Applied Theories of Economics, Vol. 11, No. 3, Atumn 2024

Estimation of housing price bubble in Iran and selected countries (Spatial panel approach)

Mohammadreza Monjazeb[1]
Mohsen Ebrahimi[2]
Leila Irvani[3]

Abstract

Housing price fluctuations in Iran during the last two decades have been one of the main challenges of the housing market. In one period, there has been a significant increase in housing prices, and in another period, housing prices have been reduced or very stable. Fluctuations have caused many changes in the housing sector and in the entire economy. Therefore, it is necessary to identify the shocks affecting the Iranian housing market and compare the amount of the existing bubble compared to the global housing bubble. In this research, an attempt has been made to calculate the real housing price bubble. For this purpose, real housing price index variables, inflation rate, real GDP per capita, unemployment rate, population and real exchange rate have been used .The studied period is annually from 2005-2022 and the sections include 42 selected countries .The data analysis method is spatial panel and Stata, Eviuse and Geoda software were used. The research results confirm the existence of a housing price bubble in Iran and 12 other countries. The amount of housing bubble in Iran is reported to be lower than other bubble countries.

Keywords: *real housing price bubble, inflation rate, unemployment rate, real exchange rate, spatial panel.*
JEL Classification: *R31, E31, E24, D51, C33.*

[1] Associate Professor, Department of Economics, Public Affairs, Kharazmi University, Tehran, Iran monjazeb@khu.ac.ir
[2] Associate Professor, Department of Economics, Public Affairs, Kharazmi University, Tehran, Iran ebrahimi@khu.ac.ir
[3] Master of Economic Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran. leilait2021@gmail.com.

Introduction

In this research, the real housing price bubble is calculated and identified, and the amount of the bubble in Iran is compared to the global housing bubble. For this purpose, real housing price index variables, inflation rate, real GDP per capita, unemployment rate, population, and real exchange rate have been used. The study period (annually) is from 2005-2022, and the courses include 42 selected countries. The data analysis method is the spatial panel.

Many studies have been conducted in different countries in the form of time series and combined data to identify the housing bubble and its occurrence factors. The points of commonality of the effective variables in the modeling of the previous studies show that in terms of the theoretical theories of the economy, the position of the mentioned variables in specifying the models related to the housing bubble has been proven. Also, the advantage of the spatial panel is the increase in the efficiency of the estimation results due to the use of more and more diverse information, as well as the comprehensiveness of the analysis results due to the ability of this model to model the effects of cross-sectional data alongside time series data. The spatial analysis method of the research is adapted from the article of Beluti, Hoges, and Moratti (2016) titled Spatial data model in Stata, and the use of this method in Iran is the innovation of this research. In the current study, after stating the relationship between the variables and choosing the appropriate model, the hypothesis is tested using econometric tools and panel data.

Methodology

After collecting the data and entering the information into the software, the Manai test will be performed. The significance level of the weighted variable will be investigated. The model is estimated in selected countries, and then the housing price bubble will be investigated. Importantly, the panel effects in the calculations are factors related to the location of the variables. The first factor is the dependence or autocorrelation of the panel between the sample data observations at different points, and the second factor is the panel structure or heterogeneity, which is caused by the model relationships that change by moving on the coordinate plane along with the sample data.

Results and discussion

Among the selected countries, 13 countries, including Iran, have a positive housing bubble. It means that the price of housing is higher than the desired state. Also, the housing bubble is negative in 15 countries. It means that the housing price is lower than the desired state. The significance level was higher than 5% in 14 countries where there was no significant change in prices and there was no housing bubble. According to the gap percentage of the housing price index obtained, it can be concluded that governments can help reduce the housing price bubble by changing the explanatory variables by adopting measures.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال یازدهم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۳/ صفحات ۱۳۴-۱۰۹

برآورد حباب قیمت مسکن در ایران و کشورهای منتخب (رویکرد پانل فضایی)

محمدرضا منجذب*

دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی دانشگاه خوارزمی، monjazeb@khu.ac.ir

محسن ابراهیمی

دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی دانشگاه خوارزمی، ebrahimi@khu.ac.ir

لیلا ایروانی

کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه خوارزمی، leilait2021@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۳۰

چکیده

نوسانات قیمت مسکن در ایران طی دو دهه اخیر، یکی از چالش‌های اساسی بازار مسکن بوده است، به طوری که در یک دوره، افزایش قابل ملاحظه در قیمت مسکن به وجود آمده و در دوره دیگر، کاهش و یا ثبات نسبتاً زیاد و فراگیر بر قیمت مسکن حاکم شده است که به تبع آن، تحولات قابل ملاحظه‌ای در بخش مسکن و در کل اقتصاد پدید آمده است. بنابراین، ضرورت دارد عوامل موثر بر بازار مسکن ایران با ملاحظه شرایط کلان اقتصاد داخلی و جهانی که زمینه‌ساز ایجاد حباب مسکن می‌شود،شناسایی و برآورد گردد و سپس، میزان حباب قیمت مسکن در ایران نسبت به حباب جهانی مسکن مقایسه شود. بدین منظور برای تخمین مدل از متغیرهای شاخص قیمت واقعی مسکن، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، نرخ بیکاری، جمعیت و نرخ واقعی ارز استفاده شده است. بازه زمانی تحقیق سالانه و طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۲۲ بوده است و شامل ۴۲ کشور منتخب می‌باشد. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها پانل فضایی بوده و از نرم‌افزارهای استاتا، ایویوز وجئودا استفاده شده است. یافته های تحقیق وجود حباب قیمت مسکن در ایران و ۱۲ کشور از ۴۲ کشور منتخب را تایید می‌کند و نشان می دهد میزان حباب مسکن در ایران از سایر کشورهای دارای حباب،کمتر بوده است.

واژه‌های کلیدی: حباب قیمت واقعی مسکن، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ واقعی ارز، پانل فضایی.

طبقه‌بندی JEL: C33، D51، E24، E31.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

مسکن از ابتدایی‌ترین و البته پر هزینه‌ترین نیازهای اساسی خانوار است که سهم بالایی از تشکیل سرمایه ثابت کشور را تشکیل می‌دهد. همچنین رشد جمعیت در کشور و تشکیل خانوارهای جدید نیاز روزافزون به مسکن را باعث می‌شود. تغییراتی که در قیمت مسکن ایجاد می‌شود باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و تغییر مطلوبیت ناشی از مصرف می‌شود (خلیلی عراقی و همکاران[۱]، ۱۳۹۱). بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی دارای پیوندهای پسین و پیشین بوده و در همه کشورها از مهمترین و تأثیرگذارترین بخش‌های اقتصاد است. بخش مسکن یکی از بخش‌های پیشرو در اقتصاد هرکشوری است به طوری‌که هرگونه رکورد یا رونق در این بخش بر اکثر بخش‌های تولیدی به طور مستقیم و غیرمستقیم اثر می‌گذارد. عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن عمدتا شبیه دارایی‌های دیگر است اما به دلیل ویژگی‌های خاص مسکن از جمله،تحرک ناپذیری ، زمان‌بر بودن عرضه آن و چسبندگی در قیمت، قیمت‌ها به گونه‌ای دیگر در این بازار رفتار می‌کنند (ژو[۲]، ۲۰۰۵). همچنین در اکثر پژوهش‌های انجام شده هزینه بالای معاملات در مسکن و زمانبر بودن فروش مسکن به عنوان عوامل انحراف از مقادیر بنیادی قیمت‌ها و ایجاد حباب معرفی شده‌اند. در دهه‌های اخیر، با وجود شناخت پدیده حباب در بازار مسکن، در مورد عملکرد و متغیرهای مؤثر بر آن اتفاق نظر وجود دارد. البته اکثراً قبول دارند که هنگامی‌که قیمت مسکن به وسیله مفاهیم بنیادین اقتصادکلان و عوامل مهم بازار مسکن قابل توجیه نباشد، حباب مسکن رخ داده است. اساساً حباب قیمت مسکن را می‌توان افزایش شدید قیمت مسکن تعریف کرد که باعث افزایش قیمت انتظاری و سپس افزایش تقاضای سفته‌بازی می‌گردد (برک‌و همکاران[۳]، ۲۰۱۷ و دوپور[۴]، ۲۰۰۵). نوسانات قیمت مسکن طی دهه‌های اخیر از چالش‌های مهم بازار مسکن کشور بوده است که براثر تشکیل حباب و شکست آنها در دوره‌های متوالی به وجود می‌آیند.

---

[1] Khalili Araghi et al. (2012)
[2] Zhu
[3] Berk et al.
[4] Dupor

بازار املاک و مستغلات مسکونی یک بخش کلیدی در اکثر کشورها است و یک طبقه دارایی اصلی برای خانوارها و اقتصاد محسوب می‌گردد. به این دلیل، مطالعات متعددی رفتار قیمت املاک و مستغلات را مورد مطالعه قرار داده‌اند که این مطالعات عمدتا بر وقوع حباب قیمت املاک و مستغلات تمرکز داشته‌اند. اما مطالعه جامعی که حباب قیمت مسکن را در کشورهای منختلف اندازه‌گیری و با هم مقایسه نماید، انجام نشده است. از این رو در این مقاله به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که مقدار حباب قیمت مسکن در ایران چقدر بوده است و اندازه آن در مقایسه با کشورهای دیگر چقدر بوده است.

در این مقاله،پس از مقدمه ابتدا به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود و سپس الگوی مطالعه و روش شناسی تحقیق معرفی می‌گردد و در نهایت برآورد الگو، یافته‌ها و توصیه های سیاستی تشریح می‌گردد.

۲-ادبیات موضوع

اقتصاددانان در مواجهه با تجربه واقعی حباب‌ها در بازارهای دارایی سه دیدگاه متفاوت را مطرح می‌کنند. دیدگاه اول،دیدگاه اقتصاددانان مدرن مانند مکتب شیکاگو و طرفداران اقتصاد طرف عرضه است، که وجود حباب را تکذیب می کنند. آنها معتقدند آنچه به عنوان حباب مطرح می‌شود، در واقع نتیجه عوامل واقعی است. دیدگاه دوم که از سوی کینزین‌ها و طرفداران فاینانس رفتاری مانند رابرت‌شیلر حمایت می‌شود، عنوان می‌کنند که اولاً وجود حباب‌ها یک واقعیت است و ثانیاً حباب‌ها به‌دلیل عوامل روانی و ذهنی فعالان بازار که در عبارت غیرعقلایی بودن افراطی خلاصه می‌شود و در کانون آن رفتارهای سفته‌بازی فعالان بازار قرار دارد، ایجاد می‌شوند.براساس این دیدگاه ظهور و سقوط حباب‌ها ناشی از هیجان و طمع انسان‌هاست. اگر چه عوامل واقعی نقشی را در ایجاب حباب‌ها ایفا می‌کنند، اما عواملی علّی مهم برای خلق مسیر ظهور و سقوط حباب‌ها، عوامل روانی هستند. یکی از ساده‌ترین تحلیل‌ها در رابطه با حباب، نظریه "خنگ و خنگ‌تر" است. حباب در بازارهایی تشکیل می‌شود که افرادی ساده اقدام به خرید دارایی‌ها با قیمتی گران‌تر از ارزش واقعی‌شان می‌کنند. این افراد ساده امید دارند اشخاص ساده‌تر از خود پیدا کنند و این دارایی‌های گران را به آنها و با قیمتی بالاتر بفروشند. این چرخه مدام ادامه پیدا می‌کند تا زمانی که دارایی به ساده‌ترین شخص

می‌رسد. پس از آن وی نمی‌تواند شخصی ساده‌تر از خود را پیدا کند و مجبور به فروش دارایی به قیمت پایین‌تر می‌شود. این مساله آغاز کننده روندی است که به کاهش شدید قیمت‌ها و ترکیدن حباب منجر می‌شود.

دیدگاه سوم متعلق به مکتب اتریشی است. که معتقد است حباب‌ها متشکل از تغییرات واقعی و روانی می‌باشد که از مسیر سیاست‌های پولی ایجاد می‌شوند. حباب ناشی از سیاست پولی انبساطی است. آنها عنوان می‌کنند در غیاب تزریق پول، حباب‌ها حادث نمی‌شوند. نتیجه تزریق پول به اقتصاد این است که توزیع نادرست منابع گسترش می‌یابد و بدین‌وسیله فعالیت‌های سفته‌بازی و نامولد نسبت به فعالیت‌های مولد افزایش می‌یابند و از آنها پیشی می‌گیرند. این دیدگاه این مزیت را دارد که علل اقتصادی حباب‌ها را مشخص می‌کند و در نتیجه با آگاهی از علل اقتصادی ایجاد حباب‌ها می‌توان سیاست‌هایی اتخاذ کرد که مانع از ایجاد و گسترش حباب‌ها شود.

برای شناسایی و کشف حباب قیمت مسکن از طریق داده های اقتصادی سه روش وجود دارد. روش اول موسوم به روش نسبت قیمت به اجاره است. این روش ابتدا توسط کیس و شیلر[1] (۱۹۸۸) مورد استفاده قرار گرفت و روشی مشترک جهت اندازه گیری حباب در بازار سهام و بازار مسکن است. در این روش قیمت دارایی نظیر مسکن با قیمت اجاره‌ای آن رابطه‌ای تقریبا ثابت و منطقی دارد.

اگر نسبت قیمت به اجاره از میانگین بلندمدت خود، انحراف قابل توجهی پیدا کند، می‌توان چنین نتیجه گرفت که یک حباب قیمتی ایجاد شده است (قلی‌زاده و کمیاب[2]، ۱۳۸۷). مطالعاتی از جمله هیلمبرگ و همکاران[3] (۲۰۰۵)، اسچکر[4] (۲۰۰۵)، فاکس و تولیپ[5] (۲۰۱۴) از این روش جهت پی بردن به وجود حباب استفاده کرده‌اند.

روش دوم، نسبت قیمت به درآمد سرانه است. در این روش برای محاسبه میانگین بلندمدت از نسبت بین میانگین قیمت مسکن موجود و درآمد سرانه استفاده می‌شود.

---

[1] Case & Shiller
[2] Gholizadeh & Kamyab (2008)
[3] Himmelberg et al.
[4] Eschker
[5] Fox & Tulip

روش سوم، قیمت مسکن را تابعی رگرسیونی از عوامل متعدد می‌دانند و پسماندهای ناشی از برآورد را به عنوان حباب در نظر می‌گیرد (عابدینی و همکاران[1]، ۱۳۹۵). از جمله مطالعات به این روش می‌توان به مطالعه مک‌کارتی و پیچ[2] (۲۰۰۴) اشاره کرد که با استفاده از یک مدل ساختاری بازار مسکن، دریافتند که عوامل بنیادی بازار به اندازه کافی قوی هستند تا مسیر اخیر قیمت مسکن را توضیح دهند.

بنابراین بر اساس روش های فوق‌الذکر، می‌توان نتیجه گرفت، در دو روش اول، تنها اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن بر اساس یک متغیر بنیادی اجاره و یا درآمد سرانه محاسبه می‌شود که ممکن است شکل‌گیری حباب به دلیل عدم لحاظ برخی دیگر از متغیرهای بنیادی قیمت مسکن باشد. اما در روش سوم، چون اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن بر اساس عوامل بنیادی تاثیرگذار بر آن است و برای اندازه‌گیری آن نیازی به فرض کارایی بازار مسکن ندارد، این روش به روش دیگر برتری دارد و در این مقاله از این روش حباب قیمت مسکن محاسبه شده است.

بنوو همکاران[3] (۲۰۱۷) تحقیقی با عنوان کاهش تورم جدید و حباب‌های بازار مسکن در ایالات متحده و بریتانیا به انجام رسانده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های کینزی ضدتورم فدرال رزرو و بانک انگلستان، بر ایجاد حباب در بازار مسکن نقش داشته است. علاوه براین، سیاست‌ها نتوانستند مشکلات ساختاری بیکاری و نابرابری درآمد مرتبط با کاهش قیمت‌ها در بلندمدت را برطرف کنند.

آسال[4] (۲۰۱۹) به بررسی وجود حباب مسکن در سوئد پرداخته است.در این پژوهش از متغیر قیمت واقعی‌مسکن به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای درآمد سرانه، جمعیت‌فعال، نرخ‌واقعی‌ارز، نرخ بیکاری و سهام شرکت‌های مسکن به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده است. یافته های پژوهش نشان می‌دهد، تاثیر درآمد سرانه، جمعیت فعال بر قیمت واقعی مسکن مثبت و تاثیر نرخ بیکاری، نرخ واقعی ارز و سهام شرکت‌های مسکن منفی گزارش شده است.

---

[1] Abedini et al. (2016)
[2] McCarthy & Peach
[3] Bono et al.
[4] Asal

همچنین محقق شواهدی مبنی بر وجود حباب مسکن با اجزای رفتاری انفجاری بدست آورد که از سال ۲۰۰۴ شروع شده بود. وی معتقد است به دلیل رفتار انجاری حباب مسکن در صورت عدم انجام اصلاحات سیاستی مناسب، دهه‌ها طول می‌کشد تا قیمت های واقعی مسکن به تعادل بازگردد.

دوران و اوزدوغان[1] (۲۰۲۰) که به بررسی عدم تقارن در بازارهای منطقه‌ای مسکن در ترکیه پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های فضایی به سه نتیجه دست یافتند. اول، افزایش قیمت مسکن در مناطق مختلف بسیار ناهمگون است. دوم، نقش رفتار سوداگرانه بسیار مهم است. سوم، در مناطقی با نرخ پایین‌تری از جرم و جنایت و شهرنشینی بالاتر، جمعیت بیشتر، باز بودن تجارت، و دارای ساحل بیشتر، افزایش سریع‌تری از قیمت مسکن را تجربه می‌کنند. متغیرهای تحقیق نسبت قیمت مسکن به درآمد بعنوان متغیر وابسته و شاخص بهای مصرفی، نرخ اشتغال، عرضه زمین، جمعیت نیروی‌کار، درجه باز بودن اقتصاد بعنوان متغیرهای توضیحی هستند. در این تحقیق شاخص بهای مصرفی، نرخ اشتغال و جمعیت نیروی‌کار و درجه باز بودن اقتصاد تاثیر مثبت و عرضه زمین تاثیر منفی بر شاخص قیمت واقعی مسکن داشته است.

گائو و همکاران[2] (۲۰۲۰) به پیامدهای اقتصادی سوداگری مسکن پرداختند. آنها با استفاده از تنوع در مالیات بر عایدی سرمایه ایالتی به عنوان یک ابزار، پیامدهای اقتصادی سفته بازی مسکن در طول رونق مسکن ایالات متحده در دهه ۲۰۰۰ را تجزیه و تحلیل کردند. در این پژوهش از نرخ واقعی مسکن و درآمد سرانه به عنوان متغیر وابسته و از نرخ بیکاری، نرخ واقعی دستمزدها و تغییرات جمعیتی به عنوان متغیر توضیحی استفاده کرده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، تاثیر درآمد سرانه و نرخ واقعی دستمزدها بر قیمت واقعی مسکن مثبت و تاثیر نرخ بیکاری و تغییرات جمعیتی، منفی بوده است. همچنین یافته دیگر تحقیق حاکی از آن است که سفته‌بازی مسکن، که تا حدی مبتنی بر برون‌یابی تغییرات قیمت مسکن در گذشته است، نه تنها به افزایش بیشتر قیمت، گسترش اقتصادی، و ساخت‌وساز مسکن در طول دوره رونق در

[1] Duran & Ozdogan
[2] Gao et al.

سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۶ منجر شده، بلکه منجر به رکودهای شدید اقتصادی در دوره‌های بعدی یعنی فروپاشی قیمت مسکن در ۲۰۰۷-۲۰۰۹ شده است.

شیگل[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی حباب مسکن در کشور اکراین انجام داده‌است. در این پژوهش، حباب قیمت مسکن با استفاده از دو رویکرد کلی نسبت قیمت به اجاره و قیمت به درآمد و تحلیل رگرسیون مورد ارزیابی قرار گرفته است. یافته های پژوهش نشان می دهد، تنها دوره بارز و طولانی حباب قیمت مسکن، دوره‌ای است که همزمان با بحران مالی جهانی از اواخر سال ۲۰۰۵ تا اوایل سال ۲۰۰۹ بروز کرده‌است.

سویک و نایک[2] (۲۰۲۳) تحقیقی را برای بررسی حباب و چرخه قیمت خانه در لیتوانی با استفاده از مدل پانل فضایی و برای دوره ۱۹۹۴-۲۰۲۲ انجام دادند. با توجه به نتایج، آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود حباب رد شده است و شواهدی مبنی بر وجود حباب برای دوره‌های طولانی در بازار املاک و مستغلات در تمام شهرهای بزرگ در طول دوره نمونه وجود دارد. در حالیکه اندازه حباب ها در شهرها متفاوت است، به خصوص زمانی که از نسبت قیمت مسکن به اجاره استفاده می‌شود، به وضوح الگوی رونق و رکود مشابهی وجود دارد.

فتوپولوس[3] (۲۰۲۳) در پژوهشی به بررسی حباب قیمت مسکن در کشور یونان به صورت فصلی در بازه زمانی ۱۹۹۷-۲۰۲۲ و به روش دیکی- فولر و فیلتر هودریک پرسکات انجام شده است. در این پژوهش برای شناسایی حباب از نسبت قیمت به اجاره استفاد شده است و یافته های پژوهش وجود حباب مسکن در کشور یونان را تایید می‌کند.

نصراصفهانی و همکاران[4] (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در تهران و در بازه زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۲ حباب مسکن تائید شده است. بیشترین عامل حباب از متغیر نقدینگی و کمترین اثر از نرخ بهره ناشی شده‌است.

---

[1] Shmygel
[2] Cevik & Naik
[3] Fotopoulos
[4] Nasr Esfahani et al. (2017)

منوچهری و قلی زاده[1] (۱۴۰۱) به تحلیل الگوسازی سفته‌بازی در بازار مسکن پرداختند. نتایج نشان داد که شدت سفته‌بازی در مناطق ۱، ۲، ۳، ۵، و ۲۲ شهر تهران بیشتر از سایر مناطق بوده و با حرکت از شمال به سمت جنوب شهر، از شدت سفته‌بازی کاسته شده‌است.

منجذب و همکاران[2] (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن مناطق شهری استان‌های منتخب ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی پرداختند. نتایج حاکی ازآن است که اجاره‌بها و قیمت زمین اثر مثبت و تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر قیمت مسکن دارند. شکاف قیمت مسکن برای تمامی استانها معنادار بوده و براساس آن درجهٔ سفته‌بازی استان‌ها محاسبه شده است. همچنین، اثرات فضایی و مجاورتی استان‌ها بر همسایگان خود نمایان گردید.

شریف کریمی و همکاران[3] (۱۴۰۲) عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر فقر مسکن ایران را بررسی کرده‌اند. در این پژوهش از دو متغیر وابسته، یکی درصد خانوار ساکن در مسکن نامناسب و دیگری درصد خانوار عدم برخوردار از مسکن مقرون به صرفه، در بازه زمانی دهه ۱۳۹۰ و در ۳۱ استان کشور استفاده شده است. تخمین مدل با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته و روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده انجام شده است. نتایج برآورد نشان داد که در روش گشتاور تعمیم یافته متغیر درآمد رابطه معکوس و متغیرهای قیمت مسکن و میزان درصد خانوار عدم برخوردار از مسکن مقرون به صرفه، در سال قبل اثر مستقیم بر فقر مسکن دارند.

مرور بر مطالعات گذشته نشان می‌دهد که هدف اکثر مطالعات اغلب شناسایی وجود حباب و علت‌های آن بوده است. اما پیشبرد و یا نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات گذشته در برآورد مدل قیمت مسکن و تعیین قیمت مطلوب مسکن ایران و کشورهای منتخب و مقایسه اندازه حباب قیمت مسکن ایران با سایرکشورها برای اولین بار می باشد. همچنین از روش پانل فضایی به دلیل کارایی بیشتر و وابستگی فضایی قیمت مسکن استفاده شده است که می‌تواند نوآوری دیگر این مقاله تلقی می‌شود.

---

[1] Manochehri & Gholizadeh (2022)
[2] Monjazeb et al. (2022)
[3] Sharif Karimi et al. (2023)

۳-روش‌شناسی تحقیق

۳-۱-مدل تحقیق

تحقیق حاضر از نوع تحقیقات کاربردی است. داده‌های تحقیق بصورت ترکیبی انتخاب شده‌اند که سری‌زمانی مربوط به سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۲ و مقاطع مربوط به ۴۲ کشور می‌باشد. داده‌های مربوط به شاخص قیمت واقعی مسکن از اداره‌کل آمار و اطلاعات بانک مرکزی و سایر داده‌ها نیز از سایت‌ها و منابع معتبر اخذ گردیده است. متغیرهای تحقیق بر پایه مبانی نظری و مطالعات تجربی مرور شده، انتخاب شده‌اند. روش تجزیه و تحلیل به صورت پانل فضایی خواهد بود. استفاده از الگوی داده‌های پانل مزایای متعددی دارد که می‌توان به افزایش کارایی نتایج تخمین به دلیل استفاده از اطلاعات بیشتر و متنوع‌تر اشاره کرد. همچنین میتوان به جامعیت نتایج تحلیل به دلیل توانایی این الگو در مدل‌سازی و نشان دادن آثار داده‌های مقطعی در کنار داده‌های سری‌زمانی اشاره نمود. با توجه به اینکه مهاجرت و جابجایی یکی از عوامل اصلی در ایجاد تقاضا برای مسکن و تشکیل حباب می‌باشد، استفاده از داده‌های فضایی توانایی تشخیص اثرات مجاورتی را دارند و باعث افزایش کارایی نتایج می‌گردند. در انتخاب دوره زمانی و مقاطع تحقیق به دو عامل وجود داده‌های موثق و قابل اعتماد و مجاورت کشورها توجه شده است.

مدل اصلی تحقیق به صورت معادله ۱ تنظیم شده است که به علت وزنی بودن فاقد عرض از مبداء است:

$$HPI_{it} = \rho w_{it} HPI_{it} + \beta 1 INF_{it} + \beta 2 GDPP_{it} + \beta 3 POP_{it} + \beta 4 UNEMP_{it} + \beta 5 REX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن:

HPI_{it}: شاخص قیمت واقعی مسکن در کشور iام در سال t

INF_{it}: نرخ تورم در کشور iام در سال t

$GDPP_{it}$: تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت در کشور iام در سال t

POP_{it}: کل جمعیت در کشور iام در سال t

$UNEMP_{it}$: نرخ بیکاری در کشور iام در سال t

REX_{it}: نرخ ارز واقعی در کشور iام در سال t

w: ماتریس وزنی پانل

ρ: پارامتر عددی و قابل تخمین است. این پارامتر به همراه ماتریسW، نشان دهنده ماتریس وزنی است.

در جدول یک مقیاس سنجش و ماخذ متغیرهای مدل معرفی شده است.

۳-۲-روش تحقیق

در پژوهش حاضر به بررسی وضع موجود متغیرهای تحقیق و روابط آن‌ها در جامعه مورد مطالعه می‌پردازیم. ابتدا با استفاده از آزمون‌های تشخیص، وجود اثرات فضایی مورد بررسی قرار می‌گیرد. همانطورکه انتظار داریم هنگامی که در یک منطقه قیمت‌ها در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابند این افزایش بر مناطق اطراف هم تاثیر می‌گذارد، به طوری که سوداگران سرمایه‌های خود را به مناطق اطراف که انتظار می‌رود در آینده رشد قیمت داشته باشند منتقل می‌کنند (شن و همکاران[1]، ۲۰۱۰ و یانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۷). لذا به منظور افزایش کارایی نتایج، ایجاب می‌کند تا از مدل‌های فضایی که مجاورت مقاطع را مدنظر قرار می‌دهند استفاده شود. تصریح مدل نیز با استفاده از مقالات پایه و سایر مطالعات و تئوری‌های نظری تدوین شده است.

۳-۳-روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

روش تجزیه و تحلیل به صورت پانل فضایی خواهد بود و از نرم افزار استاتا ۱۷ استفاده خواهد شد. روش تحلیل فضایی تحقیق از مقاله بلوتی و همکاران[3] (۲۰۱۶) با عنوان مدل داده‌های فضایی در استاتا اقتباس شده است. همچنین این روش به عنوان نوآوری تحقیق محسوب می‌شود. در پژوهش حاضر، بعد از بیان ارتباط بین متغیرها و انتخاب مدل مناسب، با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی و داده‌های تابلویی به آزمون فرضیه پرداخته می‌شود و پس از جمع‌آوری داده‌ها و ورود اطلاعات به نرم‌افزار آزمون مانایی انجام خواهد شد. سپس برای استفاده از روش تجزیه و تحلیل پانل فضایی سطح معناداری متغیر وزنی مورد بررسی قرارخواهدگرفت. مدل در کشورهای منتخب تخمین زده شده و سپس حباب قیمت مسکن بررسی خواهد شد. به علاوه، بیان چند نکته ضرورت دارد اول اینکه، اثرات پانل در محاسبات عواملی هستند که به مکان استقرار

[1] Shen et al.
[2] Yang et al.
[3] Belotti et al.

متغیرها مربوط می‌شوند. عامل اول مبحث وابستگی و یا خودهمبستگی پانل بین مشاهدات داده‌ای نمونه در نقاط مختلف است و عامل دوم ساختار و یا ناهمسانی پانل که ناشی از روابط مدل است که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌کند.

۳-۳-۱-اقتصادسنجی فضایی

انجام تحقیقات در علوم منطقه‌ای بطور وسیعی مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است. که محقق با مراجعه به محل با شیوه‌های نقطه‌یابی در فضا آنها را استخراج می‌کند. وقتی در تحقیقات با متغیرهایی مواجه هستیم که مربوط به مکان و موقعیت جغرافیایی خاصی است، بکار بردن شیوه معمول در اقتصادسنجی مناسب نخواهد بود. توانایی اقتصادسنجی پانل بکارگیری اطلاعات مکانی در تجزیه و تحلیل داده‌ها است.

روش‌های مدل‌سازی در اقتصادسنجی پانل فضایی

سه مدل اصلی در اقتصادسنجی پانل کاربرد زیادی دارند.

۳-۳-۱-۱-مدل دوربین فضایی

انسلین مدل عمومی را بصورت زیر معرفی می‌کند که با اعمال محدودیت بر آن می‌توان مدل‌سازی نمود:

$$Y = \rho w_1 \mathrm{Y} + \mathrm{X}\beta + \mathrm{u} \qquad (۲)$$

$$u = \varphi w_2 u + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 ln)$$

که Y یک بردار n×1 از متغیرهای مقطعی وابسته و X یک ماتریس n×k از متغیرهای مستقل است. w_1 و w_2 ماتریس‌های وزنی پانل n×n هستند که معمولاً ارتباطات مجاور مرتبه اول از فاصله هستند.

۳-۳-۱-۲-مدل وقفه فضایی

این مدل به مدل خود رگرسیون پانل[1] نیز معروف است. وقفه یا تاخیر زمانی یک مفهومی است که در اقتصادسنجی پانل کاربرد دارد. در مطالعاتی که داده‌ها، دارای بعد مکانی هستند، وقفه و تاخیر به معنای مشاهداتی است که یک یا چند واحد دورتر از

[1] Spatial Auto Regression (SAR)

یک مکان مشخص قرار دارند. با اعمال محدودیت به صورت $X = 0$, $w_2 = 0$ یک مدل خودرگرسیونی پانل مرتبه اول ایجاد می‌شود:

$$Y = \rho w_1 Y + \varepsilon \quad (۳)$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 ln)$$

این مدل، انحراف در Y را یک ترکیب خطی از واحدهای همسایه بدون وجود متغیر توضیحی دیگری توضیح می‌دهد. این مدل به عنوان مدل خودرگرسیون مرتبه اول شناخته می‌شود. با اعمال محدودیت $w_2 = 0$ یک مدل مختلط رگرسیون-خودرگرسیون پانل (ترکیبی از مدل رگرسیون استاندارد و متغیر وابسته وقفه پانل) ایجاد می‌شود:

$$Y = \rho w_1 \mathrm{Y} + \mathrm{X}\beta + \varepsilon \quad (۴)$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 ln)$$

مدل‌های (۳) و (۴) به مدل‌های خود رگرسیون پانل یا SAR معروف هستند. چون متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است. این مدل نشان می‌دهد که اثرات پانل از سوی متغیر وابسته منتشر می‌شود.

۳-۳-۱-۳-مدل خطای فضایی

با اعمال محدودیت در معادله ۲ به صورت $w_1 = 0$ یک مدل رگرسیون با خودهمبستگی پانل در جملات اخلال حاصل می‌شود:

$$Y = \mathrm{X}\beta + u \quad (۵)$$
$$u = \varphi w_2 u + \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 ln)$$

که Y یک بردار n×1 از متغیر وابسته و X نشان دهنده ماتریس n×k متغیرهای توضیحی است. w ماتریس وزنی پانل و پارامتر φ ضریب خطاهای همبسته پانل است. این مدل نشان دهنده انتشار اثرات پانل از سوی اجزای اخلال است.

۳-۳-۲-اقتصادسنجی‌فضایی در داده‌های پانلی

در داده‌های پانلی بایستی ماتریس پانل وزنی را که یک ماتریس n×n است، تشکیل دهیم. این ماتریس نیز با w_{it} نشان داده می‌شود. مؤلفه‌های ماتریس شامل اعدادی است که نشان‌دهنده مجاورت دو نقطه مکانی است. اگر بین دو نقطه i و j مجاورتی وجود نداشته باشد عدد صفر و در غیر این صورت بزرگتر از صفر خواهد بود. متغیر وابسته بصورت y_{it} نشان داده می‌شود که متشکل از یک بردار ماتریس ستونی n×1 و

=,t=1,2,… است. متغیرهای توضیحی با X_{it} نشان داده می‌شوند که متشکل از یک‌بردار ماتریس n×k است. در داده‌های پانلی مدل‌های مختلفی وجود دارد که بر اساس تاثیر اثرات پانل از طریق متغیر وابسته یا اجزای اخلال تعریف می‌شوند. در اینجا مدل‌ها به صورت مختصر توضیح داده می‌شود.

۳-۳-۲-۱-مدل خودرگرسیون پانل SAR

فرمول عمومی برای مدل خودرگرسیون پانل در داده‌های پانل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \rho W_{ij} y_{it} + X_{jit}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad t = 1,2,\dots,T \qquad (۶)$$

در این معادله $\mu \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$ و برداری از پارامترهاست که در رگرسیون بیانگر اثرات ثابت یا تصادفی است. در این مدل منبع انتشار اثرات پانل از ناحیه متغیر وابسته است.

۳-۳-۲-۲-مدل دوربین پانل SDM

شکل تعمیم یافته مدل SAR است که شامل تاثیر متغیر وزنی بر متغیرهای توضیحی و وابسته و بردار اثرات ثابت یا تصادفی است:

$$y_{it} = \rho W_{ij} y_{it} + X_{jit}\beta + \theta W_{ij} Z_{jit} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad t = 1,2,\dots,T \qquad (۷)$$

در این معادله Z_i می‌تواند مساوی یا غیرمساوی X_i باشد.

۳-۳-۲-۳-مدل خطای پانل SEM

در این مدل تمرکز بر روی خودهمبستگی پانل اجزای اخلال است. در این مدل اثرات پانل از سوی اجزای اخلال مدل منتشر می‌شود و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_{it} = X_{jit}\beta + \mu_i + \nu_{it} \qquad (۸)$$
$$\nu_{it} = \lambda M \nu_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این معادله M یک ماتریس وزنی پانل است که می‌تواند مساوی یا غیرمساوی W باشد.

۳-۳-۲-۴-مدل خودهمبستگی پانل SAC

این مدل ترکیبی از مدل SAR و SEM است. که به آن مدل SARAR نیزگفته می‌شود. این مدل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \rho W_{ij} y_{jt} + X_{jit}\beta + \mu_i + \nu_{it} \qquad (۹)$$
$$\nu_{it} = \lambda M \nu_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل اثرات پانل هم از طریق متغیر وابسته و هم از طریق اجزای اخلال منتشر می‌شود. در این مدل نیز M یک ماتریس وزنی پانل است که می‌تواند مساوی یا غیرمساویW باشد. این مدل تمرکز روی اثرات ثابت دارد.

۳-۳-۲-۴-۱-مدل پانل تعمیم یافته با اثرات تصادفی GSPRE

$$y_{\mathrm{it}} = \mathrm{X}_{\mathrm{jit}}\beta + \mu_i + \nu_{it} \qquad (۱۰)$$
$$\nu_{it} = \lambda M\nu_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$\mu_i = \phi W_{ij}\mu + \eta$$

این مدل صرفا در مدل‌های با اثرات تصادفی کاربرد دارد که بردارهای μ و ε_{it} فرض می‌شوند که از خطاهای توزیعی نرمال مستقل هستند.

۳-۳-۲-۵-آزمون هاسمن

درآزمون‌های پانل همواره سوالی مبنی برکارایی اثرات ثابت یا اثرات تصادفی وجود دارد. پاسخ این سوال در آزمون هاسمن وجود دارد که معادله آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\varepsilon} = \hat{\delta}'\hat{V}_0^{-1}\hat{\delta} \qquad (۱۱)$$

در این فرمول $\hat{\delta} = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{\mathrm{RE}})$ که تفاضل بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی است و $\hat{V}_0$ ماتریس واریانس-کوواریانس است. این آزمون به راحتی در نرم افزار استاتا در دسترس است.

۴-تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱- نتایج آزمون وابستگی مقطعی

مانایی یا عدم تأثیرپذیری میانگین، واریانس وکواریانس متغیرها از عامل زمان، با وجود وابستگی مقطعی موضوعی است که بررسی آن در مدل‌های پانل ضروری است. با تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی، استفاده از رهیافت‌های مرسوم ریشه واحد تابلویی مانند آزمون‌های لوین، لین و چو سبب افزایش احتمال وقوع ریشه واحد کاذب می‌گردد. هرچند که می‌توان با استفاده از روش میانگین‌زدایی مشکل همبستگی مقطعی را برطرف کرده و این آزمون‌ها را بکار گرفت، اما راهکار بهتر استفاده از آزمون‌های ریشه واحد تابلویی نسل دوم، مانند آزمون ریشه واحد CIPS است. پسران با تبدیل آزمون‌های ایم، پسران و شین و در نظرگرفتن مفهوم وابستگی مقطعی، آزمون دیکی فولر گسترش یافته مقطعی، آماره‌ای برای بررسی وجود ریشه واحد در قالب آزمون‌های

ریشه واحد نسل دوم ارائه کرد. نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول دو نشان می‌دهد همه متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

جدول (۲): نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)

متغیر	در سطح	
	آماره	احتمال
HPI	۱۲/۲۱۲	۰/۰۱۳۵
INF	۲۳/۵۱۱	۰/۰۱۷۱
GDPP	۲۴/۱۰۴	۰/۰۰۰۰
POP	۲۲/۹۴۰	۰/۰۰۰۰
UNEMP	۱۸/۳۰۸	۰/۰۰۰۰
REX	۱۵۳/۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-تشکیل ماتریس وزنی فضایی و آزمون تشخیص وجود اثرات فضایی

ماتریس فضایی تحقیق حاضر از نوع مجاورتی و به صورت تمام جهات[1] می‌باشد. روش تحلیل فضایی تحقیق از مقاله بلوتی و همکاران (۲۰۱۶) با عنوان مدل داده‌های فضایی در استاتا اقتباس شده است. در این روش برای تشخیص وجود اثرات فضایی از آزمون رو استفاده شده است که همان عملکرد آزمون موران در داده‌های سری‌زمانی را دارد. در جدول ۳ آزمون تشخیص وجود اثرات فضایی ارائه می‌گردد. با توجه به آماره rho انتشار اثرات فضایی از سوی متغیر وابسته و اجزای اخلال معنادار است و نشان می‌دهد که مدل دارای اثرات فضایی می‌باشد.

جدول (۳): آزمون تشخیص وجود اثرات فضایی در مدل

متغیر	ضریب	آماره Z	احتمال آماره
Spatial (rho)	۰/۰۹۹۳۸۹۳	۲/۶۱	۰/۰۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳-انتخاب مدل بهینه فضایی

یکی از موضوعاتی که در مطالعات فضایی بایستی به آن دقت شود، تشخیص منشاء انتشار اثرات فضایی است. در این خصوص با استفاده از آزمون والد می‌توان مدل بهینه را

[1] Queen Contiguity

انتخاب نمود. به این منظور آزمون والد برای انتخاب بین مدل SDM و SAR، همچنین بین مدل SDM و SEM، انجام شده و در جداول چهار، پنج و شش گزارش شده است. در جدول ۴ احتمال آماره کای‌دو در هر دو آزمون نشان می‌دهد که مدل SDM مناسب می‌باشد. در مدل SDM منشاء انتشار اثرات فضایی از سوی متغیر وابسته و اجزای اخلال می‌باشد.

جدول (۴): نتایج آزمون والد برای انتخاب بهترین مدل

آزمون والد	ضریب	احتمال
بین مدل SDM و SAR	۴۳/۱۴	۰/۰۰۰۰
بین مدل SDM و SEM	۴۲/۷۷	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی

آزمون	ضریب	احتمال
آزمون هاسمن	۲۴/۸۵	۰/۰۰۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴-آزمون اثرات ثابت یا تصادفی

با توجه به استفاده از داده‌های ترکیبی لازم است تبعیت داده‌ها از نظر اثرات ثابت یا تصادفی مشخص گردد. لذا آزمون هاسمن به شرح جدول پنج گزارش می‌شود.

با توجه به نتایج و احتمال کمتر از ۰/۰۵، فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی رد می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد که کارایی مدل اثرات ثابت، بیشتر از اثرات تصادفی است و مدل پژوهش SDM با اثرات ثابت گزینه مناسبی است.

۴-۵-برآورد مدل

بنابراین به برآورد مدل SDM با اثرات ثابت مکانی اقدام می‌شود. جدول شش نتایج حاصل را گزارش می‌کند.

جدول (۶): تخمین مدل SDM با اثرات ثابت مکانی

متغیر	ضریب	آماره Z	احتمال آماره
INF	-۰/۳۶۴۶۱۵۷	-۱/۶۶	۰/۰۹۶
GDPP	۰/۰۰۱۱۲۱۱	۲/۸۹	۰/۰۰۴
UNEMP	-۰/۲۳۸۵۷۴۷	۰/۵۶	۰/۵۷۴

POP	۰/۰۰۰۵۳۸۹	۳/۹۲	۰/۰۰۰
REX	-۰/۰۰۰۱۷۴۳	-۱/۶۵	۰/۰۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود با در نظرگرفتن سطح معناداری ۹۰ درصد، ضرایب تمامی متغیرهای مدل به جز نرخ بیکاری معنادار هستند. تاثیر متغیر تولیدناخالص سرانه و جمعیت بر روی شاخص قیمت واقعی مسکن مثبت و تاثیر متغیرهای تورم و نرخ ارز واقعی بر روی شاخص قیمت واقعی مسکن منفی و معنادار بوده است و منطبق با تئوری‌های نظری است.

۴-۶-آزمون برابری میانگین‌ها

برای محاسبه حباب قیمت واقعی مسکن در کشورهای منتخب، ابتدا قیمت مطلوب بر اساس مدل تخمین فضایی، یعنی معادله ۱، استخراج گردید (نسیف و همکاران[1]، ۲۰۱۱) (منجذب و همکاران، ۱۴۰۱). سپس میانگین وضعیت بالفعل هر کشور (قیمت بر مبنای آمار جمع‌آوری شده) با میانگین وضعیت مطلوب همان کشور (برازش شده از مدل تخمینی) مقایسه گردید. تفاوت این دو عدد با استفاده از آماره تی و آزمون سطح معناداری تفاوت میانگین دو جامعه با آزمون t محاسبه گردید. نتایج در جدول ۷ گزارش شده است. در جدول نتایج به گروه کشورهای دارای حباب مثبت، بی معنی و حباب منفی تقسیم شده است.

جدول (۷): آزمون تساوی دو میانگین قیمت بالفعل از قیمت مطلوب کشورهای منتخب

ردیف	کشورهای منتخب	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
۱	لوگزامبورگ	۲/۷۹۹۲۰	۰/۰۱۳۲۷	حباب مثبت
۲	نیوزیلند	۳/۶۳۸۶۳	۰/۰۰۴۱۵	حباب مثبت
۳	اتریش	۳/۳۹۹۵۶۹	۰/۰۰۲۶۰	حباب مثبت
۴	سوئد	۶/۶۹۷۴۳۳	۰/۰۰۰۱۰	حباب مثبت
۵	سوئیس	۴/۷۵۵۶۱	۰/۰۰۱۰۳	حباب مثبت
۶	ترکیه	۲/۷۹۹۱۹	۰/۰۱۳۲۷	حباب مثبت
۷	نروژ	۸/۴۱۰۹۴	۰/۰۰۰۰۳	حباب مثبت
۸	چین	۲/۸۹۱۱۰	۰/۰۱۱۶۳	حباب مثبت
۹	کلمبیا	۲/۵۸۱۰۲	۰/۰۱۸۲۰	حباب مثبت

[1] Nassif et al.

۱۰	کانادا	۲/۹۳۲۰۸	۰/۰۱۰۹۷	حباب مثبت
۱۱	استرالیا	۵/۰۷۹۸۷	۰/۰۰۰۷۱	حباب مثبت
۱۲	آلمان	۱/۷۰۴۶۱	۰/۰۶۶۰۲	حباب مثبت
۱۳	مجارستان	۰/۹۷۴۱۲	۰/۱۸۱۲۲	بی معنی
۱۴	چک	۰/۹۸۲۸۸	۰/۱۷۷۲۰	بی معنی
۱۵	استونی	۱/۳۳۰۸۵	۰/۱۱۲۴۷	بی معنی
۱۶	پرتغال	۰/۸۸۴۳۹	۰/۲۰۲۹۱	بی معنی
۱۷	ایران	۱/۷۵۶۳۴	۰/۰۶۱۲۲	حباب مثبت
۱۸	دانمارک	۱/۰۴۸۱۴	۰/۱۶۴۷۰	بی معنی
۱۹	آمریکا	۰/۵۲۳۹۲	۰/۳۰۸۲۵	بی معنی
۲۰	اسلواکی	-۰/۰۳۹۹۷	۰/۴۸۴۶۱	بی معنی
۲۱	هلند	-۰/۰۶۲۰۴	۰/۴۷۶۱۳	بی معنی
۲۲	بلژیک	-۰/۲۵۷۹۵	۰/۴۰۱۹۳	بی معنی
۲۳	فرانسه	-۰/۷۴۸۹۰	۰/۲۳۹۱۶	بی معنی
۲۴	ژاپن	-۳/۰۴۶۶۴	۰/۰۰۹۳۳	حباب منفی
۲۵	مکزیک	-۱/۳۳۸۸۱	۰/۱۱۱۲۳	بی معنی
۲۶	فنلاند	-۰/۸۴۹۸۳	۰/۲۱۱۷۶	بی معنی
۲۷	انگلیس	-۱/۵۴۳۲۰	۰/۰۸۳۳۴	حباب منفی
۲۸	اسلونی	-۱/۲۶۲۲۹	۰/۱۲۳۶۳	بی معنی
۲۹	لتونی	-۱/۳۴۵۹۶	۰/۱۱۰۱۳	بی معنی
۳۰	کرواسی	-۱/۸۵۵۶۱	۰/۰۵۲۹۴	حباب منفی
۳۱	لاتویا	-۱/۹۹۹۵۲	۰/۰۴۲۸۴	حباب منفی
۳۲	بلغارستان	-۳/۷۷۲۹۱	۰/۰۰۳۴۷	حباب منفی
۳۳	لهستان	-۴/۵۶۶۲۵	۰/۰۰۱۲۹	حباب منفی
۳۴	کره	-۷/۳۵۹۴۱	۰/۰۰۰۰۸	حباب منفی
۳۵	ایرلند	-۷/۹۹۲۷۵	۰/۰۰۰۰۵	حباب منفی
۳۶	اسپانیا	-۵/۵۲۰۹۵	۰/۰۰۰۴۴	حباب منفی
۳۷	اندونزی	-۱۰/۶۷۲۰	۰/۰۰۰۰۱	حباب منفی
۳۸	ایتالیا	-۳/۳۷۹۱۰	۰/۰۰۳۴۵	حباب منفی
۳۹	یونان	-۴/۹۹۶۳۳	۰/۰۰۰۷۸	حباب منفی
۴۰	روسیه	-۲/۶۳۳۶۰	۰/۰۱۶۸۶	حباب منفی

۴۱	رومانی	-۶/۹۶۲۹۲	۰/۰۰۰۱۰	حباب منفی
۴۲	برزیل	-۶/۲۵۴۰۸	۰/۰۰۰۲۱	حباب منفی

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۷-برآورد شکاف قیمت واقعی بالفعل با قیمت مطلوب مسکن

در این بخش با توجه به نتایج آزمون تساوی دو میانگین، شکاف میانگین قیمت واقعی مسکن (بالفعل از مطلوب) در کشورهای منتخب (کشورهایی که تفاوت میانگین قیمت واقعی مسکن بالفعل و مطلوب آنها معنادار شد) بر مبنای رابطه زیر برآورد گردید.

$$gap = \frac{\overline{y}_i - \hat{\overline{y}_i}}{\overline{y}_i} * 100 \qquad (۱۲)$$

نتایج در جدول ۸ گزارش شده است.

جدول (۸): شکاف قیمت واقعی مسکن در کشورهای منتخب

ردیف	کشور	میانگین وضعیت موجود	میانگین وضعیت مطلوب	شکاف (تفاوت میانگین‌ها)	شکاف (رشد به درصد)
۱	لوگزامبورگ	۱۲۶/۷۱	۱۰۶/۴۲۰	۲۰/۲۸۹	۱۹/۰۶
۲	نیوزیلند	۱۲۸/۹۳۹	۱۰۹/۰۰۱	۱۹/۹۳۷	۱۸/۲۹
۳	اتریش	۱۱۹/۶۶۱	۱۰۲/۴۰۴	۱۷/۲۵۶	۱۶/۸۵
۴	سوئد	۱۱۱/۳۲۳	۹۵/۳۰۴	۱۵/۹۸۱	۱۶/۷۶
۵	سوئیس	۱۱۰/۲۲۹	۹۶/۳۵۴	۱۳/۸۷۴	۱۴/۳۹
۶	ترکیه	۱۰۸/۸۲۰	۹۶/۵۵۹	۱۲/۲۶۱	۱۲/۶۹
۷	نروژ	۱۰۸/۳۱۰	۹۷/۲۵۷	۱۱/۰۵۲	۱۱/۳۶
۸	چین	۱۲۲/۹۱۱	۱۱۰/۸۶۱	۱۲/۰۵۰	۱۰/۸۶
۹	کلمبیا	۱۰۶/۹۲۰	۹۶/۶۲۰	۱۰/۳	۱۰/۶۶
۱۰	کانادا	۱۲۶/۱۱۸	۱۱۴/۶۳۹	۱۱/۴۷۹	۱۰/۰۱
۱۱	استرالیا	۱۱۰/۲۸۰	۱۰۱/۳۶۸	۸/۹۱۲	۸/۷۹
۱۲	آلمان	۱۲۱/۵۱۰	۱۱۴/۳۲۷	۷/۱۸۲	۶/۲۸
۱۳	ایران	۳۲۷/۳۲۵	۳۱۵/۷۹۸	۱۱/۵۲۶	۳/۶۵
۱۴	ژاپن	۱۰۷/۳۹۵	۱۰۹/۴۳۳	-۲/۰۳۸	-۱/۸۶
۱۵	انگلیس	۱۱۰/۵۵۶	۱۱۳/۰۵۹	-۲/۵۰۲	-۲/۲۱
۱۶	کرواسی	۱۱۶/۵۳۱	۱۲۱/۷۸۹	-۵/۲۲۷	-۴/۲۹
۱۷	لاتویا	۱۲۲/۳۴۰	۱۲۸/۷۰۳	-۶/۳۶۲	-۴/۹۴

۱۸	بلغارستان	۱۱۵/۴۴۳	۱۲۳/۸۹۵	-۸/۴۵۲	-۶/۸۲
۱۹	لهستان	۱۱۴/۲۰۲	۱۲۳/۷۰۲	-۹/۵	-۷/۶۸
۲۰	کره	۱۰۱/۸۴۳	۱۱۰/۸۴۶	-۹/۰۰۲	-۸/۱۲
۲۱	ایرلند	۱۲۱/۶۰۳	۱۳۴/۴۳۴	-۱۲/۸۳۱	-۹/۵۴
۲۲	اسپانیا	۱۱۴/۹۰۹	۱۲۷/۶۸۲	-۱۲/۷۷۳	-۱۰
۲۳	اندونزی	۹۸/۹۷۷	۱۱۱/۱۲۵	-۱۲/۱۴۷	-۱۰/۹۳
۲۴	ایتالیا	۹۷/۷۲۸	۱۱۱/۰۰۸	-۱۳/۲۲۶	-۱۱/۹۱
۲۵	یونان	۱۰۶/۹۴۳	۱۲۲/۰۸۷	-۱۵/۱۴۴	-۱۲/۴
۲۶	روسیه	۱۱۱/۷۷۰	۱۲۸/۱۲۵	-۱۶/۳۵۵	-۱۲/۷۶
۲۷	رومانی	۱۰۷/۳۱۶	۱۲۶/۱۲۸	-۱۸/۸۱۱	-۱۴/۹۱
۲۸	برزیل	۸۵/۰۷۷	۱۱۳/۶۰۲	-۲۸/۵۲۵	-۲۵/۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-نتیجه‌گیری

در میان کشورهای منتخب ۱۳ کشور از جمله ایران دارای حباب مسکن مثبت هستند. یعنی قیمت مسکن حقیقی بصورت معناداری بیشتر از حالت مطلوب می‌باشد. همچنین در ۱۵ کشور حباب مسکن منفی وجود دارد. یعنی در این کشورها قیمت مسکن حقیقی پایین‌تر از حالت مطلوب قرار دارد. سطح معناداری در ۱۴ کشور بالاتر از ۵ درصد بود که در این کشورها تغییر محسوسی در قیمت‌ها رخ نداده است و حباب مسکن وجود ندارد. با توجه به درصد شکاف شاخص قیمت مسکن به دست آمده، می‌توان نتیجه گرفت که دولت‌ها با اتخاذ تدابیری می‌توانند با تغییر متغیرهای توضیحی تاثیرگذار به کاهش حباب قیمت مسکن کمک نمایند.

نتایج جدول ۹ نشان دهنده تاثیر مثبت و معنادار تولید داخلی سرانه است.

جدول (۹): درصدتغییر لازم در متغیر مستقل

درصدتغییر لازم در متغیر مستقل	درصد شکاف (تفاوت میانگین ۷ با ۷^۸) در ایران	ضریب متغیرها در مدل	
-۱۳/۳	۳/۶۵	-۰/۳۶۴۶۱	INF
.۴۰۸		۰/۰۰۱۱۲	GDPP
-۰/۱۹		۰/۰۰۰۵۳	POP
-۰/۰۶۳		-۰/۰۰۰۱۷	REX

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس تئوری‌های نظری یکی از راهکارهای بانک مرکزی و دولت برای مهار تورم، حمایت از تولید است. افزایش تولید از طریق سیاست‌های پولی و مالی موجب افزایش

عرضه‌کل وکاسته شدن فشار از سمت تقاضای کل می‌گردد. بخشی از تولید در ایران شامل تولید مسکن هست. بر مبنای نتایج مدل، افزایش چهل و یک صدم درصدی در تولید سرانه حقیقی موجب بسته شدن حباب حقیقی قیمت مسکن می‌شود. رونق اقتصادی و افزایش تولید در میان‌مدت تورم را مهار خواهدکرد. نتیجه دیگر تحقیق تاثیر مثبت و معنادار جمعیت بر شاخص قیمت واقعی مسکن می‌باشد. این نتیجه نیز کاملا منطبق بر تئوری‌های اقتصادی است. افزایش مداوم جمعیت در کشورهای مورد مطالعه باعث ایجاد فشار تقاضا بر مسکن می‌شود. رشد تقاضا (غیر متناسب) با توجه به محدودیت کوتاه مدت در افزایش عرضه مسکن، باعث افزایش قیمت واقعی مسکن و حباب حقیقی می‌شود. اگر جمعیت نوزده صدم درصد افزایش یابد موجب ایجاد حباب حقیقی کنونی می‌شود و بالعکس. با وجود اینکه کاهش جمعیت منجر به کاهش حباب می‌شود، لیکن به دلیل سیاست‌های دولت ایران جهت جوانسازی جمعیت، نمی‌تواند به عنوان راهکار پیشنهاد گردد. نتیجه بعدی تحقیق تاثیر منفی نرخ واقعی ارز بر قیمت واقعی مسکن می‌باشد. نرخ ارز یکی از عوامل مهم تورم در دنیا شناخته می‌شود. افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت اقلام وارداتی، شامل مواد اولیه، کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی می‌شود. این موجب تورم می‌شود و تورم آثاری دارد که قبلا اشاره شد. به هر حال کنترل نرخ ارز منجر به کنترل قیمت مسکن و کاهش حباب آن می‌شود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. خلیلی عراقی، سیدمنصور و مهرآرا، محسن (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳)، ۵۰-۳۳.

۲. شریف کریمی، محمد، دل‌انگیزان، سهراب و شهاب، آزاده (۱۴۰۲). تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر فقر مسکن در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۰(۴)، ۱۴۰-۱۰۳.

۳. منوچهری، صلاح‌الدین و قلی‌زاده، علی اکبر (۱۴۰۱). واکنش سفته بازی در بازار مسکن به شوک‌های برونزا در ایران. *فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۲(۲)، ۲۱۶-۱۸۵.

۴. قلی زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۷). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۵(۳)، ۷۷-۴۹.

۵. منجذب، محمدرضا، خندان، عباس و شاه بهرامی، حمید (۱۴۰۱). اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن (مسکونی) مناطق شهری استان‌های منتخب ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۱)، ۱۸۸-۱۵۷.

۶. نصراصفهانی، رضا، صفاری، بابک و لطیفی، محمدرضا (۱۳۹۶). تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی شهر تهران). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۲ (۱)، ۱۸۳-۱۶۳.

1. Asal, M. (2019). Is there a bubble in the Swedish housing market?. *Journal of European Real Estate Research*, *12*(1), 32-61.
2. Belotti, F., Hughes, G., & Mortari, A. P. (2017). Spatial panel-data models using Stata. *The Stata Journal*, *17*(1), 139-180.
3. Berk, N., Biçen, S., & Seyidov, N. (2022). Study on measuring of real estate speculative bubble: Evidence from Turkey. *European Journal of Multidisciplinary Studies*, *7*(1), 18-25.
4. Bono, H. R., Leathers, C. G., & Raines, J. P. (2017). The new deflation and housing market bubbles in the USA and UK: A monetary policy dilemma. *International Journal of Social Economics*, *44*(6), 760-773.
5. Cevik, .., & Naik, .. (2024). Bubble detett ive: City lelel analysis of house price cycles. *International Finance*, *27*(1), 2-16.
6. Case, K. E., & Shiller, R. J. (1988). The behavior of home buyers in boom and post-boom markets.
7. Dupor, B. (2005). Stabilizing non-fundamental asset price movements under discretion and limited information. *Journal of Monetary Economics*, *52*(4), 727-747.
8. Duran, H. .., & Özdoğan, H. (2020). Asymmetries across regional housing markets in Turkey. *The Journal of Economic Asymmetries*, *22*, e00178.
9. Eschker, E., & Messner-Zidell, S. (2007). Is There a Housing Bubble in Humboldt County?.

10.Fox, R., & Tulip, P. (2014). Is Housing Overvalued? Research, Discussion. *Sydney: Reserve Bank of Australia*.
11.Gao, Z., Sockin, M., & Xiong, W. (2020). Economic consequences of housing speculation. *The Review of Financial Studies*, *33*(11), 5248-5287.
12.Qolizadeh, A. A., & Kamiyab, B. (2007). Investigating the effect of monetary policy on the housing price bubble in boom and recession periods in Iran. *Quantitative Economics Quarterly*, 5(3), 49-77 (in Persian).
13.Himmelberg, C., Mayer, C., & Sinai, T. (2005). Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions. *Journal of Economic Perspectives*, *19*(4), 67-92.
14.Khalili Iraqi, S. M., & Mehrara, M. (2011). Investigating factors affecting housing prices in Iran using composite data. *Economic Research and Policy Quarterly*, 20(63), 33-50 (in Persian).
15.Manouchehri, S., & Qolizadeh, A. A. (2022). The reaction of speculation in the housing market to exogenous shocks in Iran. *Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development)*, 22(2), 185-216 (in Persian).
16.McCarthy, J., & Peach, R. W. (2004). Are home prices the next bubble?. *Available at SSRN 634265*.
17.MOnjazeb, M. R., Khandan, A., & Shah Bahrami, H. (2022). Measuring the degree of speculation in the housing market of urban areas in selected provinces of Iran: a spatial econometric approach. *Economic Research*, 57(1), 157-188 (in Persian).
18.Nassif, A., Feijó, C., & Araújo, E. (2011, December). The long-term" optimal" real exchange rate and the currency overvaluation trend in open emerging economies: The case of Brazil. United Nations Conference on Trade and Development.
19.Nasresfahani, R., Safari, B., & Latifi, M. R. (2016). Analysis of effective economic factors on the housing price bubble (Tehran case study). *Journal of Economic Research*, 52 (1), 163-183 (in Persian).
20.Sharif Karimi, M., Delangizan, S., & Shahab, A. (2023). The effect of economic and social factors on housing poverty in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 10(4), 103-140 (in Persian).
21.Shen, T., Feng, D., & Sun, T. (2010). Spatial econometrics. Peking University Press.
22.Shmygel, A., & Hoesli, M. (2023). House price bubble detection in Ukraine. *Journal of European Real Estate Research*, *16*(2), 297-324.
23. Yang, X., Wu, Y., Shen, Q., & Dang, H. (2017). Measuring the degree of speculation in the residential housing market: A spatial econometric model and its application in China. *Habitat International*, *67*, 96-104.
24. Zhu, H. (2005). The importance of property markets for monetary policy and financial stability. *Press & Communications CH-4002 Basel, Switzerland E-mail: publications@ bis. org Fax:+ 41 61 280 9100 and+ 41 61 280 8100*, 9.