مرکز آمار ایران	- اثر مثبت بر رشد اقتصادی - اثر منفی بر نوسان تولید (بی ثباتی اقتصادی)
مخارج دولت	GOV_{it}	نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی	درصد	مرکز آمار ایران	- اثر مثبت بر رشد اقتصادی در صورت انجام مخارج در جهت مخارج عمرانی - اثر منفی بر رشد اقتصادی در صورت انجام مخارج جاری - اثر منفی بر نوسان تولید (بی ثباتی اقتصادی) در صورت انجام مخارج عمرانی - اثر مثبت بر نوسان تولید (بی ثباتی اقتصادی) در صورت انجام مخارج جاری

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه هدف پژوهش حاضر، تحلیل اثر تغییرات قیمت مسکن بر رشد اقتصادی و نوسانات تولید در استان‌های ایران است، قلمرو مکانی پژوهش شامل ۳۱ استان کشور ایران می‌باشد. قلمرو زمانی پژوهش نیز دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۴ با تواتر سالانه می‌باشد که کامل‌ترین داده‌ها و اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش در دسترس هستند.

در الگوی رشد اقتصادی تغییرات قیمت مسکن و نوسانات تولید، به عنوان متغیرهای مستقل اصلی و رشد جمعیت، نرخ مشارکت نیروی کار و مخارج دولت، به عنوان متغیرهای کنترل مورد استفاده واقع می‌شود. در الگوی ثبات اقتصادی نیز نوسان تولید، به عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و متغیرهای نوسان قیمت مسکن، به عنوان متغیر مستقل اصلی و رشد جمعیت، مشارکت نیروی کار و مخارج دولت، به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده می‌شوند.

با توجه به انجام پژوهش به صورت استانی، از روش داده‌های تابلویی برای انجام برآوردها استفاده می‌شود. بدین ترتیب، ابتدا با انجام آزمون وابستگی مقطعی، از وجود استقلال یا وابستگی بین استان‌ها اطمینان حاصل می‌شود و سپس براساس نتیجه آن، نوع آزمون مانایی تعیین می‌شود. چنانچه نتیجه

آزمون مانایی مبتنی بر مانا بودن متغیرها باشد، از روش داده‌های تابلویی اثرات ثابت یا تصادفی (براساس نتیجه آزمون هاسمن) استفاده می‌شود. چنانچه آزمون مانایی بیانگر نامانا بودن متغیرها و یا ترکیبی بودن درجه مانایی متغیرها باشد، در صورت تأیید وجود رابطه هم‌جمعی، می‌توان از یکی از روش‌های هم‌جمعی تابلویی همچون حداقل مربعات پویای تابلویی (PDOLS) ^۱ و میانگین جمعی گروهی (PMG) ^۲ استفاده کرد.

انتخاب روش‌های حداقل مربعات پویای تابلویی (PDOLS) و میانگین گروهی تجمیعی (PMG) در این پژوهش بر مبنای دو ملاحظه اصلی انجام شده است. نخست، با توجه به ویژگی‌های داده‌های استانی طی دوره‌ای نسبتاً بلندمدت، احتمال وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل و ناهمگونی بین استان‌ها مطرح است. روش PDOLS با افزودن وقفه‌ها و آینده‌نگرهای تفاضل متغیرهای توضیحی، ناهمسانی در درجات مانایی و سوگیری هم‌زمانی را تعدیل کرده و تخمین‌های سازگار و کارای ضرایب بلندمدت را ارائه می‌دهد؛ دوم، روش PMG با فرض همگرایی روابط بلندمدت و ناهمگنی پویایی‌های کوتاه‌مدت میان واحدهای مقطعی، امکان تحلیل تفاوت واکنش استان‌ها در برابر شوک‌های اقتصادی را فراهم می‌سازد. از این رو، استفاده از این دو روش نسبت به الگوهای رقیب مانند اثرات ثابت یا تصادفی، از مزیت‌هایی همچون انعطاف در برخورد با ناهمگونی، کاهش سوگیری ناشی از درونزایی متغیرها و امکان اعتبارسنجی روابط هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی برخوردار است.

۵. نتایج

۵-۱. تحلیل متغیرهای پژوهش

پیش از برآورد مدل‌های پژوهش، ضروری است که متغیرهای اصلی مورد استفاده به‌صورت توصیفی تحلیل شوند. آمار توصیفی می‌تواند تصویری کلی از ویژگی‌های متغیرها در دوره مورد بررسی ارائه دهد و درک بهتری از رفتار داده‌ها برای تفسیر نتایج مدل‌سازی فراهم سازد. جدول (۲) شامل شاخص‌های آماری متغیرهای اصلی پژوهش از جمله میانگین، انحراف معیار، کمترین و بیشترین مقدار در سطح استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ است.

رشد اقتصادی استان‌ها طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۰ به‌طور میانگین، ۲/۵۵ درصد بوده است. کمترین رشد اقتصادی مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد در سال ۱۳۹۸ با ۰/۵۲ درصد و بیشترین مربوط به استان اصفهان در سال ۱۳۹۰ با ۴۲/۰۴ درصد ثبت شده است. تغییرات قیمت مسکن به‌طور متوسط ۰/۶۳ درصد، و دارای نوسانات بالا بوده است؛ به‌طوری‌که کمترین مقدار ۵۷/۹۶- درصد در خراسان جنوبی (۱۳۸۶) و بیشترین ۲۹/۰۵ درصد در سمنان (۱۳۹۲) مشاهده شده است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

Table 2: Descriptive Statistics of Research Variables

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	نحوه اندازه گیری
رشد اقتصادی	Y_{it}	2/55	5/32	-0/52	42/04	درصد تغییرات تولید
تغییرات قیمت مسکن	HPR_{it}	0/63	12/42	-57/96	29/05	درصد تغییرات قیمت مسکن
نوسان تولید	$VolY_{it}$	11119/25	6170/25	408/89	43356	انحراف استاندارد تولید
نرخ رشد جمعیت	POP_{it}	1/23	0/67	-0/24	3/13	درصد تغییرات جمعیت
مشارکت نیروی کار	$PARTR_{it}$	38/79	3/92	26/60	50/70	نسبت نیروی کار به کل جمعیت
نوسان قیمت مسکن	$VolHPR_{it}$	1/01	0/79	0	3/74	انحراف استاندارد تغییرات قیمت مسکن
مخارج دولت	GOV_{it}	3/31	2/94	0/14	44/25	نسبت مخارج دولت به تولید

مأخذ: محاسبات پژوهش

نوسانات تولید ($VolY$) نیز به طور متوسط ۱۱۱۱۹/۲۵ میلیارد ریال بوده است. کمترین مقدار در فارس (۱۳۹۹) با ۴۰۸/۸۹ میلیارد ریال و بیشترین در تهران (۱۴۰۰) با ۴۳۳۵۶/۳۸ میلیارد ریال گزارش شده است. نرخ رشد جمعیت با میانگین ۱/۲۳ درصد نوساناتی داشته است؛ کمترین مقدار مربوط به قم در سال ۱۳۸۴ (۰/۲۴ درصد) و بیشترین در بوشهر در سال ۱۳۹۰ (۳/۱۳ درصد) بوده است. مشارکت نیروی کار در سطح استان‌ها به طور میانگین، ۳۸/۷۹ درصد داشته و بین ۲۶/۶۰ درصد در سیستان و بلوچستان (۱۳۹۰) تا ۵۰/۷۰ درصد در آذربایجان شرقی (۱۳۹۸) نوسان داشته است. نوسان قیمت مسکن به طور میانگین ۱/۰۱ درصد بوده است. کمینه مقدار این متغیر در برخی استان‌ها و سال‌ها برابر با صفر (برای مثال در آذربایجان شرقی طی سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴) و بیشترین مقدار ۳/۷۴ درصد در خراسان جنوبی (۱۳۸۶) و مرکزی (۱۳۹۶) مشاهده شده است. مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی به طور متوسط ۳/۳۱ درصد بوده است. کمترین مقدار ۰/۱۴ درصد در بوشهر (۱۴۰۰) و بیشترین مقدار ۴۴/۲۵ درصد در اصفهان (۱۳۸۴) گزارش شده است.

۲-۵. نتایج برآورد الگوهای پژوهش

برای بررسی پیش‌نیازهای تخمین الگوهای (۱) و (۲) در داده‌های تابلویی، ابتدا وابستگی مقطعی مورد آزمون قرار می‌گیرد و بر اساس آن، نوع آزمون مانایی انتخاب می‌شود. در داده‌های تابلویی در

صورت وجود وابستگی مقطعی باید از آزمون ریشه واحد پسران که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده، استفاده کرد (پسران، ۲۰۰۷).^۱ نتایج، نشان داد که فرضیه صفر (عدم وابستگی مقطعی) برای هر دو الگو رد نمی‌شود، بنابراین استقلال بین مقاطع (استان‌ها) تأیید می‌شود. شش روش برای آزمون‌های ریشه واحد با داده‌های تابلویی وجود دارد که عبارت‌اند از: آزمون LLC (لوین، لین و چو، ۲۰۰۲)، آزمون IPS (ایم، پسران و شین، ۲۰۰۳)، آزمون برتونگ (۲۰۰۰)، فیشر ADF و فیشر PP (مادالا و وو، ۱۹۹۹) و آزمون هاردی (۲۰۰۰).

لوین، لین و چو (۱۹۹۲)، نشان دادند در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه است. نتایج پژوهش‌ها نشان دادند به کارگیری آزمون دیکی-فولر، آزمون دیکی-فولر پیشرفته و آزمون فیلیپس-پرون، دارای قدرت آماری پایینی نسبت به آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی هستند. از این رو، با توجه به تأیید وابستگی مقطعی بین استان‌ها، در این مطالعه، از آزمون‌های مانایی LLC و IPS استفاده شد. نتایج آزمون مانایی LLC نشان می‌دهد که متغیرهای رشد اقتصادی، عدم تقارن قیمت مسکن، نوسان تولید، جمعیت، مشارکت نیروی کار، مخارج دولت و نوسان قیمت مسکن در سطح مانا هستند، اما متغیر تغییرات قیمت مسکن نامانا است. در آزمون IPS، متغیرهای رشد اقتصادی، تغییرات قیمت مسکن، عدم تقارن قیمت مسکن، مشارکت نیروی کار و مخارج دولت مانا، و متغیرهای نوسان تولید، جمعیت و نوسان قیمت مسکن، نامانا هستند. بنابراین، الگوی (۱) ترکیبی از متغیرهای مانا و نامانا و الگوی (۲) بر اساس LLC کاملاً مانا و بر اساس IPS ترکیبی از مانا و نامانا است.

با توجه به ترکیب متغیرهای مانا و نامانا و امکان بروز رگرسیون کاذب، آزمون هم‌جمعی کائو برای بررسی ارتباط هم‌جمعی میان متغیرها در داده‌های پانلی و بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها انجام شد. نتایج این آزمون فرضیه صفر (عدم وجود هم‌جمعی) را برای هر دو الگو، رد و وجود رابطه بلندمدت را تأیید نمود. بنابراین، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی برای برآورد الگوها بدون نگرانی از رگرسیون کاذب استفاده کرد.

۵-۲-۱. نتایج برآورد الگوی رشد اقتصادی

با توجه به الگوهای مشخص شده، با استفاده از رابطه (۱)، اثر تغییرات قیمت مسکن، نوسان تولید، رشد جمعیت، مشارکت نیروی کار، مخارج دولت بر رشد اقتصادی استان‌های ایران طی دوره زمانی

1. Pesaran (2007).
2. Levin, Lin & Chu (2002).
3. Im, Pesaran & Shin (2003).
4. Breitung (2000).
5. Maddala & Wu (1999).
6. Hadri (2000).

۱۴۰۰-۱۳۸۴ برآورد شده است. همان‌طور که در بخش قبلی بیان شد، متغیرها ترکیبی از مانا و نامانا هستند و وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای الگو تأیید شده است. در شرایطی که متغیرهای الگو ترکیبی از مانا و نامانا هستند و وجود رابطه هم‌جمعی تأیید شده است، استفاده از روش‌های برآورد هم‌جمعی، همچون حداقل مربعات پویای پانلی (PDOLS) و میانگین جمعی گروهی (PMG) امکان‌پذیر است. در این الگو، به دلیل مانا بودن متغیر وابسته، امکان برآورد به روش PMG فراهم نیست، اما می‌توان از روش حداقل مربعات پویا در داده‌های تابلویی (Panel DOLS – PDOLS) استفاده کرد.

نخستین بار روش DOLS توسط استاک و واتسون^۱ (۱۹۹۳)، برای داده‌های سری زمانی معرفی شد و سپس مارک و سول^۲ (۲۰۰۳)، آن را برای داده‌های پانلی توسعه دادند. این روش، یکی از رهیافت‌های هم‌انباشتگی است که امکان لحاظ کردن مرتبه‌های انتگرال‌گیری متفاوت میان متغیرها را در تخمین فراهم می‌کند. به عبارت دیگر، وقتی متغیرها ترکیبی از مانا و نامانا باشند، در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی میان آن‌ها، می‌توان از این روش برای تخمین الگو استفاده کرد. نتایج برآورد الگوی (۱) با استفاده از روش PDOLS در جدول (۳) ارائه شده است.

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از برآورد الگوی (۱)، حاکی از آن است که تغییرات قیمت مسکن، اثری مثبت به اندازه ۰/۰۳۸ بر رشد اقتصادی داشته است که با توجه به مقدار احتمال، این ضریب به لحاظ آماری معنادار است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران منجر به ۰/۰۳۸ درصد افزایش در رشد اقتصادی استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۴ شده است. نوسان تولید، اثری منفی به اندازه ۰/۰۱۲- بر رشد اقتصادی داشته است که با توجه به احتمال آماره محاسباتی، این ضریب در دوره زمانی مورد مطالعه، از نظر آماری معنادار نیست.

رشد جمعیت، اثری معنادار و منفی به اندازه ۰/۸۷۷- بر رشد اقتصادی استان‌های ایران داشته است. مشارکت نیروی کار، اثری مثبت به اندازه ۰/۰۲۶ بر رشد اقتصادی استان‌های ایران داشته است. ضریب برآوردی به لحاظ آماری معنادار است. از طرفی مخارج دولت، اثری منفی و معنادار به اندازه ۰/۱۹۱- بر رشد اقتصادی استان‌های ایران داشته است.

1. Stock, J. H., & Watson (1993).

2. Mark, N. C., & Sul, D. (2003).

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی رشد اقتصادی

Table 3: Estimation Results of the Economic Growth Model

متغیر وابسته: رشد اقتصادی Y_{it}					
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	احتمال آماره
تغییرات قیمت مسکن	HPR_{it}	0/038	0/002	16/70	0/036
عدم تقارن قیمت مسکن	$ HPR_{it} \times ND_{it}$	0/036	0/006	6/298	0/024
نوسان تولید	$VolY_{it}$	-0/012	0/009	-1/370	0/304
رشد جمعیت	POP_{it}	-0/877	0/066	-13/276	0/006
مشارکت نیروی کار	$PARTR_{it}$	0/026	0/006	4/476	0/046
مخارج دولت	GOV_{it}	-0/191	0/027	-6/920	0/020
$\bar{R}^2 = 0/94$			$R^2 = /99$		

مأخذ: محاسبات پژوهش

۲-۲-۵. نتایج برآورد الگوی بی‌ثباتی اقتصادی

در الگوی (۲)، اثر نوسان قیمت مسکن، جمعیت، مشارکت نیروی کار و مخارج دولت بر نوسان تولید که میزان بی‌ثباتی اقتصادی را اندازه‌گیری می‌کند، بررسی می‌شود. در این الگو، بر اساس آزمون مانایی LLC کلیه متغیرها اعم از وابسته و مستقل مانا هستند. بر این اساس، می‌توان از روش داده‌های تابلویی به برآورد الگو اقدام نمود؛ اما از آنجایی که بر اساس آزمون مانایی PS، برخی متغیرهای الگوی (۲) از جمله متغیر وابسته نامانا هستند و با توجه به اینکه وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای الگوی مذکور تأیید شده است، می‌توان از روش‌های حداقل مربعات پویای پانلی (PDOLS) و میانگین جمعی گروهی (PMG) نیز استفاده کرد. از این رو، الگوی (۲) به سه روش برآورد شده و نتایج آن با هم مقایسه می‌شود (جدول ۴).

جدول ۴: نتایج برآورد الگوی بی‌ثباتی به روش‌های Panel Data، PDOLS و PMG

Table 4: Estimation Results of the Instability Model Using Panel Data, PDOLS, and PMG Methods

نام متغیر	نماد متغیر	روش اثرات ثابت	روش PDOLS (وقفه پسین=۱ و وقفه پیشین=۱)	روش PMG (ARDL(1,2,2,2,2))
نوسان قیمت مسکن	$VolHPR_{it}$	0/010 (0/085)*	0/038 (0/032)**	0/029 (0/000)***
رشد جمعیت	POP_{it}	1/69 (۰/۰۰۰)***	2/34 (۰/۰۰۰)***	1/071 (۰/۰۰۶)***
مشارکت نیروی کار	$PARTR_{it}$	-0/031 (۰/۰۰۰)***	-0/039 (۰/۰۰۱)***	-0/042 (۰/۰۰۰)***

0/074 (0/000) ***	0/187 (0/000) ***	0/193 (0/000) ***	GOV_{it}	مخارج دولت
0/029 (0/008) ***	—	-0/006 (0/847)	C	عرض از مبدأ
ECM= -0/223 (0/000) ***	0/83	0/77	R^2	ضریب تعیین
	0/82	0/76	$\bar{R}^2$	ضریب تعیین تعدیل یافته
		48/99 (0/000) ***	آزمون F لیمر	آزمون‌های تشخیص
		16/80 (0/002) ***	آزمون هاسمن	

اعداد درون پرانتز بیانگر احتمال آماره هستند.

*, ** و *** به ترتیب، بیانگر معناداری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

در روش اول، ابتدا اقدام به انجام آزمون لیمر برای تشخیص داده‌های ترکیبی یا داده‌های تابلویی می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، مبتنی بر ترکیبی بودن داده‌های الگو است. در صورتی که نتیجه آزمون F لیمر، تابلویی بودن داده‌های مدل را تأیید کند، به انجام آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه مدل از نوع اثرات ثابت یا تصادفی است، اقدام می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن، مبتنی بر اثرات تصادفی بودن مدل است. با توجه به نتایج آزمون F لیمر، مدل از نوع داده‌های تابلویی است. احتمال آماره آزمون هاسمن نیز از ۰/۰۵ کمتر است، در نتیجه، فرضیه صفر مبنی بر اثرات تصادفی بودن مدل رد شده و مدل از نوع اثرات ثابت است. نتایج حاصل از برآورد الگو به روش اثرات ثابت، حاکی از آن است که نوسان قیمت مسکن بر بی‌ثباتی اقتصادی در استان‌های ایران طی دوره مورد مطالعه اثر مثبت به اندازه ۰/۰۱ داشته که با توجه به احتمال آماره این ضریب، ضریب مذکور از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. بدین ترتیب، افزایش یک درصدی نوسانات قیمت مسکن به افزایش ۰/۰۱ درصدی در بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران منجر شده است.

رشد جمعیت نیز اثری معنادار و مثبت و برابر با ۱/۶۹ بر بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران داشته است. از طرفی مشارکت نیروی کار، اثری منفی و برابر با -۰/۰۳۱ بر بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران داشته و این ضریب در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنادار می‌باشد. مخارج دولت نیز اثری مثبت و برابر با ۰/۱۹۳ بر بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران داشته و این ضریب نیز در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است.

نتایج روش‌های هم‌جمعی بر مبنای نتایج آزمون مانایی IPS انجام شده است. در برآورد الگوی (۲) به روش حداقل مربعات پویا (PDOLS) که با در نظر گرفتن یک وقفه پسین و یک وقفه پیشین انجام شد، نوسان قیمت مسکن بر بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران، اثر مثبت و برابر با ۰/۰۳۸ داشته است که با توجه به احتمال آماره، این ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

بدین ترتیب، یک درصد افزایش در نوسان قیمت مسکن، منجر به $0/038$ درصد افزایش در بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران شده است. بر اساس نتایج حاصل از این شیوه برآورد، رشد جمعیت و مخارج دولت، اثر مثبت به اندازه $2/34$ و $0/187$ بر بی‌ثباتی اقتصادی داشته‌اند که هر دو ضریب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هستند. مشارکت نیروی کار نیز اثری منفی و به لحاظ آماری معنادار به اندازه $0/039$ - بر بی‌ثباتی اقتصادی داشته است.

تعداد وقفه‌های بهینه در برآورد الگوی (۲) به روش میانگین جمعی گروهی (PMG) که با استفاده از معیار شوارتز تعیین شده است، حاکی از وجود یک وقفه بهینه برای متغیر وابسته بی‌ثباتی اقتصادی و ۲ وقفه بهینه برای متغیرهای مستقل می‌باشد. به عبارتی، الگوی $ARDL(1,2,2,2,2)$ برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو به روش PMG نیز از اثر مثبت نوسان قیمت مسکن بر بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران حکایت دارد که این اثر برابر با $0/029$ است و با توجه به احتمال آماره برآوردی، این ضریب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بر این اساس یک درصد افزایش در نوسان قیمت مسکن، منجر به $0/029$ درصد افزایش در بی‌ثباتی اقتصادی استان‌های ایران شده است.

همچنین رشد جمعیت و مخارج دولت، اثر معنادار آماری و مثبت به اندازه $1/07$ و $0/074$ بر بی‌ثباتی اقتصادی داشته‌اند. همچون برآوردهای قبلی، مشارکت نیروی کار نیز اثری معنادار منفی به اندازه $0/042$ - بر بی‌ثباتی اقتصادی داشته است. در روش PMG، ضریب تصحیح خطا برابر با $0/223$ - و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌باشد. این ضریب، نشان می‌دهد که در هر دوره، $22/3$ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تعدیل شده و به روند بلندمدت خود همگرا می‌شود.

۶. بحث

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن در دوره مورد بررسی، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌های ایران داشته است. این یافته با نتایج پژوهش‌های قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸)، کرمی تیلکو (۱۳۹۷)، اسدوف و همکاران (۲۰۲۵) و آیزمن و همکاران (۲۰۱۹) همخوان است. از منظر نظری، این اثر از طریق دو سازوکار اثر ثروت و اثر وثیقه‌گذاری، قابل تبیین است. افزایش قیمت مسکن، با تقویت ثروت انتظاری مالکان، منجر به افزایش مصرف خانوار و در نهایت، رشد اقتصادی از مسیر تقاضای کل می‌شود (آئوکی و همکاران، ۲۰۰۴). همچنین، افزایش ارزش مسکن به‌عنوان وثیقه، موجب بهبود دسترسی به اعتبار شده و سرمایه‌گذاری و مصرف را تقویت می‌کند (سیمو-کنگین و همکاران، ۲۰۱۲). در اقتصاد ایران، به‌دلیل ضعف بازارهای مالی رسمی، نقش مسکن به‌عنوان دارایی امن، پررنگ‌تر بوده و اثرگذاری آن بر متغیرهای کلان اقتصادی شدیدتر از بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته است.

همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن، اثر نامتقارن بر رشد اقتصادی دارد؛ به گونه‌ای که کاهش قیمت مسکن، اثر منفی شدیدتری نسبت به اثر مثبت افزایش قیمت دارد. این یافته نیز با نتایج پژوهش اسدوف و همکاران (۲۰۲۵)، سازگار بوده و می‌تواند از منظر نظری با اثر ثروت معکوس و محدودیت‌های اعتباری تبیین شود. کاهش قیمت مسکن با تضعیف حس ثروت، کاهش قابل ملاحظه‌ای در مصرف خانوارها ایجاد می‌کند (کمپبل و کوکو، ۲۰۰۷)، درحالی‌که افزایش قیمت، تنها به صورت ملایم از طریق بهبود توان وثیقه‌گذاری، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در شرایط تورم مزمن و بی‌ثباتی ارزی در اقتصاد ایران، حساسیت به کاهش قیمت‌ها، ضرورت تدوین سیاست‌های پیشگیرانه برای کنترل رکود ناشی از سقوط قیمت‌ها را برجسته می‌سازد.

یافته‌های این پژوهش همچنین نشان می‌دهد که نوسانات قیمت مسکن، اثر مثبت و معناداری بر نوسانات تولید داشته و به بی‌ثباتی اقتصادی دامن می‌زند. این نتیجه نیز مشابه با نتایج مطالعه اسدوف و همکاران (۲۰۲۵) بوده و از مسیر تأثیر مسکن بر سرمایه‌گذاری و بخش خدمات قابل تبیین است. نوسانات قیمت مسکن با تغییر انتظارات، موجب بی‌ثباتی در عرضه و تقاضای کالاها و خدمات شده و تولید را دچار نوسان می‌سازد (گوگر و اسنایدر، ۲۰۰۳). در شرایط ایران، که سهم صنعت ساختمان در تولید ناخالص داخلی حدود ۸ درصد و سهم آن از اشتغال میان ۱۰ تا ۱۶ درصد برآورد می‌شود (گزارش وزارت راه و شهرسازی، ۱۴۰۲)، این اثر، شدت بیشتری یافته و نوسانات بازار مسکن می‌تواند زنجیره‌ای از بی‌ثباتی در سایر بخش‌های اقتصادی ایجاد کند.

مقایسه با مطالعات پیشین، نشان‌دهنده همگرایی نتایج این مطالعه با ادبیات موجود است، اما ویژگی‌های خاص ایران، مانند وابستگی شدید به مسکن و نبود بازارهای مالی پیشرفته، این اثرات را متمایز می‌کند. برخلاف مطالعات قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸) و کرمی تیلکو (۱۳۹۷) که کمتر به اثر نامتقارن و نوسانات تولید پرداخته‌اند، این پژوهش با بررسی این ابعاد، درک جامع‌تری ارائه می‌دهد. این مطالعه نشان داد که تغییرات قیمت مسکن، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌های ایران دارد، اما اثر نامتقارن آن، به‌ویژه تأثیر شدیدتر کاهش قیمت‌ها، پیچیدگی‌های این رابطه را آشکار می‌کند. همچنین، نوسانات قیمت مسکن با تشدید نوسانات تولید، ثبات اقتصادی را تهدید می‌کند. این یافته‌ها نقش محوری بازار مسکن در اقتصاد ایران را تأیید کرده و بر ضرورت سیاست‌گذاری هوشمندانه تأکید دارند.

در پرتو یافته‌های این پژوهش، ضرورت دارد که سیاست‌گذاران با رویکردی فعال و مبتنی بر شواهد، در جهت کاهش نوسانات بازار مسکن گام بردارند. یکی از اولویت‌های اصلی، تقویت سمت عرضه از طریق افزایش انگیزه برای تولید مسکن مصرفی، به‌ویژه با حمایت هدفمند از سازندگان واقعی، کاهش هزینه‌های ساخت، و تسهیل فرایندهای صدور مجوز است. در کنار آن، باید تقاضای سرمایه‌ای مهار نشده که با هدف حفظ ارزش پول یا سفته‌بازی وارد بازار می‌شود، به سمت تقاضای

مصرفی واقعی هدایت شود؛ امری که از طریق ثبات در بازار ارز، توسعه بازارهای سرمایه‌ای جایگزین، و شفاف‌سازی معاملات مسکن امکان‌پذیر است.

هرچند در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱، تلاش‌هایی برای مدیریت نوسانات بازار از طریق اعطای وام‌های حمایتی، تعیین سقف اجاره‌بها، یا مالیات بر خانه‌های خالی انجام شد، اما شواهد نشان می‌دهد که این سیاست‌ها به دلیل ضعف در طراحی و اجرا، اثرگذاری محدودی داشته‌اند. این تجربه، بیش از آنکه اثربخشی تنظیم بازار را اثبات کند، بر لزوم بازنگری در ابزارهای سیاست‌گذاری و اتکای بیشتر بر راهکارهای ساختاری و بلندمدت تأکید دارد.

با این حال، مطالعه حاضر نیز با محدودیت‌هایی روبه‌رو است؛ از جمله تمرکز بر داده‌های استانی که تفاوت‌های درون‌استانی و شهری-روستایی را پوشش نمی‌دهد، و افق زمانی محدود داده‌ها که تحلیل‌های دوره‌ای و بلندمدت‌تر را امکان‌پذیر نمی‌سازد. همچنین، نبود اطلاعات تفصیلی درباره بازارهای مالی جایگزین، ارزیابی دقیق تعاملات میان بازار مسکن و سایر بازارها را دشوار کرده است. از این رو، پیشنهاد می‌شود که مطالعات آتی با بهره‌گیری از داده‌های منطقه‌ای در سطح خرد، روش‌های اقتصادسنجی پویا، و رویکردهای تلفیقی همچون اقتصاد رفتاری و مالی، چهارچوب جامع‌تری برای تحلیل نقش بازار مسکن در رشد و ثبات اقتصادی ایران فراهم آورند.

۷. نتیجه‌گیری

در مجموع، یافته‌های این پژوهش گویای آن است که بازار مسکن در اقتصاد ایران، نه تنها به‌عنوان یک بخش پیشران رشد، بلکه به‌عنوان منبع بالقوه بی‌ثباتی نیز عمل می‌کند. این نقش دوگانه، لزوم سیاست‌گذاری دقیق و چندبعدی را برجسته می‌سازد. سیاست‌های مسکن نباید صرفاً معطوف به تحریک ساخت‌وساز یا کنترل قیمت باشند، بلکه باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که ضمن حفظ نقش مثبت بخش مسکن در رشد اقتصادی، از تقویت چرخه‌های ناپایدار و نوسانات نامطلوب جلوگیری شود. در این راستا، اتخاذ رویکردهای ساختاری بلندمدت، اصلاح نهادهای بازار مسکن، و تقویت پیوندهای بین‌بخشی با بازارهای مالی و بازار کار، می‌تواند راهگشای ثبات اقتصادی پایدار باشد. این پژوهش با تمرکز بر پیامدهای کلان قیمت و نوسانات مسکن، چشم‌اندازی برای طراحی سیاست‌هایی ارائه می‌دهد که رشد اقتصادی را همراه با ثبات دنبال کنند.

سپاسگزاری‌ها

این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم نوشین احمدی‌بنی در رشته اقتصاد دانشگاه اصفهان است که با راهنمایی دکتر شکوفه فرمند و مشاوره دکتر رزیتا مؤیدفر انجام شده است. نویسندگان از حمایت علمی و همکاری دانشگاه اصفهان سپاسگزاری می‌کنند.

تأییدهای اخلاقی

این پژوهش با استفاده از داده‌های ثانویه انجام شده و هیچ‌گونه مداخله انسانی یا گردآوری داده‌های فردی در آن وجود ندارد. تمامی مراحل پژوهش مطابق با اصول اخلاق پژوهش و استانداردهای دانشگاه اصفهان انجام شده است.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافع مالی، شخصی یا نهادی در ارتباط با این پژوهش وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

نوشین احمدی‌بنی: ۵۰ درصد. شکوفه فرهمند: ۴۰ درصد. رزیتا مؤیدفر: ۱۰ درصد

منابع مالی/حمایت‌ها

این پژوهش هیچ‌گونه حمایت مالی مستقلی دریافت نکرده و صرفاً با پشتیبانی دانشگاه اصفهان انجام شده است.

بیانیه هوش مصنوعی:

در جریان آماده‌سازی این اثر، نویسندگان از ChatGPT به منظور ویرایش چکیده انگلیسی استفاده کرده‌اند. پس از استفاده از این ابزار، نویسندگان محتوا را بررسی و ویرایش کرده و مسئولیت کامل محتوای مقاله منتشرشده را بر عهده می‌گیرند.

References

- Afsheen, S., & Mohd Diah, M. L. (2022). The relationship between house prices and economic growth in Malaysia: An empirical analysis. In *Proceedings of: The 7th. North American International Conference on Industrial Engineering and Operations Management (IEOM)*. Orlando, Florida, USA, June 12-14. Available at: <https://ieomsociety.org/proceedings/2022orlando/619.pdf>
- Aizenman, J., Jinjark, Y., & Zheng, H. (2019). Housing bubbles, economic growth, and institutions. *Open Economies Review*, 30(4), 655-674. <https://doi.org/10.1007/s11079-019-09535-9>
- Aoki, K., Proudman, J., & Vlieghe, G. (2004). House prices, consumption, and monetary policy: A financial accelerator approach. *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), 414-435. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2004.06.003>
- Asadov, A.I., Ibrahim, M.H. & Yildirim, R. (2025). Impact of house price on economic stability: Some lessons from OECD countries. *J. Real Estate Finan. Econ.*, 71, 254-284. <https://doi.org/10.1007/s11146-023-09945-0>
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 161-177. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Campbell, J. R., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591-621. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.016>
- Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2005). Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. *Advances in Macroeconomics*, 5(1), 1-34. <https://doi.org/10.2202/1534-6013.1235>
- Chakraborty, I., Goldstein, I., & MacKinlay, A. (2018). Housing price booms and crowding-out effects in bank lending. *The Review of Financial Studies*, 31(7), 2806-2853. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhy033>
- Ćorić, B., & Pugh, G. (2013). Foreign direct investment and output growth volatility: A worldwide analysis. *International Review of Economics & Finance*, 25, 260-271. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.07.011>
- Gauger, J., & Snyder, T. C. (2003). Residential fixed investment and the macroeconomy: Has deregulation altered key relationships?. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27(3), 335-354. <https://doi.org/10.1023/A:1025898715621>
- Gholi Zadeh, A. A., & Noruzi Nezhad, M. (2019). Dynamics of housing prices and economic fluctuations in Iran with the approach of dynamic stochastic general equilibrium (DSGE). *Journal of Economic Modeling Research*, 10(36), 37-73. <https://doi.org/10.29252/jemr.9.36.37> [In Persian]
- Gholi Zadeh, A. A., & Samadi Pour, S. (2021). Investigating the relationship between human capital shocks, economic growth, and housing prices using a panel vector autoregressive model. *Stable Economy and Sustainable Development*, 2(3), 31-59. <https://doi.org/10.22111/SEDJ.2021.40368.1131> [In Persian]

- Gholizadeh, A., & Samadipour, Sh. (2024). The mediating role of behavioral economics of housing in Iran's economic growth. *Stable Economy Quarterly*, 5(14), 25-54. [In Persian]
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometric Journal*, 3(2), 148-161 <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Hekmat, B., Farahmand, S. and Akbari, N. (2021). The study of heterogeneity in spatial dependence of changes in housing prices in 22 districts of Tehran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 56(3), 471-505. <https://doi.org/10.22059/jte.2021.330289.1008540> [In Persian]
- Hnatkovska, V., & Loayza, N. (2003). Volatility and growth. *World Bank Policy Research Working Paper* No. 3184. Washington, DC: World Bank. https://documents1.worldbank.org/curated/en/154121468765320854/pdf/WP_S3184.pdf
- Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739-764. <https://doi.org/10.1257/0002828054201477>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Jafari Samimi, A., Elmi, Z. and Hadizade, A. (2007). Affecting factors on house price index. *Iranian Journal of Economic Research*, 9(32), 31-53. [In Persian]
- Karami Tilku, S. (2018). The effect of housing prices on economic growth in Iran. *Unpublished Master's Thesis*, Bu-Ali Sina University, Hamedan. [In Persian]
- Klarl, T. (2016). The nexus between housing and GDP re-visited: A wavelet coherence view on housing and GDP for the US. *Economics Bulletin*, 36(2), 704-720.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Li, S. & Lin, S. (2023). Housing property tax, economic growth, and intergenerational welfare: The case of China. *International Review of Economics & Finance*, 83(C), 233-251. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.07.010>
- Li, W., & Yao, R. (2007). The life-cycle effects of house price changes. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6), 1375-1409. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2007.00071.x>
- Lin, T. C., Hsu, S. H., & Lin, Y. L. (2019). The effect of housing prices on consumption and economic growth-the case of Taiwan. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 24(2), 292-312. <https://doi.org/10.1080/13547860.2019.1584958>

- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Mark, N. C., & Sul, D. (2003). Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655-680. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2003.00066.x>
- Miller, N., Peng, L., & Sklarz, M. (2011a). House prices and economic growth. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 42(4), 522-541. <https://doi.org/10.1007/s11146-009-9197-8>
- Miller, N.G., Peng, L. and Sklarz, M.A. (2011b), The economic impact of anticipated house price changes-evidence from home sales. *Real Estate Economics*, 39: 345-378. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6229.2010.00292.x>
- Ministry of Roads and Urban Development. (2023). Housing and urban development report. [Unpublished report]. [In Persian]
- Nademi, Y., & Khochiany, R. (2017). Considering the relationship between the housing sector and some macroeconomic variables of Iran: The wavelet coherency approach. *Journal of Economic Modeling*, 2(4), 85-106. <https://doi.org/10.22075/JEM.2018.13614.1126> [In Persian]
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pisicoli, B. (2023). Financial development, diversity, and economic stability: Micro and systemic evidence. *International Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2023.04.006>
- Shakeri, A. and Bagherpur Oskouie, E. (2022). Analyzing the growth of land and housing prices and their relationship with some macroeconomic variables in Iran. *Economics Research*, 22(87), 7-38. <https://doi.org/10.22054/joer.2023.74291.1139> [In Persian]
- Simo-Kengne, B., Bittencourt, M., & Gupta, R. (2012). House prices and economic growth in South Africa: Evidence from provincial-level data. *Journal of Real Estate Literature*, 20(1), 97-117. <https://doi.org/10.1080/10835547.2012.12090311>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Zhu, Z., & Luo, Q. (2023). Inter-industry risk spillover, role reversal, and economic stability. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104246>