Measuring the Degree of Speculation in the Housing Market of urban Areas of Selected Provinces of Iran: a Spatial Econometric Approach

Mohammad Reza Monjazeb[*1], Abbas Khandan[2], Hamid Shah Bahrami[3]

1. Associate Professor, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, monjazeb@khu.ac.ir

2. Assistant Professor, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, khandan.abbas@khu.ac.ir

3. MA, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, mbahrami498@gmail.com

Received: 2022-08-22 Accepted: 2022-11-14

Abstract

This study seeks to measure the degree of housing speculation in selected provinces of Iran with a spatial econometric approach, and for that purpose, the real value time series data on land prices, housing prices, GDP and rents in 20 provinces during the period (1385-1396) is used. After examining the effects of these variables on the housing prices of the selected provinces, a fixed-effect spatial autoregression model was estimated and the degree of housing speculation in the provinces was calculated based on the gap between the average actual and the estimated prices (intrinsic value). The results indicate that housing rent and land prices have a positive effect while GDP has a negative effect on housing prices. The housing prices gap was significant for all provinces which based on that, then, the degree of speculation of the provinces was calculated. The spatial and contiguity effects of provinces on their neighbors were estimated as well, based on provinces' neighborhoods and their degree of speculation.

JEL Classification: G10, R31, R32.

Keywords: Housing prices, speculation, regional housing markets, spatial econometrics

*. Corresponding Author, Tel: +982177527674

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص ۱۸۸ -۱۵۷

اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن (مسکونی) مناطق شهری استان‌های منتخب ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

DOI: 10.22059/jte.2022.345778.1008684

محمدرضا منجذب*[۱]، عباس خندان[۲]، حمید شاه بهرامی[۳]

۱. دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، monjazeb@khu.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، khandan.abbas@khu.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد مهندسی صنایع سیستم‌های کلان اقتصادی اجتماعی، تهران، ایران، mbahrami498@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۲۳

چکیده

این مقاله به دنبال اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی مسکن استان‌های منتخب ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی است و در این راستا از داده های حقیقی شده قیمت زمین، قیمت مسکن، تولید ناخالص داخلی و اجاره بها در۲۰ استان طی دوره زمانی (۱۳۹۶-۱۳۸۵) استفاده شده است. پس از بررسی اثرات این متغیرها بر قیمت مسکن استان‌ها، مدل خودرگرسیون فضایی با اثرات ثابت، برآورد و با استفاده از رویکرد شکاف بین میانگین‌های قیمت واقعی و قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) درجه سفته‌بازی مسکن در استان‌ها محاسبه شده است. نتایج حاکی از آن 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 بود و بر اساس آن درجهٔ سفته‌بازی استان‌ها محاسبه شده است. همچنین، اثرات فضایی و مجاورتی استان‌ها بر همسایگان خود نمایان گردید.

طبقه‌بندی JEL: G10, R31, R32

کلیدواژه‌ها: بازار مسکن، قیمت مسکن، درجه سفته بازی، اقتصادسنجی فضایی

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۷۷۵۲۷۶۷۴

۱- مقدمه

بخش مسکن نقش مهمی در اقتصاد ایران دارد. بیش از ده‌ها سال است که قیمت مسکن و اجاره بها در سراسر کشور رو به افزایش بوده و مردم و سیاستمداران از بحران مسکن صحبت کرده‌اند. بر اساس گزارش مرکز آمار ایران، در سال ۱۳۷۵ متوسط قیمت هر مترمربع مسکن در پایتخت تهران ۵۴۶ هزار ریال بوده، که در بهار ۱۴۰۰ به قیمت ۳۲۵۶۲۹ هزار ریال رسیده یا ۵۹۶ برابر شده است. به‌عبارت دیگر، تهران طی ۲۵ سال گذشته متوسط تورم هندسی مستمر ۲۹/۱۳ درصدی قیمت مسکن را تجربه کرده است. قیمت‌ها هر ۲/۴ سال دو برابر شده و این به‌طور مداوم در ۲۵ سال گذشته تکرار شده است. بر اساس گزارش ۱۴۰۰ بودجه خانوار مرکز آمار، هزینه مسکن حدود ۳۷ درصد از کل هزینه خانوار در مناطق شهری را تشکیل می‌دهد که به‌طور طبیعی بر نرخ ازدواج و باروری تأثیر منفی و معناداری خواهد داشت (قلی‌پور و فرزانگان[1] ۲۰۱۵). روند صعودی قیمت مسکن سبب کاهش تقاضا شده، به‌گونه‌ای که تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره در مناطق شهری که در سال ۱۳۹۰ برابر ۱۹۷ هزار و ۱۰۵ فقره بوده، در دهه اخیر در برخی سال‌ها تا ۵۰ درصد کاهش داشته است. همه اینها در حالی اتفاق افتاده که اقتصاد ایران تحت تأثیر تحریم‌های سخت آمریکا آسیب دیده است. سیاست‌گذاران ایرانی با نگرانی از پیامدهای اقتصادی و اجتماعی تحریم‌ها و بحران مسکن، مشکلات این بخش را در اولویت قرار داده‌اند و مسکن را پیش درآمد اقتصاد و بهترین راه برای ایجاد اشتغال می‌دانند. همچنین بحران مسکن توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است.

اما ریشه این تورم مداوم قیمت مسکن در ایران چه بوده است؟ در اقتصاد نئوکلاسیک، عرضه و تقاضا قیمت مسکن را تعیین می‌کنند. در سمت عرضه، وام‌های بانکی، نرخ بهره (سود تسهیلات)، افزایش قیمت زمین، در دسترس بودن خانه‌های نوساز و میزان خالی بودن موجودی خانه‌های موجود بر قیمت مسکن تأثیرگذارند و در سمت تقاضا به عوامل تأثیرگذار دیگری از جمله رشد جمعیت، درآمد، تزریق دلارهای نفتی به اقتصاد، نیازهای سرمایه‌گذاری و سطح بالای تورم می‌توان اشاره کرد. با وجود توضیح‌دهندگی این مدل‌های سنتی، اما آن‌ها بر پیش‌فرض نادرست تسویه‌ی آنی بازار استوارند، به این معنی که قیمت‌ها تقریباً بلافاصله تنظیم می‌شوند تا تقاضا و عرضه

1. Gholipour & Farzanegan

مسکن در هر مقطع زمانی متعادل شود. در مقابل، مطالعات اخیر نشان داده که بازار مسکن اغلب ناکارآمد بوده و سفته‌بازی یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن است.

بازار املاک و مستغلات به‌عنوان یکی از مهم‌ترین فرصت‌های سرمایه‌گذاری در ایران همواره با نوسانات سفته‌بازانه مواجه است. شتاب رشد شاخص قیمت مسکن در ایران به‌خصوص در برخی دوره‌های زمانی به صورتی بوده است که به نظر نمی‌رسد تنها ناشی از افزایش تقاضای مصرفی برای مسکن باشد؛ کمتر تحلیلگری را می‌توان یافت که به وجود تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن ایران اشاره نداشته باشد. منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱)، نشان می‌دهند که در سه دهه گذشته به‌طور متوسط ۲۰ درصد از افزایش قیمت مسکن مربوط به سفته‌بازی بوده است. عدم اطمینان به بازار سرمایه، کالای اَمن بودن مسکن، اعتقاد به عدم کاهش قیمت مسکن میان سرمایه‌گذاران، افزایش تحریم‌ها و رکود صنعت و عدم سرمایه‌گذاری در آن و از سویی ورود بخشی از تسهیلات اعطایی در قالب طرح‌های زودبازده به بخش مسکن موجبات رونق سفته‌بازی و تبدیل‌شدن مسکن به کالایی سرمایه‌ای را فراهم کرده، که از عوامل اصلی افزایش قیمت مسکن در ایران به شمار می‌رود (آرام بنیار، ۱۳۸۸). افزون بر این، مسکن در ایران به‌عنوان تأمین کننده درآمد و رفاه دوران سالمندی نیز عمل می‌کند، بنابراین تقاضای مصرفی نیز به‌نوعی جنبه سرمایه‌ای دارد.

به دلیل اهمیت مسئله مطالعات مختلفی سفته‌بازی در بازار مسکن ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند، اما با این وجود مطالعات کمی هستند که به اثرگذاری سفته‌بازی مسکن در مناطق و استان‌های مختلف بر یکدیگر توجه کرده و این مسئله را با این رویکرد مورد تحلیل قرار دهند. با توجه به موارد مطرح شده، این مقاله قصد دارد درجهٔ سفته‌بازی مسکن در استان‌های مختلف کشور را برآورد کند و اثرگذاری رفتارهای سفته‌بازانه هر یک از استان‌های کشور بر یکدیگر را مورد بررسی قرار دهد. برای این‌منظور با بررسی خودهمبستگی فضایی در بین متغیرهای مدل و اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR[1])، ارتباط فضایی بین قیمت مسکن در استان‌های منتخب ایران تجزیه و تحلیل شده و میزان سفته‌بازی در بازار مسکن استان‌ها با رویکرد شکاف قیمتی مسکن محاسبه خواهد شد. در این راستا از داده‌های

1. Spatial Autoregressive Model

سری زمانی سالانه متغیرهای قیمت حقیقی مسکن، اجاره‌بها حقیقی، قیمت حقیقی زمین و تولید ناخالص داخلی حقیقی طی دوره (۱۳۹۶-۱۳۸۵) مربوط به ۲۰ استان ایران استفاده شده و تجزیه و تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای استاتا[1] و جئودا[2] انجام خواهد شد.

ساختار مقاله به این شکل است که ابتدا در بخش دوم به مرور ادبیات نظری موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته خواهد شد. سپس در بخش سوم شیوه اندازه‌گیری درجهٔ سفته‌بازی و روش تجزیه و تحلیل فضایی در این مقاله معرفی خواهد شد. بخش چهارم به ارائه یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در نهایت در بخش پنجم بر اساس تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها، پیشنهادها و راه‌کارهایی در جهت برون‌رفت از سفته‌بازی و فعالیت‌های محتکرانه در استان‌های منتخب ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

در اقتصاد نئوکلاسیک، عرضه و تقاضا قیمت مسکن را تعیین می‌کند. بسیاری از مطالعات در این زمینه، بحران مسکن مشاهده شده در ایران را به افزایش هزینه‌های ساخت و ساز ناشی از کاهش یارانه کالاها و خدمات و تحریم‌ها در سمت عرضه یا رشد جمعیت، درآمد، تزریق دلارهای نفتی به اقتصاد، نیازهای سرمایه‌گذاری و سطح بالای تورم در سمت تقاضا نسبت می‌دهند (ابوالحسنی و همکاران ۱۳۹۵؛ عباسی‌نژاد و یاری ۱۳۸۸؛ کمالی دهکردی ۱۳۹۹؛ منجذب و مصطفی‌پور ۱۳۹۲؛ هداوندی و همکاران[3] ۲۰۱۱). اگرچه در این مدل‌های سنتی فرض می‌شود که بازار مسکن آنی تسویه شود (دیپاسکوئال و ویتون[4] ۱۹۹۴؛ مین و آندره[5] ۱۹۹۸؛ مولبایر و مورفی[6] ۱۹۹۷)، اما مطالعات اخیر نشان داده که بازار مسکن اغلب ناکارآمد و کند است (کیس و شیلر[7] ۲۰۰۳؛ مالیک و ماهالیک[8] ۲۰۱۵) و سفته‌بازی یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین کننده قیمت در بازار مسکن است (مالیک و ماهالیک ۲۰۱۵).

1. Stata
2. Geoda
3. Hadavandi et al.
4. DiPasquale & Wheaton
5. Meen & Andrew
6. Muellbauer & Murphy
7. Case & Shiller
8. Mallick & Mahalik

ریشه بیماری ساختاری و رشد بسیار سریع و جهش‌های قیمتی مسکن را می‌توان نخست در ضعف زمینه‌های سرمایه‌گذاری مولد و دوم در نقش مسکن به‌عنوان یکی از مهم‌ترین دارایی‌ها جستجو کرد. تقاضای مسکن به‌عنوان دارایی همواره یکی از اجزای اصلی تقاضای مسکن و مستغلات است، چرا که در بازار مسکن فرصت‌های زیادی برای تخصیص دوباره سرمایه، برون‌سپاری سود مازاد و محافظت در برابر بحران‌ها وجود دارد (چانگ و کارپنتر[1] ۲۰۲۰؛ هاروی[2] ۱۹۷۶؛ ۱۹۷۸؛ ۱۹۸۱). در درون این تقاضای دارایی است که فعالیت‌های سفته‌بازانه صورت می‌گیرد. سفته‌بازی یک فعالیت اقتصادی است که شامل خرید و فروش موقتی بر اساس قیمت‌های انتظاری با هدف کسب سود از طریق تغییرات قیمت، به‌جای خریدن برای مصرف است (کیس و شیلر ۲۰۰۳). خرید ارزان‌تر و فروش بالاتر بر اساس تغییر قیمت مسکن در مدت‌زمان نسبتاً کوتاه را می‌توان سفته‌بازی در معاملات مسکن توصیف کرد. در حقیقت، بین سفته‌بازی مسکن و سرمایه‌گذاری از این جهت تفاوت وجود دارد که سفته‌بازی بر استفاده از نوسانات کوتاه‌مدت بازار برای به دست آوردن سود کوتاه‌مدت متمرکز است.

به‌طور کلی، ساختار قیمت مسکن را می‌توان به‌صورت مدل زیر که از پژوهش لین[3] و همکاران (۲۰۰۷) گرفته شده، بیان کرد:

$$P_t = P_t^m + Z_t \qquad (1)$$

در این معادله P_t قیمت مسکن در دوره زمانی t، P_t^m ارزش ذاتی مسکن و Z_t بخشی از قیمت مسکن است که نمی‌تواند تنها از طریق ارزش ذاتی ملک توضیح داده شود. ارزش ذاتی مسکن به عرضه و تقاضا بستگی دارد و از عوامل اصلی تأثیرگذار بر ارزش ذاتی می‌توان به متغیرهایی مثل میزان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن I_t، نرخ بهره تسهیلات بانکی i_t، میزان ساخت و ساز مسکن S_t، هزینه ساخت‌وساز C_t، درآمد افراد در هر دوره زمانی y_t و اجاره‌بها R_t، اشاره کرد. افزون بر این موارد، تولید ناخالص داخلی GDP_t نیز به‌عنوان نشانگر شرایط عملکرد کلان اقتصاد می‌تواند به خوبی تأثیر محیط خارجی بر قیمت مسکن را توضیح دهد. به این ترتیب، ارزش ذاتی مسکن P_t^m را می‌توان به شکل تابع زیر تعریف کرد:

$$P_t^m = f(I_t, S_t, C_t, y_t, R_t, i_t, GDP_t) \qquad (2)$$

1. Chung & Carpenter
2 . Harvey
3. Lin et al.

زمانی که قیمت مسکن بر مبنای ارزش ذاتی P_t^m باشد، عایدی سرمایه‌ای آن صفر است و تقاضای مسکن به همین عوامل اشاره شده محدود می‌شود. به‌عنوان مثل افزایش درآمد موجب توسعه نیازهای فردی و شوک‌های تقاضا خواهد شد. اگر نرخ بهره افزایش یابد، هزینه استقراض هر فرد افزایش می‌یابد و تقاضا برای محصولات مسکونی و مربوطه را کاهش خواهد داد. لوین و رایت[1] (۱۹۹۷)، بخش Z_t در فرمول (۱) را ارزش تنزیل-شده عایدی مورد انتظار از سرمایه‌گذاری در مسکن Z_{t+1}^e می‌داند. در صورتی‌که انتظارت از عایدی سرمایه‌ای مسکن تنها از تغییرات قیمت در دوره گذشته ناشی شود، این را می‌توان به شکل معادله (۳) نوشت جایی‌که نرخ رشد قیمت مسکن در دوره قبل g_{t-1} از مهم‌ترین عوامل مؤثر $\partial f/\partial g > 0$ بر انتظارات و سفته‌بازی می‌باشد.

$$Z_t = {Z_{t+1}^e}\Big/{(1+i_t)} = f(g_{t-1})(1/1+i_t) \qquad (۳)$$

با جایگذاری معادلات (۲) و (۳) در معادله (۱)، مدل عمومی قیمت مسکن به‌دست می‌آید.

$$P_t = f_1(I_t, S_t, C_t, y_t, R_t, i_t, GDP_t) + f_2(g_{t-1})(1/1+i_t) \qquad (۴)$$

که برای ساده‌سازی می‌توان آن را به‌صورت زیر نوشت:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 I_t + \alpha_2 S_t + \alpha_3 C_t + \alpha_4 y_t + \alpha_5 R_t + \alpha_6 i_t \qquad (۵)$$
$$+\alpha_7 GDP_t + \alpha_8[(g_{t-1})/(1+i_t)]_t$$

به این ترتیب، در مدل قیمت مسکن به‌طور معمول روابط زیر حاکم است:

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_7 > 0$

البته برای دو عامل نرخ بهره و رشد قیمت مسکن در گذشته روابط کمی پیچیده‌تر است. مشتقات جزئی قیمت مسکن بر حسب این دو عامل به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\partial P_t/\partial i_t = \alpha_6 - \frac{\alpha_8(g_{t-1})}{(1+i_t)^2} \ , \ \partial P_t/\partial g_{t-1} = \frac{\alpha_8}{(1+i_t)} \qquad (۶)$$

می‌توان سفته‌بازی در بازار مسکن را نیز اندازه گرفت. درجهٔ سفته‌بازی تأثیر رشد قیمت در دوره قبل g_{t-1} بر انتظارات رشد قیمت در آینده g_{t+1}^n را منعکس می‌کند. طبق انتظارات تطبیقی، انتظارات رشد قیمت در آینده g_{t+1}^n نسبتی از نرخ تغییر قیمت مسکن در گذشته $g_{t+1}^n = \theta g_{t-1}$ می‌باشد. جایی که θ نشان‌دهنده تأثیر تغییرات قیمتی در گذشته بر انتظارات قیمتی در آینده است. انتظار می‌رود که انگیزه

1. Levin & Wright

سرمایه‌گذاران برای مسکن (مسکونی) در کوتاه‌مدت و رشد یا کاهش قیمت مسکن تأثیری مشابه تأثیر نرخ بهره بر قیمت‌ها داشته باشد. یعنی:

$$\partial P_t/\partial i_t = \partial P_t/\partial g^n_{t+1} = (\partial P_t/\partial g_{t-1})/\theta \qquad (۷)$$

بر این اساس، با جایگذاری مشتقات نسبی فرمول (۶)، در رابطه (۷) داریم:

$$\theta = \frac{(\partial P_t/\partial g_{t-1})}{(\partial P_t/\partial i_t)} = \frac{[\alpha_8/(1+i_t)]}{[\alpha_6 - \alpha_8(g_{t-1})/(1+i_t)^2]} \qquad (۸)$$

از آنجایی‌که i_t و g_{t-1} به‌اندازه کافی کوچک هستند؛ بنابراین حذف شده و به‌صورت تقریبی خواهیم داشت:

$$\theta \approx \left(\frac{\alpha_8}{\alpha_6}\right) \times 100\% \qquad (۹)$$

بنابراین، θ می‌تواند یک معیار تقریبی از درجهٔ سفته‌بازی یا تأثیر رشد قیمت گذشته بر روی رشد انتظاری قیمت در آینده باشد.

۲-۱- پیشینه تحقیق

از قدیمی‌ترین مطالعات در این زمینه می‌توان به نظریه میوت[1] (۱۹۶۹) اشاره کرد. میوت قیمت مسکن را بر ستانده و سایر عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن برازش کرده است. این نظریه به‌طور عمده بر اختلاف میان موجودی مطلوب و بالقوه مسکن تأکید داشته و دلیل به وجود آمدن این شکاف را از عوامل متعدد برونزایی مانند افزایش درآمد خانوار، کاهش نرخ بهره، کاهش مالیات می‌داند. یکی دیگر از عوامل برون‌زایی که به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم موجب شکل‌گیری این پدیده می‌شوند، سیاست‌های پولی هستند (کمیجانی و همکاران ۱۳۹۲). پویایی نوسان‌های بازار مسکن به این صورت است که ابتدا منابع عظیم مالی به‌صورت سفته‌بازانه بنا به دلایل مختلف به‌سوی بخش مسکن جریان می‌یابند. در شرایط فقدان الگوها و کانال‌های مناسب سرمایه‌گذاری، ورود نقدینگی به‌تدریج حالت هجمه‌ای به خود می‌گیرد و ازآنجایی‌که فعالیت‌های سفته‌بازانه سودآور جلوه می‌کنند، این وضعیت تا زمانی‌که اضافه عرضه به‌یک‌باره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش تغییر دهد بالا می‌ماند (یزدانی ۱۳۸۲، خداداد کاشی و رزبان ۱۳۹۳). در این قسمت پیشینه‌ای به روز از موضوع ارائه خواهد شد.

1. Muth

در داخل کشور مطالعات مختلفی به بررسی قیمت مسکن و سفته‌بازی در مسکن ایران پرداخته‌اند که از مهم‌ترین این مطالعات داخلی می‌توان به چند مورد اشاره کرد. منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱)، به بررسی رفتار سفته‌بازانه در بازار مسکن ایران در طول سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ می‌پردازند. این مطالعه به پیروی از «الگوی روهنر» و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با پارامتر متغیر زمانی(OLS-TVP) شاخصی از سفته‌بازی مسکن را برآورد کرده است. طبق نتایج برآورد شده در طول دوره مورد بررسی، به‌طور میانگین ۲۰ درصد از افزایش قیمت مسکن مربوط به سفته بازی بوده که بیشترین نرخ رشد آن در سال ۷۸ با ۳۲۰ درصد و کمترین نرخ رشد آن مربوط به سال ۸۴ و ۹۱ با ۲۳ درصد بوده است. سپس این مطالعه با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری مارکف – سوئیچینگ (MSVAR)، به بررسی تأثیر شوک‌های مختلف بازار سهام، بازار ارز، بازار طلا، مالیات بر مسکن و نرخ بهره بر سفته بازی می‌پردازد. نتایج به‌دست آمده در این قسمت نیز نشان می‌دهند که سفته‌بازی در بازار مسکن بیشترین واکنش و تأثیرپذیری را از شوک‌های بازارهای ارز، طلا و نرخ بهره داشته و شوک‌های بازار سهام و همچنین مالیات کمترین تأثیر را بر سفته‌بازی مسکن در ایران داشته‌اند.

اسدپور (۱۳۹۸)، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ اثر نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، قیمت سهام، شاخص قیمت و تولید ناخالص داخلی بر قیمت مسکن را بررسی کرده است. نتایج برآورد الگوی (E-GARCH) در کوتاه‌مدت و بلندمدت در این مطالعه نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن داشته‌اند در حالی‌که قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند. نصر اصفهانی، صفاری و لطیفی (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی VAR و ARDL به بررسی سهم عوامل غیرذاتی در قیمت واقعی مسکن، شناسایی عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در شهر تهران (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و تعیین سهم هر یک از عوامل اقتصادی در حباب قیمت مسکن در دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. این مطالعه پس از برآورد الگوی پویای ارزش ذاتی مسکن، تائید اعتبار مدل و سپس آزمون ریشه واحد بر روی جزء پسماند، این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات توضیح داده‌شده توسط متغیرهای توضیحی در مقایسه با تغییرات توضیح داده نشده (خطاها) معنی‌دار بوده و جزء پسماند پایاست و آن را می‌توان به‌عنوان حباب قیمت مسکن شهر تهران

پذیرفت. از میان متغیرهای توضیح‌دهنده ارزش ذاتی واقعی مسکن در شهر تهران نیز طبق نتایج به‌دست آمده، متغیر تعداد خانوار بیشترین کشش قیمتی و متغیر نسبت وام به ارزش ملک دارای کمترین کشش قیمتی بوده‌اند. در بین متغیرهای توضیح‌دهنده حباب قیمت مسکن شهر تهران نیز متغیر حجم نقدینگی مهم‌ترین و متغیر نرخ واقعی بهره، کم‌اهمیت‌ترین متغیر توضیحی حباب قیمت مسکن در این شهر می‌باشند.

عابدینی و همکاران (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای به برآورد یک مدل ساختاری برای تعیین قیمت مسکن و تعیین حباب قیمتی مسکن در استان‌های مختلف ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. این مطالعه با در نظر گرفتن مجموعه کاملی از متغیرهای اثرگذار در چهارچوب داده‌های تابلویی (پانل)، ابتدا ویژگی‌های مهمی مانند مانایی و هم انباشتگی متغیرها و تعیین الگوی قیمت‌گذاری مسکن در کشور را بررسی کرده و پس از برآورد مدل نشان داده‌اند که فرضیه وجود حباب قیمتی در بازار مسکن ایران رد می‌شود. این مطالعه مدعی شده است که افزایش مداوم طی دهه‌های گذشته در قیمت مسکن توسط متغیرهای ساختاری مانند هزینه‌های تولید، حجم نقدینگی و رشد مؤثر تقاضا توضیح داده می‌شوند. طبق برآوردهای این مطالعه، قیمت زمین (با کاربری مسکونی) و حجم نقدینگی مهم‌ترین عوامل رشد قیمت مسکن در ایران بوده‌اند، به‌طوری‌که افزایش یک درصدی قیمت زمین یا افزایش یک درصدی حجم نقدینگی قیمت مسکن را به ترتیب ۰/۳۴۵ و ۰/۵ درصد افزایش می دهند. ارزیابی پسماندهای مدل به تفکیک استانی حاکی از آن است که قیمت مسکن در برخی استان‌ها مانند اصفهان، آذربایجان شرقی و قزوین تابع قوی‌تری از متغیرهای ساختاری نسبت به برخی استان‌های دیگر مانند تهران، کهگیلویه و بویراحمد و همدان بوده است.

قادری و ایزدی (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ پرداخته و اثر متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه نیز حاکی از آن است که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری و شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن تأثیر مثبت دارند. و در مقابل، اثر تغییرات تولید ناخالص

ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن منفی برآورد شده است. این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت می‌باشد و سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

سید نورانی (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای به بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی در بازار مسکن مناطق شهری ایران برای دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ می‌پردازد. پس از طراحی یک مدل مناسب برای تبیین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن، این مطالعه از روش GMM برای برآورد استفاده می‌کند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل‌شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه‌های ساختمانی صادرشده) اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. از میان عوامل مورد نظر تنها اثر تغییر درآمد (تولید ناخالص داخلی) بر شاخص قیمت مسکن معنادار نبوده است. این مطالعه با تعریف حباب قیمت مسکن به‌عنوان اختلاف قیمت واقعی مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن و تعمیم ضرایب برآوردی به سال ۱۳۹۱ نشان می‌دهد که در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۹۱ به ترتیب حدود ۱۷/۸، ۲۶/۳ و ۵۶/۶ درصد از رشد فصلی شاخص قیمت را می‌توان به عوامل مقطعی و روانی بازار یا به حباب قیمت مسکن منسوب کرد.

شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱)، نیز در مقاله‌ای با استفاده از سه مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) به بررسی اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران می‌پردازند. این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷، تأثیر ۸ متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن، درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت، درآمدهای نفتی، شاخص قیمت مسکن، نرخ بهره، تعداد ساختمان‌های شروع به کار و تولید ناخالص داخلی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاهمدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیستند، اما این سیاست‌ها در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت نقش مهمی در تعیین قیمت مسکن دارند. از سوی دیگر، سیاست‌های مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند، اما

سیاست‌های پولی می‌توانند در کنترل این متغیرها مؤثر واقع شوند. نتایج نشان می‌دهد درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره اثر معناداری بر قیمت مسکن نداشته، در حالی‌که مخارج دولت در بلندمدت اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد.

خلیلی عراقی، مهر آرا و عظیمی (۱۳۹۱)، به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ می‌پردازند. این مطالعه با استفاده از داده‌های پانل نامتوازن مناطق شهری ۳۰ استان کشور تلاش می‌کند تا اثر متغیرهای مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوارها، هزینه مالکیت مسکن، تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت‌وساز را بر قیمت مسکن برآورد کند. همچنین به‌منظور تفکیک اثر متغیرها در افق زمانی با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی (DOLS)، معادلات به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین آثار مثبتی بر قیمت مسکن داشته، در حالی‌که اثر هزینه مالکیت مسکن منفی برآورد شده است. در کوتاه‌مدت نیز افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه بر قیمت مسکن در دوره جاری اثر مثبت داشته، ولی اثر هزینه مالکیت همچنان منفی است.

همه این مطالعات تأثیر متغیرهای مختلف بر افزایش قیمت مسکن در ایران را مورد بررسی قرار داده و بر وجود سفته‌بازی در بازار مسکن ایران تأکید می‌کنند. با این وجود، در مطالعات بالا یکی از مشخصه‌های مهم بازار مسکن یعنی وجود اثرات فضائی بین قیمت مناطق مختلف نادیده گرفته شده است. اثرگذاری افزایش یا جهش‌های قیمتی مسکن مناطق و استان‌های مختلف بر یکدیگر و سرریز رفتارهای سفته‌بازانه در اغلب مطالعات در حوزه مسکن مورد توجه بوده است. به‌عنوان مثال لیو و ما[1] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های سالانه ۳۱ ایالت، شهر و مناطق خودگردان در چین برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸، به بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در چین به روش رگرسیون داده‌های پانل پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که قیمت زمین، اعطای تسهیلات ساخت به سازندگان املاک، درآمد سرانه و نسبت افراد با مدارک دانشگاهی یا بالاتر بر قیمت مسکن اثر مثبت و شمار بیکاران تأثیر منفی بر

1. Liu & Ma

قیمت مسکن دارند. این پنج متغیر ۷۲ درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دادند، در حالی‌که دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره، سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP) و هزینه اجاره‌بها تأثیرات قابل‌توجهی بر قیمت مسکن نداشته‌اند. این مطالعه سپس با مقایسه سطوح قیمت واقعی مسکن با قیمت‌های برآوردی به بررسی و ارزیابی وجود حباب‌های قیمت مسکن در چین می‌پردازد.

تقی‌زاده و همکاران[1] (۲۰۲۰)، تغییر قیمت مسکن در هنگ‌کنگ ناشی از تأثیرات فضائی تغییرات قیمت مسکن در چین را مورد بررسی قرار می‌دهند. این مطالعه با توسعه یک مدل نظری و تحلیل تجربی بر روی متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن در هنگ کنگ با استفاده از داده‌های ماهانه از ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۸ نشان داده‌اند که محرک‌های اصلی افزایش قیمت مسکن در هنگ‌کنگ از طرف تقاضا (سطح درآمد، عرضه پول و تورم) هستند. آن‌ها سپس در مدل خود توانسته‌اند به‌خوبی تأثیر عوامل اقتصاد کلان چین در افزایش قیمت مسکن در هنگ‌کنگ را محاسبه کنند. این مطالعه نشان می‌دهد که جریان ورود سرمایه و تورم و رکود در سرزمین چین به افزایش قیمت مسکن در هنگ‌کنگ تأثیر مثبت گذاشته، چرا که املاک و مستغلات این شهر به‌عنوان راهی برای حفظ ارزش دارایی‌ها تلقی می‌شود.

یوان و همکاران[2] (۲۰۲۰)، هم به اثرگذاری افزایش قیمت مسکن در یک منطقه بر منطقه دیگر توجه دارند. این مطالعه موردی با در نظر گرفتن شهر کیفنگ در مجاورت شهر بزرگ ژنگ‌ژو، با استفاده از مدل‌سازی قیمت دوگانه مسکن و اقتصادسنجی فضایی تأثیر ادغام کیفنگ با شهر مرکزی بر قیمت مسکن بین سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶ را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که قیمت مسکن در کیفنگ پس از ادغام این شهر با ژنگ‌ژو در سال ۲۰۰۵ به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته است. نکته جالب این‌که این مطالعه نشان می‌دهد هرچه ارتباطات منطقه‌ای بیشتر باشد، این اثرگذاری روی قیمت مسکن به‌ویژه در مناطق مرزی به‌طور قابل‌توجهی مثبت می‌باشد. سیستم راه‌آهن با صرفه‌جویی در زمان تأثیر بیشتری در مقایسه با احداث بزرگراه جدید یا مناطق شهری جدید با امکانات رفاهی باکیفیت داشته و منجر به افزایش شدید قیمت مسکن در کیفنگ شده است.

1. Taghizadeh et al.
2. Yuan et al.

ونگ و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در مطالعه خود به بررسی جهت و شدت ارتباط بین قیمت مسکن مناطق مختلف و عوامل تعیین‌کننده بالقوه آن در چین می‌پردازند. برای این منظور، در این مطالعه از داده‌های مربوط به قیمت مسکن در سطح شهرستان برای سال ۲۰۱۴ و رگرسیون فضایی و تکنیک ردیاب جغرافیایی استفاده می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش نشان می‌د که اولاً قیمت مسکن در شهرهای مختلف چین به شدت تحت تأثیر سطح اجرایی بخش اداری آن منطقه قرار دارد و دوماً براساس نتایج شاخص موران[2]، خودهمبستگی فضایی (یا تراکم فضایی) بین داده‌ها وجود دارد. بر این اساس، این مطالعه سپس با استفاده از روش‌های رگرسیون فضایی به بررسی تأثیر نرخ اجاره‌بها، جمعیت مهاجر، سطح دستمزد، قیمت زمین، بازار مسکن و سطح خدمات شهری بر قیمت مسکن بر قیمت مسکن می‌پردازد. تکنیک ردیاب جغرافیایی استفاده شده در این مطالعه نشان می‌دهد که در مناطق مختلف نفوذ نسبی و همچنین قدرت ارتباط قیمت مسکن با عوامل ذکر شده تفاوت‌های بارزی وجود دارد. قیمت زمین تأثیر بیشتری بر قیمت مسکن نسبت به عوامل دیگر داشته است.

یانگ و همکاران[3] (۲۰۱۷)، با استفاده از رگرسیون فضایی (SAR)، به‌اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی مسکن (مسکونی) و ارتباط فضایی بین قیمت مسکن در ۳۱ استان مختلف در چین طی دوره زمانی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ می‌پردازند. این مطالعه از متغیرهایی همچون قیمت مسکن، درآمد شخصی قابل تصرف، نرخ وام مسکن یک‌ساله، نرخ رشد قیمت مسکن، اجاره‌بها، مقدار سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و محل ساخت‌وساز برای توضیح تغییرات قیمتی مسکن استفاده کرده و نشان می‌دهد که قیمت‌های مسکن در استان‌های مختلف چین اثرات متقابلی بر یکدیگر دارند و رفتارهای سفته‌بازانه مسکن در استان‌ها نیز بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند. این مطالعه ضمن تأیید وجود فعالیت‌های سفته‌بازانه و انتقال سفته‌بازی از منطقه‌ای به منطقه دیگر در چین، به‌طورکلی نتیجه می‌گیرد که سفته‌بازی مسکن در چین در محدوده قابل‌قبولی در مقیاس بین‌المللی قرار دارد.

با وجود اهمیت اثرات فضائی در افزایش قیمت و سفته‌بازی در بازارهای مسکن مناطق مختلف، اما در ایران این مهم کمتر مورد توجه و بررسی قرار گرفته است. از معدود مطالعاتی که در ایران به اثرگذاری افزایش قیمت‌ها و سفته‌بازی مسکن در مناطق مختلف بر یکدیگر پرداخته‌اند، به‌عنوان مثال می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

---

1. Wang et al.
2. Moran’s I index
3. Yang et al.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، الگوی فضایی سفته‌بازی در بازار مسکن مناطق ۲۲ گانه‌ی شهر تهران را برای دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار می‌دهند. در این مطالعه که از روش حداقل مربعات غیرخطی برای برآورد استفاده شده، نشان داده می‌شود 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 تهران از شدت سفته‌بازی کم شده است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، سفته‌بازی در منطقه ۱ شهر تهران قبل از سال ۱۳۸۰ شروع شده و برای سایر مناطق این شهر از سال ۱۳۸۰ به بعد بوده است. همچنین نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که انگیزه سفته‌بازی در نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته بودهریال که به شکل تقاضای سفته‌بازی در آمده و نتیجه گرفته می‌شود که افزایش سرعت تولید و تقویت سمت عرضه برای کنترل نوسانات بازار و پاسخگویی به تقاضای سفته‌بازی بسیار اهمیت دارد.

اما در یک مطالعه دیگر این‌بار نه در ارتباط با سفته‌بازی مسکن و محاسبه آن، طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) تأکید می‌کنند که ارتباطات درونی قیمت مسکن در مناطق مختلف اهمیت داشته و سبب می‌شوند تا تأثیر متغیرهای اقتصادی مختلف بر قیمت مسکن در مناطق مختلف یک کشور متفاوت باشد. در این راستا، این مطالعه با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۸ استان مختلف طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲، به برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزهای فضایی) متغیرهای تأثیرگذار در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت به کمک ماتریس وزنی فضایی جمعیتی می‌پردازند و نتایج به‌دست آمده از الگوهای پانل پویای دوربین فضایی با الگوهای پانل دوربین فضایی را مورد مقایسه قرار می‌دهند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که با مقایسه نتایج در الگوهای پانل پویای فضایی، متغیر تأخیری قیمت مسکن و اثرات فضایی این متغیر سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن دارد. از میان عوامل تأثیرگذار، متغیرهای قیمت زمین، هزینه ساخت‌وساز و اجاره واحد مسکونی هم به‌صورت مستقیم و هم در قالب سرریزهای فضایی اثرات معناداری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران دارند، در حالی‌که متغیر مخارج خانوار تنها اثرات فضایی معناداری بر قیمت مسکن داشته است.

این مطالعه، هم بر سفته‌بازی مسکن و برآورد و اندازه‌گیری آن تمرکز دارد و هم این‌که تلاش می‌کند درک ما از سفته‌بازی مسکن در ایران را با رهیافت فضائی و توجه به اثرات فضائی قیمت مسکن و سفته‌بازی بین استان‌های مختلف بهبود بخشد. همان‌طورکه در مقدمه آمده است، این مهم با بررسی خودهمبستگی فضایی بین

متغیرهای تأثیرگذار و اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR) انجام خواهد شد. بخش بعدی با جزئیات بیشتر به روش پژوهش اختصاص دارد.

۳- روش پژوهش

در این قسمت ابتدا به تفصیل روش تجزیه و تحلیل معرفی خواهد شد. سپس متغیرهای مورد نظر در مطالعه، معرفی و ماتریس وزنی فضائی تشکیل خواهد شد. در پایان و پیش از برآورد و مرور نتایج نیز آزمون‌های ضروری بر روی داده‌ها ارائه خواهد شد.

۳-۱- روش تجزیه و تحلیل

در این مطالعه رفتارهای سفته بازانه هر یک از استان‌های ایران بر یکدیگر از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR) برآورد خواهد شد. این امر از آن جهت است که جریان فن‌آوری حمل و نقل، اطلاعات شبکه، کار و مواد در مناطق مختلف به شدت مرتبط بوده و اقتصاد یک بازار بسته نیست (یوآن و سانگ ۲۰۰۸)[1]، بنابراین، هنگام انتخاب عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن (مسکونی) در یک منطقه خاص، اثرات فضای خارجی ناشی از آن را نمی‌توان نادیده گرفت. در حقیقت زمانی که کشوری یک منطقه مرفه را در منطقه مسکونی معرفی می‌کند، پشتیبانی زیرساخت عمومی شهری بهبود خواهد یافت که منجر به توسعه بازار مسکن در مناطق مجاور خواهد شد. بازار مسکونی منطقه-ای نشان می‌دهد که روش‌های اقتصادسنجی فضایی بهتر می‌توانند واقعیت توسعه بازار مسکونی را توضیح دهند (یانگ و همکاران ۲۰۱۷).

وابستگی فضایی، پیوستگی بین اشیا یا پدیده‌هایی است که به‌طور وابسته به هم بر یکدیگر در فضا تأثیر می‌گذارند و تابعی از اثرات فضایی جغرافیایی هستند. اقتصاددانان فضایی ادعا می‌کنند که محیط‌های زندگی مردم شامل دو بعد، فضا و زمان می‌باشد و فعالیت اقتصادی در طول زمان و فضا به‌طور مستقل انجام نمی‌شود، بلکه رابطه مشخصی با هم دارند. مطالعات پیشین نشان داده‌اند زمانی که رونق بازار مسکن در یک منطقه خاص رخ می‌دهد، قیمت رو به افزایش در آن منطقه قیمت مسکن در مناطق اطراف را نیز افزایش خواهد داد. این اثر، انتشار اثر ریپل[2] نامیده می‌شود و اقتصاددانان بر این باورند که مهاجرت خانوادگی، هزینه‌های معامله مسکن، هزینه‌های جستجو،

1. Yuan & Song

۲. اثر ریپل (Ripple effect) به اثری که در نتیجه گسترش موج از جزء به کل سیستم اتفاق می‌افتد، مانند گسترش موج در نتیجه افتادن یک شی در آب گفته می‌شود.

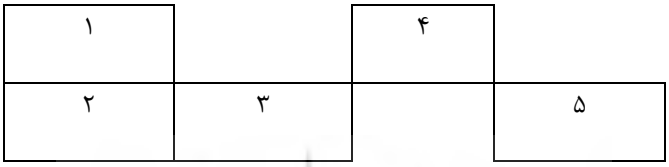
سفته بازی، و عوامل تأخیر در قیمت‌ها از مهم‌ترین دلایل آن هستند. به این ترتیب، سفته‌بازی که انتظارات قیمتی را به همراه خواهد داشت، یکی از مهم‌ترین دلایل همبستگی فضایی مسکن است. وقتی یک روند صعودی قوی در قیمت‌ها در منطقه‌ای با سود کوتاه‌مدت دیده می‌شود، این انتظار وجود دارد که قیمت در مناطق اطراف نیز افزایش یابد (شن, فنگ و سان ۲۰۱۰)[1]. تا پیش از آن، سوداگران کمتری وارد این منطقه اصلی شده‌اند و بازار دارای فضای بیشتری برای توسعه است، اما محتکران ثروت و سرمایه خود را به مناطق اطراف منتقل خواهند کرد و این امر تقاضای بازار مسکونی در این مناطق را افزایش خواهد داد و در نتیجه سبب افزایش قیمت مسکن خواهد شد. (یانگ و همکاران ۲۰۱۷).

در این راستا و با توجه به اهمیت در نظر گرفتن اثرات فضایی، رفتارهای سفته‌بازی هر یک از استان‌های ایران بر یکدیگر در این مطالعه با اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR) برآورد خواهد شد. مدل رگرسیون فضایی $P = \rho WP + \beta X + \mu$ که ارتباط فضایی بین قیمت مسکن P در استان‌های منتخب ایران را با ماتریس فضایی W در بر می‌گیرد، سپس با استفاده از نرم‌افزارهای استاتا و جئودا تجزیه‌وتحلیل می‌شود. بر این اساس از داده‌های سری زمانی سالانه متغیرهای قیمت حقیقی مسکن، اجاره‌بها حقیقی، قیمت حقیقی زمین و تولید ناخالص داخلی حقیقی طی دوره (۱۳۹۶-۱۳۸۵) استفاده شده است. داده‌های مدل حاضر از سامانه بانک مرکزی ایران و مرکز آمار استخراج شده است.

گام اول پیش از برآورد تشکیل ماتریس وزنی فضایی W است. اگر داده‌ای مربوط به محل یا منطقه i وجود داشته باشد، این داده به داده‌های دیگر در مکان‌های دیگر (مجاور) مثل منطقه j وابسته است. وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین داده وجود داشته باشد، به‌طوری‌که i و j می‌تواند هر مقداری از ۱ تا n را اختیار کنند. مطالعات بسیاری برای به دست آوردن داده‌های مکانی صورت گرفته و معیارهایی مختلفی در این زمینه از جمله استفاده از طول و عرض جغرافیایی، همسایگی و مجاورت، فاصله مکانی و اقتصادی پیشنهاد شده است. برای تشکیل ماتریس وزنی فضایی W بر اساس هر معیار نیز روش‌های مختلفی وجود دارد. به‌عنوان مثال بر اساس معیار مجاورت، روش‌های مختلفی مانند مجاورت رخ مانند[2]، مجاورت خطی[3]، مجاورت فیل مانند[4]، مجاورت خطی

1. Shen et al.
2. Proximity Occurs Like
3. Linear proximity
4. Proximity To Elephant Like

دو طرفه[1]، مجاورت رخ مانند دو طرفه[2] و مجاورت ملکه مانند[3] وجود دارند که باید با توجه به ماهیت مساله استفاده شوند. به‌عنوان مثال شکل ۱، ارتباط مجاورت پنج مکان را نشان می‌دهد. در ماتریس فضایی هر سطر ماتریس ارتباطات مجاورت مربوط به آن منطقه با یکی از پنج منطقه دیگر را در بر می‌گیرد. در روش رخ مانند اگر مکان i با مکانی j مجاورت داشته باشند، آنگاه در ماتریس عدد تقاطع دو مکان ij عدد ۱ گرفته و درصورتی‌که همسایگی نداشته باشند، برابر با صفر می‌باشد. قطر اصلی همواره برابر صفر است.



شکل ۱. چگونگی مجاورت بین مناطق پنج گانه

در مطالعات کاربردی اغلب روش مجاورت رخ مانند به کار گرفته می‌شود. البته برای تسهیل در محاسبات در روش رخ مانند استاندارد باید حاصل جمع سطرها برابر یک باشد. با این عمل ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد[4] به‌دست می‌آید که با W^* نشان داده می‌شود. ماتریس وزنی فضایی مربوط به این مثال و فرم استاندارد آن در معادله (۱۳) نشان داده شده است.

$$W=\begin{bmatrix}0&1&1&0&0\\1&0&1&0&0\\1&1&0&1&0\\0&0&1&0&1\\0&0&0&1&0\end{bmatrix},\quad W^*=\begin{bmatrix}0&0.5&0.5&0&0\\0.5&0&0.5&0&0\\0.2&0.4&0&0.4&0\\0&0&0.5&0&0.5\\0&0&0&1&0\end{bmatrix} \qquad (۹)$$

ماتریس وزن‌های فضایی استاندارد W^* بر اساس مدل مورد نظر پژوهش از نرم‌افزار جئودا قابل استخراج می‌باشد (منجذب و نصرتی ۱۳۹۷).

۳-۲- متغیرهای مورد بررسی و تشکیل ماتریس وزنی فضایی

رابطه مورد نظر بین قیمت مسکن در استان‌های مختلف که قرار است به‌صورت تجربی برآورد شود در معادله (۱۰) نشان داده شده است. در این معادله متغیر وابسته

1. Mutual Linear proximity
2. Mutual Proximity Occurs Like
3. Queen Proximity
4. The Standard First-order Proximity Matrix

P_{jt} قیمت حقیقی مسکن (قیمت یک مترمربع واحد مسکونی بر حسب هزار ریال) در استان‌های مختلف j در طی سال‌های مختلف t است. در حقیقت قیمت مسکن متوسط قیمت مسکن مناطق شهری در کل استان می‌باشد. تغییرات قیمت حقیقی مسکن قرار است با یکسری متغیرهای مستقل توضیح داده شود. متغیرهای مستقل عبارتند از GDP_{jt} تولید ناخالص داخلی حقیقی هر استان (بر حسب میلیون ریال)، R_{jt} اجاره‌بهای حقیقی (بر حسب هزار ریال) و G_{jt} قیمت حقیقی زمین (قیمت یک متر مربع زمین بر حسب ریال). تولید ناخالص داخلی بیانگر شرایط کلی اقتصاد کلان و سایر متغیرها نیز عواملی هستند که بر اساس ادبیات موضوع انتظار می‌رود بر ارزش ذاتی مسکن مؤثر باشند. خیلی از متغیرهای تأثیرگذاری که در مدل نظری و پیشینه پژوهش در بخش دوم به آن‌ها اشاره شده است، از جمله نرخ بهره یا بازارهای موازی طلا و دلار غیره، متأسفانه در مدل تجربی این پژوهش قابلیت استفاده ندارند، چرا که برای این متغیرها داده‌های استانی وجود ندارد. این مطالعه همان‌طورکه پیش از این گفته شده با هدف توضیح افزایش قیمت‌ها و سفته‌بازی مسکن در سطح استان‌ها انجام شده است و این نوآوری به‌طور طبیعی با محدودیت‌هایی از این دست در مورد داده‌ها و متغیرهای در دسترس روبرو می‌باشد.

افزون بر این موارد، همان‌طورکه گفته شد این مطالعه در بررسی افزایش قیمت مسکن در استان‌های ایران و تأثیر عوامل مختلف بر آن، به اثر متقابل قیمت در استان‌های مختلف بر یکدیگر یا اثرات فضائی نیز توجه می‌کند. در حقیقت، سرریز فضائی افزایش قیمت مسکن بین استان‌های مختلف یکی دیگر از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن است. این ارتباطات فضایی قیمت حقیقی مسکن در استان‌های مختلف بر یکدیگر با ماتریس وزنی فضایی W نشان داده شده، که به‌عنوان یک متغیر توضیحی دیگر به مدل اضافه شده است. پارامتر عددی ρ قابل تخمین است که به همراه ماتریس W، نشان‌دهنده ماتریس وزنی مدل می‌باشد. عبارت V_{jt} نیز اجزای اخلال مدل است.

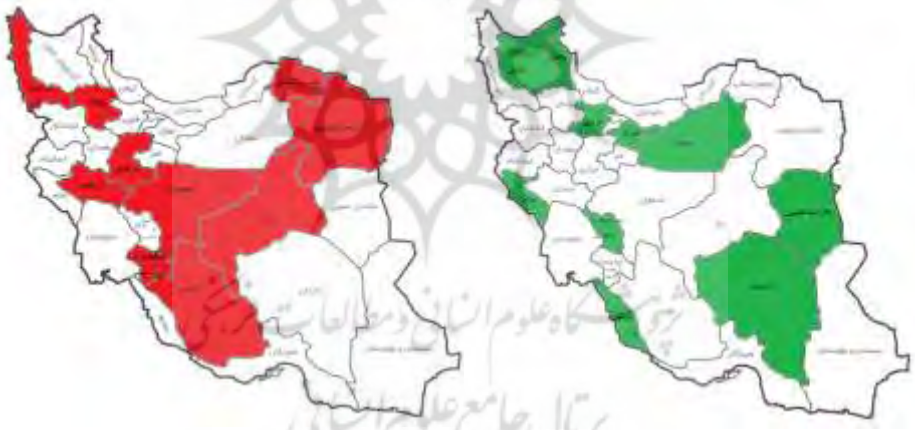
$$P_{jt} = \rho W P_{jt} + \beta_1 GDP_{jt} + \beta_2 R_{jt} + \beta_3 G_{jt} + V_{jt} \qquad (۱۰)$$

این معادله قیمت برآوردی از ارزش ذاتی مسکن در هر استان را به‌دست می‌دهد. برای محاسبه سفته‌بازی می‌توان از معادله (۸) ارائه شده در مدل نظری بخش دوم استفاده کرد، اما باید توجه داشت که در معادله برآورد قیمت استانی مسکن (۱۰) به‌دلایل گفته شده دیگر نرخ بهره وجود ندارد. بنابراین، سفته‌بازی را می‌توان تنها با لحاظ افزایش قیمت محاسبه کرد. استان‌هایی که در آن‌ها افزایش قیمت مسکن شدید بوده و قیمت مسکن در آن‌ها از ارزش ذاتی بالاتر باشد، دارای سفته‌بازی مثبت هستند. درجهٔ سفته‌بازی را می‌توان مطابق معادله (۱۱) پس از برآورد $\overline{P_I^{\wedge}}$ میانگین قیمت

برآوردی یا ارزش ذاتی مسکن در استان i ام و مقایسه آن با $\overline{P_i}$ میانگین قیمت واقعی مسکن در استان i ام به‌دست آورد.

$$(\frac{\overline{\hat{P_i}}}{\hat{P_i}} - \frac{\overline{P_i}}{P_i}) \times 100 \qquad (۱۱)$$

برای درک بهتر از داده‌ها و آمار توصیفی استان‌ها، با یک رویکرد تلفیقی از آمار سه متغیر تولید ناخالص داخلی، نرخ اجاره و قیمت زمین یک رتبه‌بندی اولیه از استان‌ها ارائه شده که در شکل ۲ آمده است. شیوه کار به این صورت است که در ابتدا به استان‌ها با توجه به هر متغیر مستقل یعنی قیمت زمین، تولید ناخالص داخلی و اجاره بها طی سال‌های دوره مورد بررسی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ یک رتبه اختصاص یافته و در نهایت استان‌ها بر اساس میانگین این رتبه‌ها مرتب شده‌اند. در کنار ارائه یک تصویر اولیه از آمار توصیفی متغیرها، از آنجائی‌که انتظار می‌رود این متغیرها تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن و سفته بازی داشته باشند، بنابراین این رتبه‌بندی برای طرح یک فرضیه نیز مفید است. انتظار می‌رود که در ۱۰ استان دارای رتبه بالا شکاف قیمتی، مثبت و در ۱۰ استان با رتبه پایین نیز شکاف قیمتی منفی مشاهده شود. این ۲۰ استان به‌منظور ساخت ماتریس وزنی و برآورد انتخاب شده‌اند و درستی فرضیه مطرح شده در بخش بعدی پس از برآورد، آزمون خواهد شد.



(الف) (ب)

شکل ۲. استان‌های با رتبه بالا (الف) و استان‌های با رتبه پایین (ب) براساس متغیرهای مستقل

سپس با استفاده از نرم‌افزار جئودا و بر اساس روش ملکه مانند به‌صورتی که تمامی جهات مجاورت بین استان‌های منتخب مد نظر قرار گیرد، ماتریس وزنی تحقیق که یک ماتریس ۲۰ در ۲۰ می‌باشد برآورد شده که در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. ماتریس وزنی فضایی استان‌های مورد پژوهش

0	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**1**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**
0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0
0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0
0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1
0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
0	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0
0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0

۳-۳- *آزمون‌های پیش از برآورد تجربی*

پیش از برآورد تجربی لازم است آزمون‌هایی برای شناسایی ماهیت داده‌ها و انتخاب مدل مناسب انجام شود. یکی از این آزمون‌ها که در داده‌های سری‌زمانی بسیار ضرورت دارد، آزمون مانایی داده‌ها می‌باشد. آزمون‌های ریشه واحد بسیار متنوعی وجود دارند که می‌توانند به کار گرفته شوند، اما بالتاجی[1] و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو بیان می‌کنند که در صورت وابستگی فضایی در پانل، آزمون‌های ریشه واحد متداول دچار خطای تخمین خواهند بود. آن‌ها نشان داده‌اند که در پانل‌های ناهمگن آزمون ریشه واحد، با لحاظ همبستگی مقطعی عملکرد بهتری نسبت به آزمون‌های ریشه واحد متداولی دارند که مقاطع را مستقل در نظر می‌گیرند. به این

1. Baltagi et al.

دلیل، این مطالعه از آزمون لوین، لین و چو[1] که یکی از آزمون‌های بسیار مهم برای بررسی مانایی داده‌های پانل است. استفاده می‌کند. در این آزمون فرض صفر مبنی بر نامانایی است. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد نظر در جدول ۲ گزارش شده است. با توجه به مقادیر گزارش شده می‌توان دید که فرض صفر مبنی بر نامانایی داده‌ها رد خواهد شد.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی

متغیر	P- Value	مقدار آماره t
G	۰/۰۰۰۰	-۸/۱۵۰۶
GDP	۰/۰۰۰۰	-۷/۲۸۳۱
P	۰/۰۰۰۰	-۱۵/۱۹۲۴
R	۰/۰۰۰۰	-۶/۳۵۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین پیش از برآورد لازم است تا مدل اقتصادسنجی فضایی مناسب انتخاب شود. سه نوع مختلف از مدل‌های فضایی وجود دارد که یکی از آنها مدل وقفه فضایی[2] می‌باشد. در این مدل اثرات فضایی تنها از طریق متغیر وابسته منتشر می‌شوند. نوع دوم مدل خطای فضایی[3] است که در آن اثرات فضایی از طریق جمله اخلال منتشر می‌شوند. و نوع سوم نیز مدل دوربین فضایی[4] است که در آن انتشار اثرات فضایی هم از طریق متغیر وابسته و هم از طریق جمله اخلال صورت می‌گیرد. با استفاده از آزمون والد[5] می‌توان مدل مناسب را برای تخمین انتخاب کرد. با انجام این آزمون مقداره آماره کای دو ۶/۴۹ و احتمال آماره ۰/۰۸۹۹ به‌دست آمده که چون احتمال آماره کای دو بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن مدل SAR پذیرفته می‌شود.

یکی دیگر از پرسش‌هایی که در داده‌های پانل وجود دارد و پیش از برآورد باید پاسخ داده شود این است که آیا تفاوت در عرض از مبدا واحدهای مقطعی به‌طور ثابت عمل می‌کند یا اینکه عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به‌طور روشن‌تری بیان کنند. پاسخ به این پرسش به ترتیب به دو روش برآورد متفاوت، یعنی

1. Levin, Lin & Chu's Common root
2. Spatial Lag Model or Spatial Auto Regression (SAR)
3. Spatial Error Model
4. Spatial Durbin Model
5. Wald Test

روش اثرات ثابت[1] و روش اثرات تصادفی[2] منتج می‌شود. برای تشخیص این موضوع از آزمون هاسمن[3] استفاده می‌شود که معادله آن به‌صورت $\hat{\varepsilon} = \hat{\delta}\widehat{V^{-1}}\hat{\delta}$ می‌باشد. در این معادله عبارت $\hat{\delta}$ تفاضل بین ضرایب برآورد شده به دو اثرات روش ثابت و تصادفی و $\widehat{V}$ نیز ماتریس واریانس-کوواریانس است. در آزمون هاسمن فرض صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی است و اگر مقدار آماره کای دو از مقدار بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر رد می‌شود، که به معنی ترجیح مدل اثرات ثابت بر مدل تصادفی می‌باشد، اما در غیر این صورت مدل اثرات تصادفی بر مدل اثرات ثابت، برتری خواهد داشت. براساس آزمون انجام شده، مقداره آماره کای دو ۲۴/۲۴ و احتمال آماره ۰/۰۰۰۰ به‌دست آمده که فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی را رد می‌کند، بنابراین، در تخمین از روش اثرات ثابت که کارایی بیشتری دارد استفاده خواهد شد.

۴- یافته‌های پژوهش

با توجه به مطالب گفته شده، مدل پژوهش حاضر یک مدل رگرسیون فضایی (SAR) با اثرات ثابت می‌باشد که پس از تخمین نتایجی در قالب جدول ۳ به‌دست آمده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود با توجه به مقدار آماره R^2 حدود ۸۳ درصد از تغییرات قیمت مسکن توسط این مدل قابل توضیح است. افزون بر این، می‌توان دید که متغیرهای اجاره بها، قیمت زمین و تولید ناخالص داخلی در سطح معناداری ۹۵ درصد معنادار بوده و علامت آن‌ها مطابق تئوری می‌باشد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل با استفاده از روش پنل فضایی

متغیر	ضرایب	آماره Z	مقدار P-VALUE
تولید ناخالص داخلی (GDP)	-۰/۰۰۰۰۸۰۹	-۵/۱۵	۰/۰۰۰۰
قیمت زمین (G)	۰/۰۰۰۲۶۰۲	۴/۳۶	۰/۰۰۰۰
اجاره‌بها (R)	۰/۲۱۵۱۰۰۷	۱۰/۰۳	۰/۰۰۰۰
ماتریس وزنی فضایی (ρ)		۹/۲۴	۰/۰۰۰۰
R2	۰/۸۲۸۶		

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Fixed Effect
2. Random Effect
3. Hausman Test

بر این اساس می‌توان مدل برآورد شده اقتصادسنجی قیمت مسکن را به‌صورت معادله (۱۲) نوشت:

$$P_{it} = 9.24\ WP_{it} - 0.0000809\ GDP_{it} + 0.2151007\ R_{it} + 0.0002602\ G_{it} + V_{it} \quad (۱۲)$$

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که در هر استان با افزایش قیمت زمین و اجاره بها قیمت مسکن افزایش می‌یابد. طبق نتایج به‌دست آمده، مقدار حقیقی‌شده تولید ناخالصی داخلی نیز بر قیمت مسکن در تمامی استان‌ها تأثیری منفی و معنادار دارد. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش تولید ناخالص داخلی هریک از استان‌ها قیمت مسکن در آن استان کاهش می‌یابد. در بسیاری از مطالعات نرخ رشد تولید ناخالص ملی به‌عنوان یک عامل مؤثر بر عرضه مسکن معرفی شده است (دلالپور محمدی ۱۳۷۹) که نتایج به‌دست آمده مؤید این موضوع می‌باشد. ضرایب و اثرگذاری تمامی این متغیرها مطابق انتظار و با مطالعات پیشین انجام شده در ایران سازگار است. در مطالعات پیشین تأثیر مثبت قیمت زمین (طالبلو و همکاران ۱۳۹۶؛ خلیلی عراقی و همکاران ۱۳۹۱) و اجاره بها (طالبلو و همکاران ۱۳۹۶؛ قادری و ایزدی ۱۳۹۵) و تأثیر منفی تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از شرایط اقتصاد کلان (قادری و ایزدی ۱۳۹۵) مورد تأیید قرار گرفته است.

افزون بر این، مقدار پارامتر ρ نیز برابر با ۹/۲۴ برآورد شده که معنی‌دار مدل فضایی (SAR) با لحاظ اثرات ثابت متاثر از متغیر وزنی مکانی را نشان می‌دهد. معناداری این پارامتر نشان می‌دهد که محل انتشار اثرات فضایی از متغیر وابسته یعنی قیمت مسکن ناشی می‌شود. به عبارت‌دیگر، انتشار اثرات قیمت مسکن از یک استان به استان دیگر آن هم از طریق خود قیمت یا به‌عبارتی سفته‌بازی تأیید می‌شود. به‌منظور اندازه‌گیری میزان سفته‌بازی در بازار مسکن استان‌های منتخب، می‌بایست ابتدا قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن را محاسبه کرده و سپس با استفاده از رابطه (۱۱) میزان شکاف آن از قیمت واقعی یا سفته‌بازی احتمالی در استان‌ها را به‌دست آورد. البته باید توجه داشت که اختلاف بین قیمت برآوردی و قیمت واقعی می‌تواند از عوامل مختلفی نشأت گرفته شده باشد، اگرچه بخش بزرگی از آن سفته‌بازی است. اصولاً سفته‌بازی یک عامل کیفی است که نیاز به محاسبه دارد و برای اندازه‌گیری آن نیز چاره‌ای جز این نیست و در حقیقت بسیاری از مدل‌ها و مقالات این حوزه به همین صورت عمل می‌کنند و سفته‌بازی را به تفاوت قیمت مسکن از ارزش ذاتی آن نسبت می‌دهند.

پیش از این کار لازم است ابتدا بررسی شود که آیا شکاف بین قیمت واقعی و قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن در هر یک از استان‌ها از نظر آماری معنی‌دار است یا نه که این نیز با استفاده از آزمون برابری میانگین‌ها[1] آزمون می‌شود. بر این اساس، ابتدا مقادیر قیمت برآوردی مسکن در قالب مدل تخمینی پانل فضایی برای استان‌ها برآورد می‌شود. با اقتباس از نسیف و همکاران[2] (۲۰۱۱) و بایراکتار (۲۰۱۴)[3] این قیمت برآوردی به‌عنوان قیمت مطلوب مسکن در نظر گرفته شده است. سپس، میانگین قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن در هر استان برای کل دوره، محاسبه و با میانگین قیمت واقعی مسکن هر استان به تفکیک مورد مقایسه قرار گرفته است. آزمون معنی‌داری تفاوت بین میانگین قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) و قیمت واقعی مسکن هر استان در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. مقدار آماره F برای آزمون تساوی میانگین قیمت‌های برآوردی (ارزش ذاتی) و واقعی مسکن استان‌های مختلف

		مقدار آماره	احتمال			مقدار آماره	احتمال
۱	تهران	۳۹/۵۸۷۰۱	۰/۰۰۱۶	۱۱	اصفهان	۴۷/۲۳۹۷۲	۰/۰۰۱۱
۲	قزوین	۵۰/۴۵۶۱۸	۰/۰۰۰۰	۱۲	مرکزی	۷۹/۱۱۹۰۶	۰/۰۰۰۱
۳	آذربایجان شرقی	۴۵/۳۴۶۶۶	۰/۰۰۰۰	۱۳	فارس	۳۳/۷۴۴۸۱	۰/۰۰۰۳
۴	بوشهر	۲۰/۶۷۲۹	۰/۰۰۲۲	۱۴	زنجان	۴۱/۰۳۲۱	۰/۰۰۰۴
۵	سمنان	۱۱۵/۲۵۶	۰/۰۰۰۰	۱۵	خراسان رضوی	۳۱/۱۸۰۹۱	۰/۰۰۲۵
۶	اردبیل	۲۰/۰۳۲۹۸	۰/۰۰۲۴	۱۶	خراسان شمالی	۴۰/۸۶۵۳۹	۰/۰۰۰۴
۷	چهارمحال و بختیاری	۴۷/۸۳۸۱۲	۰/۰۰۱۱	۱۷	آذربایجان غربی	۲۰۸/۷۸۶۷	۰/۰۰۰۰
۸	کرمان	۱۹۵/۸۶۱۷	۰/۰۰۰۱	۱۸	لرستان	۳۴/۸۴۴۷۶	۰/۰۰۰۲
۹	خراسان جنوبی	۱۵۳/۵۳۰۵	۰/۰۰۰۰	۱۹	یزد	۵۵/۹۹۷۹۹	۰/۰۰۰۰
۱۰	ایلام	۳۷/۸۳۱۱۲	۰/۰۰۰۲	۲۰	کهگیلویه و بویر احمد	۵۵۶/۳۴۹۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به‌دست آمده از آزمون برابری میانگین‌ها، می‌توان دید که تفاوت بین میانگین قیمت برآوردی و واقعی مسکن در تمامی استان‌ها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است، بنابراین و با توجه به نتایج آزمون برابری میانگین‌ها، می‌توان شکاف میانگین قیمت مسکن (قیمت برآوردی و واقعی) که از رابطه (۱۱) به‌دست آمده را مورد

1. T Test
2. Nassif et al.
3. Bayraktar

تحلیل و تفسیر قرار داد. نتایج در جدول ۵ ارائه شده است. مقادیر شکاف منفی نشان‌دهنده وجود سفته‌بازی در بخش مسکن این استان‌ها می‌باشد.

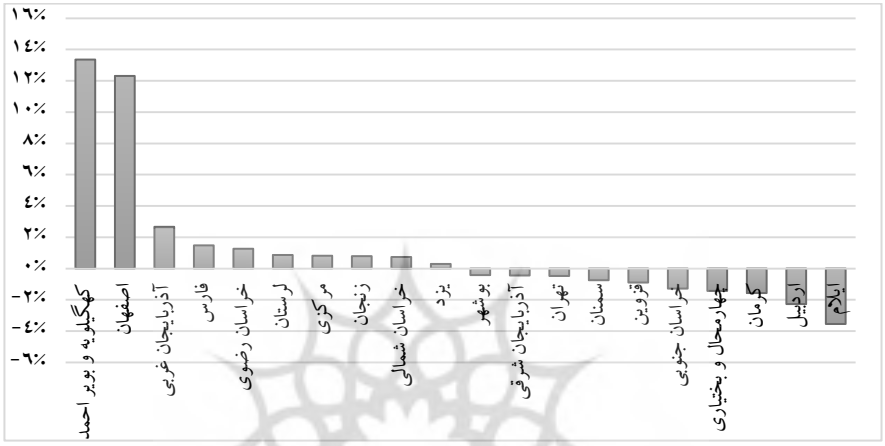
جدول ۵. شکاف قیمت مسکن استان‌های مختلف

استان‌های دارای رتبه تلفیقی بالا				استان‌های دارای رتبه تلفیقی پایین			
	میانگین قیمت واقعی	میانگین قیمت برآوردی	شکاف قیمت		میانگین قیمت واقعی	میانگین قیمت برآوردی	شکاف قیمت
تهران	۸۷۹۴/۲۸۵	۸۷۵۲/۴۱۰	-۰/۰۰۴۷۸	اصفهان	۳۵۹۷/۸۰۶	۴۱۰۲/۷۷۷	+۱۲/۳۰۸۰۲۲۹۵
قزوین	۳۳۴۵/۷۴۰	۳۳۱۵/۹۷۲	-۰/۸۹۷۷۱۱۸۰۲	مرکزی	۳۲۸۱/۱۲۵	۳۳۰۸/۱۰۱	+۰/۸۱۵۴۶۹۰۰۴
آذربایجان شرقی	۳۱۹۷/۵۱۱	۳۱۸۳/۳۰۳	-۰/۴۴۶۳۳۰۷۵۱	فارس	۳۲۴۶/۹۶۳	۳۲۹۵/۶۷۵	+۱/۴۷۸۰۴۷۲۳۹
بوشهر	۳۱۳۵/۸۴۸	۳۱۲۲/۶۹۰	-۰/۴۲۱۳۷۰۹۲۲	زنجان	۲۸۵۱/۹۷۵	۲۸۷۴/۶۸۴	+۰/۷۸۹۹۷۱۱۳
سمنان	۲۸۳۵/۵۰۲	۲۸۱۴/۴۳۲	-۰/۷۴۸۶۳۷۴۶۲	خراسان رضوی	۲۷۶۰/۳۷۵	۲۷۹۵/۶۶۳	+۱/۲۶۲۲۴۴۲۵۶
اردبیل	۲۱۳۸/۳۹۶	۲۰۹۰/۸۵۶	-۲/۲۷۳۷۳۴۸۸۹	خراسان شمالی	۲۰۹۱/۹۱۸	۲۱۰۷/۴۰۸	+۰/۷۳۵۰۳۳۱۲۸
چهارمحال و بختیاری	۲۰۱۵/۷۱۹	۱۹۸۷/۲۴۱	-۱/۴۳۳۰۱۸۴۸۹	آذربایجان غربی	۱۶۴۶/۱۴۳	۱۶۹۱/۲۰۱	+۲/۶۶۴۲۰۸۲۸۸
کرمان	۱۸۳۷/۴۸۲	۱۸۰۹/۱۱۳	-۱/۵۶۸۱۱۲۶۶۷۹	لرستان	۱۵۹۹/۶۹۹	۱۶۱۳/۶۳۸	+۰/۸۶۳۸۵۴۸۷۷
خراسان جنوبی	۱۶۱۷/۳۴۰	۱۹۵۶/۸۳۶	-۱/۲۸۴۰۲۴۶۴۲	یزد	۱۴۰۶/۴۶۹	۱۴۱۰/۵۷۲	+۰/۲۹۰۸۷۲۲۷۸
ایلام	۱۴۴۲/۱۱۱	۱۳۹۲/۷۳	-۳/۵۴۵۶۹۹۲۹۲	کهگیلویه و بویراحمد	۱۱۷۷/۴۳۶	۱۳۵۸/۹۰۸	+۱۳/۳۵۴۲۲۹۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

اطلاعات جدول ۵ حاکی از آن است که در استان‌های دارای رتبه تلفیقی بالا که پیش از این با آمار توصیفی رتبه‌بندی شده و این فرضیه در آن‌ها مطرح شده است که دارای سفته‌بازی مسکن باشند، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که شکاف قیمتی برای این استان‌ها منفی است؛ قیمت واقعی مسکن از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) بیشتر بوده و در این استان‌ها سفته‌بازی رخ داده است. به‌عنوان مثال، در استان ایلام به‌طور میانگین ۳/۵۴- درصد بین قیمت برآوردی و قیمت واقعی اختلاف است. همچنین در استان‌های دارای رتبه تلفیقی پایین که پیش از این با آمار توصیفی رتبه‌بندی شده‌اند و این فرضیه در آن‌ها مطرح شده است که در آن‌ها سفته‌بازی اتفاق نیافتاده باشد نیز

می‌توان دید که شکاف قیمتی مثبت بوده و در تأیید فرضیه می‌توان گفت در این استان‌ها قیمت واقعی مسکن از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) کمتر است. به‌عبارت دیگر در این استان‌ها سفته‌بازی مشاهده نمی‌شود. درصد شکاف قیمت مسکن استان‌های مورد بررسی در شکل ۳ نمایش داده شده است.



شکل ۳. درصد شکاف قیمت مسکن استان‌های مورد بررسی

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که قیمت واقعی مسکن در استان‌های تهران، قزوین، آذربایجان شرقی، بوشهر، سمنان، اردبیل، چهارمحال و بختیاری، کرمان، خراسان جنوبی و ایلام، از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) این استان‌ها بیشتر بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد که بازار مسکن در این استان‌ها دچار سفته‌بازی و فعالیت‌های سوداگرانه شده است. به‌عنوان مثال، قیمت مسکن در استان‌های ایلام و اردبیل به‌ترتیب ۳/۵۴ و ۲/۲۷ درصد بالاتر از قیمت برآوردی مسکن (ارزش ذاتی) در این استان‌ها بوده است. همچنین، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که بین استان‌های تهران با سمنان، بین استان‌های خراسان جنوبی با کرمان و بین استان‌های اردبیل با آذربایجان شرقی که در همسایگی هم قرار دارند و بازار مسکن در همه آن‌ها با سفته‌بازی همراه است، اثرات فضایی و مجاورتی وجود دارد به این معنی که سفته‌بازی و افزایش قیمت مسکن در استان‌های مذکور تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن در همسایگان خود داشته و انتشار سفته‌بازی قیمت مسکن در آن‌ها وجود دارد. در مقابل، قیمت واقعی مسکن در

استان‌های اصفهان، مرکزی، فارس، زنجان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، آذربایجان غربی، لرستان، یزد و کهگیلویه و بویراحمد از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) کمتر بوده است که نشان می‌دهد در این استان‌ها سفته‌بازی مسکن وجود ندارد. در میان این استان‌ها نیز با توجه به همسایگی و مجاورت‌ها اثرات فضایی و مجاورتی هریک از استان‌ها بر همسایگان خود به روشنی دیده می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه افزایش قیمت در بازار مسکن استان‌های مختلف ایران و اثرگذاری سفته‌بازانه مسکن مناطق و استان‌های مختلف بر یکدیگر را مورد توجه قرار داده است. به‌منظور بررسی این مسئله از داده‌ها و اطلاعات پانل قیمت مسکن طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ برای ۲۰ استان ایران و یک مدل رگرسیون فضایی (SAR) با اثرات ثابت استفاده و تأثیر عوامل مختلف بر قیمت مسکن در استان‌ها برآورد و درجهٔ سفته‌بازی مسکن در هر استان محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده از تأثیر مثبت متغیرهای حقیقی شده قیمت زمین و اجاره بها بر قیمت مسکن در تمامی استان‌های مورد بررسی حکایت دارد. به‌عبارت‌دیگر، نتایج به‌دست آمده نشان داده است که در هر استان با افزایش قیمت زمین و اجاره بها قیمت مسکن افزایش می‌یابد. طبق نتایج به‌دست آمده، مقدار حقیقی شده تولید ناخالصی داخلی نیز بر قیمت مسکن در تمامی استان‌ها تأثیری منفی و معنادار دارد. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش تولید ناخالص داخلی هریک از استان‌ها قیمت مسکن در آن استان کاهش می‌یابد که این را می‌توان به تأثیر مستقیم تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از شرایط اقتصاد کلان بر عرضه مسکن دانست. ضرایب و اثرگذاری تمامی این متغیرها مطابق انتظار و با مطالعات پیشین انجام شده در ایران سازگار است.

همچنین نتایج به‌دست آمده وجود وابستگی یا انتشار اثرات فضایی را نیز تأیید می‌کنند و آنچنان که برآوردها نشان می‌دهند این انتشار از طریق خود متغیر وابسته یعنی قیمت مسکن اتفاق می‌افتد. به‌عبارت دیگر، قیمت مسکن در استان‌ها مختلف از طریق تحریک انتظارات، موجب تغییر قیمت مسکن در استان‌های مجاور خواهد شد. به این ترتیب، قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن بر اساس پیش‌بینی مدل محاسبه و با قیمت واقعی مسکن هر استان مورد مقایسه قرار گرفته است. همچنین شکاف قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) و واقعی مسکن برای هر استان با بهره‌گیری از آزمون برابری

میانگین‌ها مورد آزمون قرار گرفته و تأیید شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که قیمت واقعی مسکن در برخی استان‌ها از جمله تهران، قزوین، آذربایجان شرقی، بوشهر، سمنان، اردبیل، چهارمحال و بختیاری، کرمان، خراسان جنوبی و ایلام از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) این استان‌ها بیشتر بوده و بازار مسکن در این استان‌ها دچار سفته‌بازی و فعالیت‌های سوداگرانه شده و در مقابل در برخی دیگر از استان‌ها از جمله اصفهان، مرکزی، فارس، زنجان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، آذربایجان غربی، لرستان، یزد و کهگیلویه و بویراحمد قیمت واقعی از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) کمتر بوده، که نشان دهند عدم وجود سفته‌بازی در این استان‌ها می‌باشد. در هر دو دسته از استان‌های با درجهٔ سفته‌بازی بالا یا عدم وجود سفته‌بازی می‌توان با توجه به همسایگی و مجاورت‌ها اثرات فضایی و مجاورتی استان‌ها بر همسایگان خود را دید.

شاید مهم‌ترین نتیجه سیاستی این مقاله همین باشد که لازم است سیاست‌گذاران در تصمیمات خود بر اثرات سرریز فضائی قیمت مسکن بین استان‌ها توجه داشته باشند. اثرات هیچ سیاست یا تصمیمی محدود به یک استان نخواهد بود. افزون بر این، طبق نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که هرگونه اقدام در جهت کاهش مقادیر متغیرهای قیمت زمین و اجاره‌بها موجب کاهش قیمت مسکن و جلوگیری از بروز سفته‌بازی در این بازار خواهد شد. به‌عنوان مثال، در ارتباط با قیمت زمین، دولت می‌تواند با وضع مالیات بر زمین‌های بلااستفاده شهری که سوداگران به نیت کسب سود در آینده از افزایش قیمت‌ها خریداری می‌کنند، یا با اعطای مشوق‌های مالیاتی به املاک نوساز به کاهش سوداگری و به دنبال آن اُفت قیمت مسکن کمک کند. این امر از آن جهت ضرورت دارد که ورود سرمایه بیش از حد به این بازار به قصد سوداگری ممکن است درنهایت کل نظام اقتصادی و تولیدی را تضعیف می‌کند، بنابراین دولت با وضع مالیات بر عایدی سرمایه از این بازار می‌تواند موجب شود تا سودآوری بیکار گذاشتن ملک به قصد کسب عایدی کاهش یافته و با توجه به بالا بودن هزینه نگهداری، املاک خالی از سکنه باقی نمانند. همچنین با توجه به تأثیر مهم تولید ناخالص ملی بر کاهش قیمت مسکن، پیشنهاد می‌شود شرایط فعالیت برای بخش خصوصی در اعطای مجوزهای ساخت‌وساز در استان‌ها تسهیل شده و یا با اعطای تسهیلات بانکی به بخش مسکن و ساختمان بسترهای لازم جهت پربازده بودن این بخش و جذب سرمایه‌گذاری بیشتر فراهم شود.

منابع

۱. آرام‌بنیار، محمد (۱۳۸۸). تأثیر و تأثیرات بحران مالی جهانی بر بخش مسکن در آمریکا و ایران. *نخستین همایش بین‌المللی تأمین مالی مسکن*، ۶۱-۶۲.

۲. ابوالحسنی، اصغر، ابراهیمی، ایلنار، پورکاظمی، محمدحسین و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷ (۲۵)، ۱۱۳-۱۳۲.

۳. اسدپور، احمد علی (۱۳۹۸). اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۷)، ۱۲۵-۱۳۶.

۴. خدادادکاشی، فرهاد و رزبان، نرگس (۱۳۹۳). نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۷). *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۱)، ۵-۲۸.

۵. خلیلی‌عراقی، سید منصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳)، ۳۳-۵۰

۶. دلالپور محمدی، محمدرضا (۱۳۷۹). *برنامه‌ریزی مسکن*. انتشارات سمت، تهران.

۷. سیدنورانی، سید محمدرضا (۱۳۹۳). بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۲)، ۴۹-۶۸.

۸. شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱). اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR ، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، ۷۷-۱۰۴.

۹. طالبلو، رضا، محمدی، تیمور و پیردایه، هادی (۱۳۹۵). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۶۶)، ۵۵-۹۵.

۱۰. عابدینی، جواد، ابراهیمی، حسن، و فهیمی‌فرد، سیدحامد (۱۳۹۵). حباب قیمتی در بازار مسکن ایران مبتنی بر مدل ساختاری تعیین قیمت مسکن. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۷)، ۱۸۱-۲۱۰.

۱۱. عباسی‌نژاد، حسین، و یاری، حمید (۱۳۸۸). تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۹ (۱)، ۵۹-۷۷

۱۲. قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۴). بررسی تاثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰). *اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۵۵-۷۵.

۱۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر، منوچهری، صلاح‌الدین، و فاطمی‌زردان، یعقوب (۱۴۰۰). الگوسازی سفته‌بازی در بازار مسکن شهر تهران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۲ (۴)، ۱۳۷-۱۷۹.

۱۴. کمالی‌دهکردی، پروانه (۱۳۹۹). تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم‌های اقتصادی و قیمت نفت بر بازار مسکن (با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیونی برداری ساختاری SVAR). *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۴)، ۲۷-۵۶.

۱۵. کمیجانی، اکبر، گندلی علیخانی، نادیا و نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. *راهبرد اقتصادی*، ۲(۷)، ۷-۳۹.

۱۶. منجذب، محمدرضا، و مصطفی‌پور، مصطفی (۱۳۹۲). بررسی اثرات مسکن مهر بر بازار مسکن در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(۳)، ۱-۱۵.

۱۷. منجذب، محمدرضا، و نصرتی، رضا (۱۳۹۷). مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استتا. *مؤسسه کتاب مهربان نشر*، تهران.

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

۱۹. نصر اصفهانی، رضا، صفاری، بابک و لطیفی، محمدرضا (۱۳۹۵). تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی شهر تهران). *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۱)، ۱۶۳-۱۸۶.

۲۰. یزدانی، فردین (۱۳۸۲). بازار سرمایه مسکن، زمینه‌ها و چارچوب‌ها. *اقتصاد مسکن*. ۳۴.

21. Baltagi, B. H., Bresson, G., & Pirotte, A. (2007). Panel unit root tests and spatial dependence. *Journal of Applied Econometrics, 22(2)*, 339-360.

22. Bayraktar, N. (2014). Measuring relative development level of stock markets: Capacity and effort of countries. *Borsa Istanbul Review, 14*, 2214-8450.

23. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings papers on economic activity, 2*, 299-362.
24. Chung, J. Y., & Carpenter, K. (2022). Safe havens: overseas housing speculation and opportunity zones. *Housing Studies*, 37(8), 1350-1378.
25. DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of urban economics*, *35*(1), 1-27.
26. Gholipour, H. F., & Farzanegan, M. R. (2015). Marriage crisis and housing costs: Empirical evidence from provinces of Iran. *Journal of Policy Modeling, 37*(1), 107-123.
27. Hadavandi, E., Ghanbari, A., Mirjani, S. M., & Abbasian, S. (2011). An econometric panel data-based approach for housing price forecasting in Iran. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 4(1), 70-83.
28. Harvey, D. (1976). Labor, capital, and class struggle around the built environment in advanced capitalist societies. *Politics & Society, 6*(3), 265-295.
29. Harvey, D. (1978). The urban process under capitalism: A 1665 framework for analysis. *International Journal of Urban and Regional Research*, *2*(1-4), 101-131.
30. Harvey, D. (1981). The spatial fix—Hegel, Von Thunen, and Marx. *Antipode*, *13*(3), 1-12.
31. Levin, E. J., & Wright, R. E. (1997). The impact of speculation on house prices in the United Kingdom. *Economic modelling, 14*(4), 567-585.
32. Lin, Y., Lu, P., & Zhou, T. (2007). Research of relationships among housing prices, land prices and rents. *Price Theory and Practice, 42*.
33. Liu, M., & Ma, Q. (2021). Determinants of house prices in China: a panel-corrected regression approach. *The Annals of Regional Science, 67*, 47-72.
34. Mallick, H., & Mahalik, M. K. (2015). Factors determining regional housing prices: evidence from major cities in India. *Journal of Property Research, 32*(2), 123-146.
35. Meen, G., & Andrew, M. (1998). On the aggregate housing market implications of labour market change. *Scottish Journal of Political Economy*, *45*(4), 393-419.
36. Muth, R. F. (1969). Cities and Housing; the Spatial Pattern of Urban Residential Land Use. University of Chicago.
37. Muellbauer, J., & Murphy, A. (1997). Booms and busts in the UK housing market. *The Economic Journal, 107*(445), 1701-1727

38. Nassif, A., Feijo, C., & Araujo, E. (2011). 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.
39. Shen, T., Feng, D., & Sun, T. (2010). Spatial econometrics. Peking University Press.
40. Taghizadeh-Hesary, F., Yoshino, N., Mortha, A., Chiu, A., & Naderi, N. (2020). International and External Determinants of Housing Price Boom in Hong-Kong. *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan, 23*(4), 597-620.
41. Wang, Y., Wang, S., Li, G., Zhang, H., Jin, L., Su, Y., & Wu, K. (2017). Identifying the determinants of housing prices in China using spatial regression and the geographical detector technique. *Applied Geography, 79,* 26-36.
42. 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.
43. Yuan, D., & Song, X. (2008). Spatial infectious study of regional housing bubble in China. *Shanghai University of Finance and Economics, 6*.
44. Yuan, F., Wei, Y. D., & Wu, J. (2020). Amenity effects of urban facilities on housing prices in China: Accessibility, scarcity, and urban spaces. *Cities, 96*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی