



Analyzing the Spread of Housing Price Shocks across Tehran City's Regions Using Network Approach

Hojatollah Mirzaei^{1*}, Narges Rzban², Teymoor Mohamadi³, Habibollah Morovat⁴

¹ Assistant Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabai University of Tehran, Iran

² Ph.D. Student, Department of Economics, Allameh Tabatabai University of Tehran, Iran

³ Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabai University of Tehran, Iran

⁴ Associate Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabai University of Tehran, Iran

Abstract: The housing price as an important variable in the housing market is of major economic and social importance. Byyyyyyyfwhhhhr hlr rmd of housng prces in one region can influence the price trends in other rrgons,, ss nn mporntt probmmnlhss suggssss hltt hrrr ss a dddlag relationship between prices in different areas, in which price fluctuations in one area lead to similar price movements in other areas. That is known as the wave or southeast effect in housing economy literature. In this research, the housing price network between 22 districts of Tehran city has been investigated with the help of the VAR model during the period from March 2009 to March 2022 in the form of 4 urban blocks. The housing network is analyzed based on the variance analysis of the prediction error obtained from the VAR model both for the entire period and dynamically. (1) The research results show that regions 2, 5, 14, and 10 are the strongest senders of price shocks among the 22 regions. (2) Regions 1, 8, 11, and 18 are the biggest receivers of the housing price shock. (3) The strongest housing network related to the block includes areas 4, 5, 8, 13, 20, and 21. (4) The housing price shock in the years 2017-2018 had the greatest effect on the price of the same region in the following period so the density of the housing price network has decreased during this period. Furthermore, the results show that the increase in housing prices in the years 2020-2021 did not have a significant impact on the housing network of the regions.

Key Words: Housing Price, Housing Price Network, VAR Model, Variance Analysis.

بررسی انتشار شوک‌های قیمت مسکن بین مناطق شهر تهران با کمک رویکرد شبکه‌ای

حجت‌الله میرزایی^{۱*}، نرگس رزبان^۲، تیمور محمدی^۳، حبیب‌الله مروت^۴

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه علامه طباطبایی تهران

۳- استاد گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران

۴- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۵

چکیده

قیمت مسکن به‌عنوان یک متغیر مهم در بازار مسکن از اهمیت زیاد اقتصادی و اجتماعی برخوردار است. اساساً اینکه آیا روند قیمت مسکن در یک منطقه می‌تواند بر روندهای قیمت در سایر نواحی تأثیر بگذارد، مسئله‌ای قابل طرح و درخور توجه و به معنای وجود یک رابطه تقدم - تأخر بین قیمت‌ها در نواحی مختلف است که طی آن، نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه خاص به‌صورت باوقفه، به حرکات مشابه قیمت در نواحی دیگر منجر می‌شوند که این پدیده، در ادبیات اقتصاد مسکن به اثر موجی یا اثر جنوب شرقی موسوم است.

در این تحقیق، شبکه قیمت مسکن بین مناطق ۲۲گانه شهر تهران با کمک مدل VAR و طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۱ در قالب ۴ بلوک شهری و نیز براساس تحلیل تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به‌دست‌آمده از مدل VAR برای کل دوره مدنظر و نیز به‌صورت پویا بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهند مناطق ۲، ۵، ۱۴ و ۱۰ قوی‌ترین ارسال‌کننده‌های شوک قیمتی بین مناطق ۲۲گانه‌اند و مناطق ۱، ۸، ۱۱ و ۱۸ بزرگ‌ترین دریافت‌کننده‌های شوک قیمت مسکن محسوب می‌شوند و نیز، قوی‌ترین شبکه مسکن مربوط به بلوک شامل مناطق ۴، ۵، ۸، ۱۳، ۲۰ و ۲۱ است. همچنین، شوک قیمتی مسکن در سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۶ بیشترین اثر را بر قیمت همان منطقه در دوره بعدی آن داشته است؛ به‌طوری‌که چگالی شبکه قیمت مسکن طی این دوره کاهش یافته است. همچنین، افزایش قیمت مسکن در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۹ تأثیر چشمگیری بر شبکه مسکن مناطق نداشته است.

واژه‌های کلیدی: قیمت مسکن، شبکه قیمت مسکن، مدل VAR، تحلیل تجزیه واریانس.

* Corresponding Author: Hojatollah Mirzaei

E-mail address: ho.mirzaei@gmail.com, narges_rzban@yahoo.com, atmahmadi@gmail.com, habibmorovat@yahoo.com



مقدمه

مسکن کالایی است که (الف) غیرقابل تجارت است؛ یعنی قابلیت جابه‌جایی ندارد، (ب) کالایی ناهمگن است و قابلیت جانشینی ندارد، (ج) کالای مصرفی است و ارزش سرمایه‌ای دارد، (د) بازار مسکن، ویژگی‌های خاص منطقه‌ای دارد و به عدم تقارن اطلاعات دچار است و (ه) بخش پیشران برای طیف وسیعی از رشته فعالیت‌های اقتصادی است. با توجه به این ویژگی‌ها، هیچ‌گاه نمی‌توان مسکن را از سبد خانوار حذف کرد (تأثیر آن در سطح خرد را نادیده گرفت) و در سطح اقتصاد کلان نیز قابل چشم‌پوشی نیست (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۱-۲۴)؛ زیرا نادیده‌گرفتن بخش مسکن و تحولات آن، اثرات شدید اقتصادی و اجتماعی به همراه خواهد داشت. براساس این، شناسایی محرک‌ها و عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن برای عاملان اقتصادی اعم از دولت، سیاست‌گذاران و فعالان بخش مسکن بسیار مهم است.

براساس تئوری‌های موجود در ادبیات اقتصاد مسکن، افزون بر اینکه ویژگی‌های اقتصادی هر منطقه جغرافیایی (مانند درآمد سرانه یا قیمت زمین)، سیاست‌های کلان اقتصادی (مانند نرخ بهره و نرخ ارز) و عوامل بیرونی (مانند قیمت نفت و دارایی‌های مالی) بر قیمت مسکن اثر می‌گذارند، شوک‌های قیمتی مسکن در مناطق جغرافیایی مجاور نیز به قیمت مسکن هر منطقه سرایت می‌کنند و می‌توانند به شکل‌گیری شوک‌های قیمتی در منطقه پذیرنده شوک منجر شوند (Hurn et al., 2022؛ متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹؛ Meen, 1999). مبانی نظری، تسری قیمت بین مناطق جغرافیایی را به امکان جانشینی مسکن در مناطق مختلف، به‌ویژه مناطق نزدیک به یکدیگر و همچنین اثرپذیری برخی مناطق از شوک‌های قیمتی مناطق مجاور به‌واسطه نوع فعالیت‌ها و ترکیب عاملان بازار و عوامل اطلاعاتی منتسب می‌کنند (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹). انتشار شوک‌های قیمتی مسکن از یک منطقه به مناطق دیگر و جذب شوک‌های قیمتی سایر مناطق، به شکل‌گیری ارتباط شبکه‌ای بین بازارهای مسکن مناطق یک ناحیه جغرافیایی منجر می‌شود. وجود یا نبود ارتباط شبکه‌ای بین بازارهای مسکن مناطق یک کشور (استان / شهر) و همچنین نوع ارتباط بین بازارهای مسکن (اثرگذاری مثبت یا منفی) اهمیت بسزایی برای سیاست‌گذاران بخش مسکن دارد. اگر بازارهای مسکن مناطق به‌صورت شبکه‌ای با همدیگر ارتباط داشته باشند، باید در انتخاب سیاست‌های مختلف مسکن به‌صورت منطقه‌ای و مجزا

بسته به شرایط بازار و اهداف سیاستی دقت نظر کافی داشت؛ به‌عبارتی، اگر هدف سیاست‌گذار جلوگیری از وقوع شوک قیمتی در کل بازار باشد، نمی‌تواند در سیاست‌گذاری‌های مربوط به بخش مسکن به‌صورت منطقه‌ای و مجزا از هم عمل کند؛ زیرا وقوع شوک قیمتی در یک بازار مسکن با چند وقفه زمانی به سایر بازارهای مسکن موجود در شبکه سرایت خواهد کرد و براساس این، شوک قیمتی در کل شبکه مسکن پخش خواهد شد. چنانچه هدف سیاست‌گذار کنترل قیمت برخی مناطق از جمله مناطق پیشران باشد، با اعمال سیاست‌های خاص در مناطق پیرو، می‌تواند نحوه انتشار شوک در بازار را مدیریت کند. به‌طورکلی، اگر دو بازار مسکن با یکدیگر ارتباط مثبت داشته باشند، بازارها به‌صورت جانشین یکدیگر عمل می‌کنند؛ به‌طوری‌که افزایش قیمت در یک بازار مسکن به هجوم متقاضیان آن بازار به بازار مسکن مجاور و افزایش قیمت مسکن در آن بازارها (مناطق مجاور) منجر خواهد شد. در مقابل، اگر دو بازار مسکن با یکدیگر ارتباط منفی داشته باشند، افزایش قیمت در یک بازار مسکن چنانچه با تداوم انتظارات افزایش مسکن آن منطقه همراه شود، به هجوم سفته‌بازان بازارهای مسکن مجاور به سمت آن بازار می‌انجامد که به کاهش قیمت مسکن در بازارهای مجاور منجر خواهد شد. براساس این، در برنامه‌ریزی‌های مربوط به بخش مسکن، بررسی ارتباط شبکه‌ای بین بازارهای مسکن مناطق جغرافیایی یک کشور / استان / شهر بسیار مهم است.

مرور مطالعات تجربی در خصوص اقتصاد ایران نشان می‌دهد بیشتر مطالعات مذکور، تنها سرریز شوک‌های قیمتی از شهر تهران به سایر شهرهای کشور (مراکز استان‌ها) یا اثرات سرریز شوک‌ها از مناطق هم‌جوار جغرافیایی را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه‌ای جدید از رنجبر و همکاران (۲۰۲۲) نشان می‌دهند شوک‌های قیمت مسکن استان تهران به سایر استان‌های کشور، اثرات سرریز مثبت دارند. نتایج مطالعات داخلی مانند دوردیان و همکاران (۱۳۸۹) و سوری و منیری (۱۳۹۰) با کمک رهیافت اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهند شوک‌های قیمتی بین مناطق شهر تهران و حتی درون مناطق نیز منتشر می‌شوند و با فاصله جغرافیایی رابطه معکوس دارند. با وجود این، هیچ‌یک از این مطالعات بررسی نکرده‌اند کدام مناطق، فرستنده شوک و کدام‌یک دریافت‌کننده شوک‌های قیمت مسکن در شهر تهران هستند و همچنین، شبکه بازار مسکن بین مناطق شهر تهران چگونه است و آیا طی زمان تغییر یافته است.

بازار به سرعت تعدیل و میرا می‌شوند؛ اما با توجه به ویژگی‌های خاص کالای مسکن مانند تقسیم‌ناپذیری و خصوصیات بازار مسکن مانند ناهمگنی املاک، گران بودن قیمت مسکن و به تبع آن، کم بودن تعداد معاملات بازار مسکن نسبت به دارایی‌های مالی دیگر، هزینه بالای معاملات و نقل و انتقالات، وجود موانع بروکراتیک و عدم تقارن زیاد اطلاعات بین خریدار و فروشنده، نمی‌توان بازار مسکن را به عنوان یک بازار مالی کارا در نظر گرفت؛ بنابراین، درجه ماندگاری شوک‌های وارده به بازار مسکن بالا است و براساس این، احتمال انتقال شوک‌های قیمتی از یک بازار مسکن به بازارهای مسکن موجود در شبکه زیاد است. در ادامه، به‌طور مختصر دلایل انتشار شوک قیمت مسکن بین مناطق جغرافیایی بررسی می‌شوند:

(الف) تفاوت مناطق در اثرپذیری از ادوار تجاری: اندازه اقتصادی مناطق یک کشور یا محدوده جغرافیایی با توجه به میزان برخورداری از منابع طبیعی، نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی با یکدیگر متفاوت است. سیکل‌های تجاری در بیشتر مواقع، ابتدا بر مناطق با اقتصادهای بزرگ‌تر تأثیر می‌گذارند. با توجه به وسعت بازار مسکن و پیوندهای پسین و پیشین آن با رشته فعالیت‌های مختلف تولیدی اعم از کشاورزی، صنعت و خدمات که رونق و رکود بازار مسکن و دیگر فعالیت‌ها را در یک ناحیه به‌طور چشمگیری همبسته می‌کند، یک شوک اقتصادی کلان یا منطقه‌ای، ابتدا و با سرعتی بیشتر بر بازار مسکن در مناطق پررونق تأثیر گذاشته است و سپس با توجه به ماندگاری شوک‌های قیمت مسکن، آثار شوک با وقفه زمانی به مناطق دیگر سرایت می‌کند (Oikarinen, 2004).

(ب) ترکیب عاملان بازار: عاملان اقتصادی فعال در هر بازار را براساس میزان دسترسی به اطلاعات می‌توان به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول عاملانی هستند که به اطلاعات دسترسی دارند که به آنها عاملان مطلع می‌گویند و دسته دوم عاملانی هستند که به اطلاعات و سیاست‌های مربوط به بازار دسترسی ندارند که به آنها عاملان غیرمطلع می‌گویند. ترکیب این دو گروه در هر بازار، درجه عدم تقارن اطلاعات را در آن بازار نشان می‌دهد. تصور کنید شوک‌هایی به بازار مسکن وارد شوند که در آینده نزدیک بر قیمت مسکن فشار وارد می‌کنند. سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و مجرب بازار مسکن (عاملان مطلع) با اطلاع از ماهیت این نوع شوک‌ها به خرید مسکن با قیمتی بالاتر از قیمت درخواستی املاک در معرض فروش اقدام می‌کنند که این کار به افزایش قیمت مسکن در آن ناحیه

براساس نتایج مطالعات تجربی که در بخش بعدی مرور خواهند شد، میزان پیوند بازار مسکن بین جفت مناطق با یکدیگر متفاوت است؛ براساس این، ضروری به نظر می‌رسد پیوند بین تمامی جفت مناطق شهر تهران در قالب شبکه بازار مسکن شهر تهران بررسی شود. در این تحقیق، سعی می‌شود ارتباط شبکه‌ای و پویایی آن بین بازارهای مسکن مناطق ۲۲گانه شهر تهران با کمک مدل خودرگرسیون برداری^۱ و تحلیل تجزیه واریانس منتج از مدل VAR بررسی شوند.

نتایج این تجزیه و تحلیل‌ها کمک می‌کنند تا مشخص شود (۱) چگونه متولیان مسکن در شهر تهران در خصوص بخش مسکن باید سیاست‌گذاری کنند؛ آیا لازم است هر منطقه به صورت مجزا از مناطق دیگر در نظر گرفته شود یا اینکه باید رویکرد منطقه‌ای را در سیاست‌گذاری بخش مسکن در نظر گرفت؛ (۲) چگونه سرمایه‌گذاران املاک و مستغلات می‌توانند از مزایای متنوع‌سازی در بخش املاک در سراسر شهر تهران بهره‌مند شوند. یافته‌های تحقیق برای سرمایه‌گذاران داخلی و مدیران سبد سرمایه‌گذاری ارزشمندند که در حال حاضر در حال سرمایه‌گذاری و علاقه‌مند به بخش املاک و مستغلات ایران هستند. افزون بر پیامدهای عملی برای سرمایه‌گذاران، درک ماهیت قیمت املاک نیز می‌تواند دانش دولت را در خصوص نحوه عملکرد بازارهای املاک و مستغلات استانی تقویت کند و در نتیجه، امکان طراحی و اجرای سیاست‌های مربوطه را فراهم کند.

مبانی نظری و مروری بر مطالعات تجربی پیشین

در این بخش تلاش شده است ابتدا، مبانی نظری مربوط به انتشار قیمت بین مناطق جغرافیایی مرور شوند. سپس تعدادی از مطالعات داخلی و خارجی در این زمینه ارائه شده‌اند.

۱) مروری بر مبانی نظری

در ادبیات نظری اقتصاد مسکن، به انتشارⁱⁱ قیمت مسکن از یک منطقه جغرافیایی به مناطق دیگر، اثر موجیⁱⁱⁱ یا جنوب شرقی^v اطلاق می‌شود. علت نام‌گذاری فوق، الگوی ویژه انتقال نوسانات قیمت‌های مسکن در انگلستان است که ابتدا، در شهرهای بزرگ و مناطق صنعتی واقع در جنوب شرقی این کشور آغاز شده است و سپس به مناطق مرکزی و شمالی سرایت کرده است (Meen, 1999).

در مدل بازار کارا و بدون اصطکاک، شوک‌های وارده به

مسکن در مناطق پیرامون در آینده، به خرید مسکن در مناطق پیرامون اقدام می‌کنند. در هر دو صورت، قیمت مسکن و مستغلات در مناطق پیرامون به تعدادی وقفه زمانی نسبت به مناطق پیشرو افزایش خواهند یافت.

دو استدلال «تفاوت مناطق در اثرپذیری از ادوار تجاری» و «ترکیب عاملان بازار»، بر واکنش سریع‌تر و اولیه عاملان اقتصادی در بازار مسکن مناطق پیشرو نسبت به مناطق دیگر یک ناحیه جغرافیایی دلالت دارند؛ بنابراین، این دو استدلال به‌طور مستقیم بر رابطه علی بین بازارهای مسکن دلالت ندارند؛ اما استدلال دوم؛ یعنی «تلقی شاخص مرجع از شاخص قیمت مناطق پیشرو» و «انتقال سرمایه»، به امکان افزایش قیمت در مناطق دیگر به‌سبب افزایش در مناطق پیشرو (رابطه علی) اشاره می‌کند.^x

۲) مروری بر مطالعات تجربی پیشین

برگ^x (۲۰۰۲) انتشار قیمت مسکن استکهلم به دو کلان‌شهر مالمو و گوتنبرگ و چهار ناحیه پیرامونی را با کمک مدل VAR آزمایش کرد. در این تحقیق، متغیرهای مصرف، نرخ بیکاری^{xi}، نرخ بهره حقیقی و قیمت سهام در مدل تجربی لحاظ شدند. نتایج تابع عکس‌العمل، نشان می‌دهند تغییرات قیمت مسکن در استکهلم با یک وقفه، علت گرنجری تغییرات قیمت در مالمو، گوتنبرگ و چهار ناحیه محلی دیگر هستند؛ اما رابطه عکس از دیگر مناطق به استکهلم وجود ندارد. اویکارینن^{xii} (۲۰۰۴) انتشار قیمت از ایالت هلسینکی فنلاند به نواحی پیرامونی آن و همچنین سایر ایالت‌ها و نواحی پیرامون آنها را با کمک مدل دو متغیره تصحیح خطای برداری^{xiii} بررسی کرد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند شوک‌های قیمتی از مناطق پیرامونی هلسینکی بر مرکز این شهر اثر گذاشته‌اند و رابطه علی معکوس وجود ندارد. او این نتیجه را به ماهیت بسیار کشش‌ناپذیر عرضه مسکن در هلسینکی حتی در بلندمدت منتسب کرده است؛ البته براساس نتایج، تغییرات قیمت هلسینکی، علت گرنجری تغییرات قیمت در سایر مراکز بزرگ شهری فنلاند هستند. دیگر نتیجه مهم این مطالعه، وجود رابطه هم‌انباشتگی^{xiv} بین قیمت‌های مسکن در هر مرکز ایالت با قیمت‌های مناطق حومه‌ای آن است که رابطه مذکور، با دور شدن شهرها از یکدیگر به تدریج ضعیف می‌شود. برادی^{xv} (۲۰۱۱) با استفاده از تابع عکس‌العمل، بررسی کرده است افزایش قیمت مسکن در یک منطقه ایالت کالیفرنیا با چه سرعتی و در چه

جغرافیایی منجر خواهد شد. اکنون تصور کنید تعداد عاملان مطلع به مراتب بیشتر از عاملان غیرمطلع باشد (این حالت برای مناطق پررونق و گران قیمت کلان‌شهرها قابل تصور است)، در این صورت، قیمت مسکن با سرعت بیشتری تعدیل خواهد شد. در مقابل، در مناطقی که سهم عاملان غیرمطلع به مراتب بالا است، سرعت تعدیل قیمت اندک است؛ به همین دلیل، در مناطق پررونق و با سرمایه‌گذاران حرفه‌ای، آثار شوک‌های اقتصادی، ابتدا آشکار می‌شوند و افزایش قیمت‌ها سریع‌تر رخ می‌دهند و سپس به مناطق دیگر سرایت خواهند کرد (Oikarinen, 2004 و Stieglitz & Grossman, 1976).

(ج) تلقی شاخص مرجع از شاخص قیمت مناطق پیشرو: مناطق پیشرو در قیمت مسکن به مناطقی اطلاق می‌شوند که به دلیل سطح درآمد بالای خانوارهای آن^v و ویژگی‌های خاص منطقه‌ای از جمله آب‌وهوا، غالب بودن وجود واحدهای مسکونی نوساز، برخورداری از امکانات شهری و ضروریات زندگی^{vi}، حجم ساخت‌وساز بالا و خریدوفروش چشمگیر املاک و مستغلات، نخستین نوسانات قیمتی مسکن در آنها رخ می‌دهد (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹). با توجه به حجم بالای معاملات در این مناطق، قدرت پیش‌بینی عاملان این مناطق از تحولات قیمت مسکن بهتر و آسان‌تر است. در مقابل، به دلیل ناهمگنی، کم‌بودن معاملات، عدم شفافیت اطلاعات قیمت و دسترسی نامتقارن به این اطلاعات، عاملان فعال در بازار مسکن مناطق غیرپیشرو، در برآورد صحیح قیمت بنیادی^{vii} به‌هنگام خریدوفروش با مشکلات جدی مواجه‌اند. هر چقدر بازار مسکن کوچک‌تر و به پیروی از تعداد معاملات کمتر باشد، شدت این مشکلات بیشتر خواهد بود. در این شرایط، ممکن است عاملان به‌منظور برآورد صحیح قیمت، روند قیمت مناطق پررونق و کانون توجه عمومی را در ذهن خود به‌عنوان روند صحیح ارزش بنیادین و به‌نوعی شاخص مرجع تلقی کنند و به‌هنگام قیمت‌گذاری، روند قیمت آن مناطق را درعمل، مبنای تعیین قیمت قرار دهند؛ این مکانیزم، به این دلیل شایان توجه است که براساس آن، ممکن است قیمت‌های مسکن در برهه‌ای از زمان و در یک ناحیه حتی بدون وجود شکاف بین عرضه و تقاضا افزایش یابند (Oikarinen, 2004).

(د) انتقال سرمایه: مین^{viii} (۱۹۹۹) تشریح می‌کند به‌دلیل افزایش قیمت در مناطق پیشرو، ممکن است بخشی از تقاضا در این مناطق به مناطق پیرامون با قیمت‌های پایین‌تر منتقل شود. همچنین، سرمایه‌گذاران مناطق پیشرو با امید افزایش قیمت

دارد؛ درحالی‌که با نزدیکی جغرافیایی، چندان ارتباطی ندارد؛ اما شبکه مسکن در چین ارتباطی با نزدیکی اقتصادی و جغرافیایی مناطق ندارد. تعدادی از مطالعات داخلی، انتشار قیمت مسکن بین استان‌ها یا مناطق یک کشور را بررسی کردند. قلی‌زاده و لین (۲۰۱۷) معتقدند در سال‌های اخیر، املاک و مستغلات به‌دلیل متعدد اقتصادی و سیاسی مرتبط، به یک انتخاب سرمایه‌گذاری بسیار محبوب برای سرمایه‌گذاران ایرانی تبدیل شده‌اند. آنها در این مطالعه بررسی کردند چگونه سرمایه‌گذاران املاک و مستغلات می‌توانند در سرمایه‌گذاری در بخش املاک و مستغلات در سراسر استان‌های ایران، از مزایای گوناگون بهره‌مند شوند. این دو محقق، از داده‌های نیمه‌سالانه استان‌های منتخب ایران در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۳ استفاده کردند و آزمون‌های ریشه واحد ضریب لاگرانژ تک‌متغیره را با یک و دو شکست ساختاری به‌ترتیب برای نسبت قیمت استانی به ملی خانه و زمین مسکونی به کار بردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند می‌توان با سرمایه‌گذاری در بازارهای مسکن در استان‌های کشور، مزایای مختلفی را به دست آورد؛ زیرا قیمت مسکن در نیمی از استان‌های نمونه، تمایل به انحراف از قیمت مسکن میانگین کشور دارد. رنجبر و همکاران (۲۰۲۲)، اثرات موجی از تهران (پایتخت ایران) به سایر شهرهای بزرگ ایران را با به‌کارگیری رویکرد آزمون علیت گرنجری پانلی نامتقارن آزمون پایایی با شکست ساختاری بررسی کردند. یافته‌های آنها با استفاده از داده‌های نیمه‌سالانه سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۷ نشان می‌دهند قیمت مسکن تهران به قیمت مسکن شهرهای دیگر سرایت می‌کند و به افزایش قیمت آنها منجر می‌شود؛ اما تسری قیمت مسکن تهران با هم‌گرایی قیمت مسکن به سمت تهران همراه نیست. سایر نتایج نشان می‌دهند برخی از شهرها فقط از شوک‌های مثبت قیمت مسکن تهران و برخی دیگر فقط از شوک‌های منفی قیمت مسکن تهران تأثیر می‌گیرند و شهرهای دیگر نیز از شوک‌های مثبت و منفی قیمت مسکن در تهران تأثیرپذیری دارند.

تعدادی از مطالعات داخلی، انتشار قیمت بین استان‌ها یا مناطق استان‌های کشور را با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی بررسی کردند. اکبری و توسلی (۱۳۸۷) به‌منظور بررسی تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت زمین‌های مسکونی در شهر اصفهان و همچنین بررسی تأثیر قیمت زمین‌های مسکونی یک منطقه بر قیمت مناطق دیگر، به برآورد تابع قیمت زمین مسکونی در شهر اصفهان با استفاده از مدل وقفه فضایی اقدام

مدتی و همچنین به چه میزان بر مناطق مجاور تأثیر می‌گذارد؛ برای این منظور، از یک مدل پویای ترکیبی از خودهمبستگی فضایی استفاده شده است و معادلات با به‌کارگیری متغیر ابزاری برآورد شدند. نتیجه کلیدی این مقاله این است که یک شوک به متوسط قیمت مسکن یک منطقه، اثر مثبت و معنی‌دار آماری بر متوسط قیمت مسکن مناطق مجاور دارد که تا دو و نیم سال پس از شوک ادامه دارد. همچنین در واکنش به افزایش نرخ رهن در سطح ملی، قیمت مسکن در مناطق کم‌ویش به مدت دو سال کاهش می‌یابد؛ اما قیمت مسکن در منطقه نسبت به ساخت‌وساز جدید حساس نیست. دی‌فوسو^{xvi} و همکاران (۲۰۱۸) معتقدند یکی از ویژگی‌های بارز آخرین رونق مسکن در ایالات متحده، ناهمگونی در زمان آغاز آن در بازارهای محلی است. آنها از این ناهمگونی برای تخمین میزان گسترش رونق از طریق سرریزهای فضایی از یک بازار به بازار دیگر استفاده کردند. تجزیه و تحلیل آنها بر سرریزهایی متمرکز است که در حول‌وحوش زمانی رخ می‌دهند که یک بازار محلی وارد رونق شود که آن را با استفاده از شکست‌های ساختاری شدید در نرخ رشد قیمت مسکن شناسایی کردند. آنها به شواهدی دست یافتند که در صورت رونق همسایگان نزدیک، احتمال ایجاد رونق در بازار مسکن یک منطقه به میزان چشمگیری افزایش می‌یابد که به آن، حاشیه گسترده^{xvii} اطلاق کردند. آنها همچنین دریافتند رونق اقتصادی در بازار مسکن همسایگان بر تحولات قیمت مسکن بازارهای اطراف، تأثیر معتدل و معنی‌دار آماری دارد و آن را حاشیه فشرده^{xviii} نامیدند. آنها به این نتیجه رسیدند که تحولات حاشیه‌های گسترده و فشرده، تأثیر گرفته از عوامل بنیادی^{xix} بازار مسکن نیستند. هورن و همکاران (۲۰۲۲)، شبکه بازار مسکن را بین مناطق چین و استرالیا با کمک آزمون علیت گرنجری دو متغیره برگشتی متحرک^{xx} بررسی کردند. آنها در این تحقیق، افزایش ارتباط دوجانبه بین بازارهای موجود در شبکه مسکن دو کشور، ارتباط درجه چگالی شبکه مسکن با قیمت‌های مسکن و تأثیر مجاورت‌های اجتماعی، اقتصادی و جغرافیایی بر شبکه مسکن را بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند چگالی شبکه مسکن در هر دو کشور بسیار پویا بوده و طی زمان افزایش یافته است. پویایی چگالی شبکه مسکن در سیدنی در جهت چرخه تجاری است؛ اما این پویایی در ملبورن و چین در خلاف جهت چرخه تجاری است. شبکه مسکن در استرالیا بیشترین ارتباط را با نزدیکی‌های اجتماعی - اقتصادی مناطق

قیمت زمین، هزینه ساخت و اجاره واحد مسکونی، به صورت مستقیم و نیز در قالب سرریزهای فضایی، اثرات معناداری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران داشته‌اند.

بررسی نویسندگان مقاله حاضر نشان می‌دهد تاکنون دو مطالعه، انتشار قیمت بین مناطق شهر تهران را بررسی و از اقتصادسنجی فضایی استفاده کرده‌اند. دوردیان و همکاران (۱۳۸۹) با کمک رهیافت اقتصادسنجی فضایی، اثرات سرریز قیمتی بین ۲۰ منطقه شهر تهران را طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۱ بررسی کردند؛ برای این منظور، آنها از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون فضایی ترکیبی با اثرات ثابت منطقه‌ای استفاده کردند. نتایج برآورد نشان می‌دهند ضریب فضایی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد که نشان‌دهنده ارتباط قیمتی بین مناطق است و این ضریب، به گونه‌ای است که با دور شدن مناطق از یکدیگر، از شدت وابستگی قیمتی کاسته می‌شود. در بین متغیرهای توضیحی نیز قیمت حقیقی مسکن با یک دوره تأخیر، بیشترین تأثیر را دارد که نشان می‌دهد قیمت مسکن مناطق، همبستگی زمانی بالایی دارد. سوری و منیری (۱۳۹۰) نحوه تعیین قیمت مسکن در منطقه ۸ تهران را به منظور ارائه معیاری عینی برای تعیین قیمت مسکن به‌ویژه برای شهرداری‌ها، با استفاده از ترکیب روش تابع هدانیک مسکن در قالب اقتصادسنجی فضایی و استفاده از روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان دادند توابع هدانیک ساده به دلیل وجود همبستگی فضایی، با خطا همراه خواهند بود. همچنین، مدل‌های برآوردشده از روش فضایی، از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار بودند. نتایج برآوردها نشان می‌دهند هر سه نوع متغیر فیزیکی، محیطی و فضایی بر قیمت واحد مسکن اثرگذار بوده‌اند؛ اما اثرگذاری متغیرها و میزان آنها در نقاط مختلف متفاوت بوده‌اند.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) الگوی فضایی سفته‌بازی را در بازار مسکن مناطق ۲۲گانه شهر تهران بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند انگیزه سفته‌بازی، نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته بوده است که به شکل تقاضای سفته‌بازی در بازار بروز کرده و تأثیر زیادی در ایجاد نوسانات در بازار مسکن داشته است. همچنین، نتایج نشان می‌دهند شدت سفته‌بازی در مناطق ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ شهر تهران بیشتر از مناطق دیگر بوده و با حرکت از شمال به سمت جنوب شهر تهران، از شدت سفته‌بازی کم شده است.

کرده‌اند. نتایج، بیان‌کننده وجود وابستگی فضایی میان قیمت زمین مسکونی هستند؛ به طوری که مناطق با قیمت بالا دارای مناطق مجاور با قیمت بالا و مناطق با قیمت پایین دارای مناطق مجاور با قیمت پایین هستند. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱) قیمت هدانیک ساختمان‌های مسکونی در شهر تبریز را با رویکرد اقتصادسنجی فضایی در سال ۱۳۸۹ تخمین زدند؛ برای این منظور، چهار عامل فیزیکی، محیطی، دسترسی و فضایی را در نظر گرفتند و اطلاعات موردنیاز را از ۷۵۷ خانوار نمونه ساکن در شهر تبریز جمع‌آوری کردند. نتایج تحقیق نشان می‌دهند نخست، فرضیه وجود وابستگی فضایی در متغیر قیمت واحدهای مسکونی در مدل تأیید می‌شود و متغیرهای دسترسی واحد مسکونی به خیابان، مجهز بودن به سیستم‌های گرمایشی و سرمایشی و وضعیت امنیت منطقه، اثر مثبت و معناداری بر قیمت واحدهای مسکونی در شهر تبریز دارند. همچنین، قیمت واحدهای مسکونی با مصالح و اسکلت‌بندی بتونی و فلزی نسبت به واحدهای مسکونی با مصالح خشتی یا چوبی، قیمت بالاتری دارد. همچنین، ساختمان‌های مسکونی با نمای سنگ مرمر نسبت به واحدهای مسکونی با نمای غیراستاندارد یا بدون نما قیمت بالاتری دارند. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) با کمک مدل وقفه فضایی (اقتصادسنجی فضایی) و با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های اصلی کشور برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰، تغییرات قیمت مسکن در ایران را بررسی کردند. نتایج به‌دست‌آمده بیان می‌کنند اثر انتشار فضایی قیمت مسکن بین استان‌های مختلف کشور عاملی بسیار مهم در توضیح رفتار قیمت مسکن است و به‌طور متوسط، افزایش ۱۰ درصدی قیمت مسکن در استان‌های دیگر، قیمت مسکن در استان مدنظر را به میزان ۶ درصد افزایش می‌دهد. متغیرهای دیگر مدل شامل هزینه مالکیت، اثر منفی و معنادار و تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت، آثار مثبت و معناداری بر قیمت مسکن داشته‌اند؛ اما اثرگذاری هزینه خانوارها که به‌عنوان جایگزین متغیرهای درآمد و ثروت استفاده شده است، با ابهام همراه بوده است. طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) عوامل مؤثر بر قیمت مسکن ۲۸ استان مختلف ایران را با کمک الگوهای پانل پویای دوربین فضایی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۹ بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند متغیر تأخیری قیمت مسکن و اثرات فضایی این متغیر، سهم زیادی در تعیین قیمت مسکن استان‌ها دارند؛ این درحالی است که تنها، اثرات فضایی متغیر مخارج خانوار، اثر معناداری بر قیمت مسکن دارند و متغیرهای دیگر از جمله

معرفی داده‌ها و روش تحقیق

داده‌های ماهانه قیمت مسکن در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران طی دوره فروردین ۱۳۸۸ تا فروردین ۱۴۰۱ به منظور بررسی انتشار قیمت بین مناطق شهر تهران، از مرکز آمار ایران دریافت شده‌اند. داده‌های اسمی قیمت مسکن مناطق با کمک شاخص قیمت مصرف‌کننده ماهیانه استان تهران به داده‌های واقعی تبدیل شدند.

به پیروی از هوآنگ و سو^{xxi} (۲۰۲۱)، ژانگ و فان^{xxii} (۲۰۱۹) و تیسای^{xxiii} (۲۰۱۵)، از مدل VAR به منظور بررسی ارتباط شبکه‌ای بین بازار مسکن مناطق تهران استفاده شده است. برای تشریح مدل شبکه‌ای، یک منطقه جغرافیایی فرضی با چهار ناحیه را در نظر بگیرید که مدل VAR انتشار قیمت مسکن بین نواحی آن به صورت زیر است:

$$\begin{cases} HP_t^1 = a_{10} + \sum_{k=1}^l \beta_{11k} HP_{t-k}^1 + \sum_{k=1}^l \beta_{21k} HP_{t-k}^2 + \sum_{k=1}^l \beta_{31k} HP_{t-k}^3 + \sum_{k=1}^l \beta_{41k} HP_{t-k}^4 + \epsilon_{1t} \\ HP_t^2 = a_{20} + \sum_{k=1}^l \beta_{12k} HP_{t-k}^1 + \sum_{k=1}^l \beta_{22k} HP_{t-k}^2 + \sum_{k=1}^l \beta_{32k} HP_{t-k}^3 + \sum_{k=1}^l \beta_{42k} HP_{t-k}^4 + \epsilon_{2t} \\ HP_t^3 = a_{30} + \sum_{k=1}^l \beta_{13k} HP_{t-k}^1 + \sum_{k=1}^l \beta_{23k} HP_{t-k}^2 + \sum_{k=1}^l \beta_{33k} HP_{t-k}^3 + \sum_{k=1}^l \beta_{43k} HP_{t-k}^4 + \epsilon_{3t} \\ HP_t^4 = a_{40} + \sum_{k=1}^l \beta_{14k} HP_{t-k}^1 + \sum_{k=1}^l \beta_{24k} HP_{t-k}^2 + \sum_{k=1}^l \beta_{34k} HP_{t-k}^3 + \sum_{k=1}^l \beta_{44k} HP_{t-k}^4 + \epsilon_{4t} \end{cases} \quad (1)$$

در سیستم معادلات HP_t^1, HP_t^2, HP_t^3 و HP_t^4 به ترتیب، قیمت مسکن در نواحی ۱، ۲، ۳ و ۴ در زمان t هستند. l وقفه بهینه، زمان t ، $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ بردار ضرایب مدل و $\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}, \epsilon_{4t}$ پسماندهای الگو هستند. یکی از مسائل مهم در برآورد مدل VAR، تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو است تا تضمین کند جملات خطای مربوط به الگو، نوفه سفید^{xxiv} و در نتیجه، پایا هستند. نکته مهم دیگر آن است که وقفه‌های خیلی کم در مدل VAR نمی‌تواند رفتار پویایی متغیرها را تسخیر کنند (Chen & Patel, 1998: 110) و وقفه‌های خیلی زیاد باعث حذف اطلاعات و کاهش توان می‌شوند (DeJong et al., 1992: 327). در مقاله حاضر، برای تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی خودتوضیح برداری، از معیار شوارتز^{xxv} استفاده می‌شود.

در تمامی مطالعات برشمرده شده در این بخش، به منظور بررسی ارتباط بین قیمت مناطق مختلف یک کشور یا جغرافیای خاص (برای مثال، چهار ناحیه ۱، ۲، ۳ و ۴) از رویکرد توپولوژی شبکه‌ای دیبولد و ییلماز^{xxvi} (۲۰۱۴) استفاده می‌شود؛ در این روش، برای تعیین میزان انتشار شوک قیمتی از منطقه i به منطقه j ، از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود که یکی از نتایج مدل VAR است. نتایج محاسبه تجزیه واریانس در افق H برای سیستم معادلات ۱ در جدول ۱ ارائه شده‌اند. در این جدول، Φ_{ij}^H سهم متغیر j در توضیح تغییرات متغیر i است. در جدول ۱ جمع هر سطر (به جز عناصر

قطری) یعنی $\sum_{i \neq j}^H \Phi_{ij}^4$ نشان می‌دهد چند درصد از تغییرات یک متغیر در افق H توسط سایر متغیرهای موجود در سیستم توضیح داده می‌شوند. به عبارت دیگر، جمع سطری نشان می‌دهد چه مقدار از شوک‌های قیمتی در مناطق دیگر به وسیله منطقه i جذب می‌شود. جمع ستونی این ماتریس (به جز عناصر قطری) یعنی $\sum_{i \neq j}^H \Phi_{ij}^4$ نشان می‌دهد چقدر یک منطقه شوک قیمتی خود را به مناطق دیگر ارسال می‌کند. دیبولد و ییلماز (۲۰۱۴) براساس جدول ۱، چهار شاخص را معرفی می‌کنند که برای بررسی ارتباط شبکه‌ای بازارهای مسکن موجود در یک منطقه استفاده می‌شوند:

شاخص «از دیگران یا FC»: به کل شوک دریافتی هر منطقه از مناطق دیگر (جمع سطری) اطلاق می‌شود:

$$FC = \sum_{i \neq j}^H \Phi_{ij}^4 \quad (2)$$

شاخص «به دیگران یا OC»: به کل شوک ارسالی هر منطقه به مناطق دیگر (جمع ستونی) اطلاق می‌شود:

$$OC = \sum_{i \neq j}^H \Phi_{ij}^4 \quad (3)$$

شاخص «کل ارتباطات هر شبکه یا TC»: به کل شوک ارسالی (یا دریافتی) هر منطقه به (یا از) مناطق دیگر اطلاق می‌شود:

$$TC = \left(\frac{1}{4}\right) * \left(\sum_{j=1}^4 \sum_{i=1}^4 \Phi_{ij}^H\right) \quad (4)$$

در تمامی مطالعات برشمرده شده در این بخش، به منظور بررسی ارتباط بین قیمت مناطق مختلف یک کشور یا جغرافیای خاص (برای مثال، چهار ناحیه ۱، ۲، ۳ و ۴) از رویکرد توپولوژی شبکه‌ای دیبولد و ییلماز^{xxvi} (۲۰۱۴) استفاده می‌شود؛ در این روش، برای تعیین میزان انتشار شوک قیمتی از منطقه i به منطقه j ، از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود که یکی از نتایج مدل VAR است. نتایج محاسبه تجزیه واریانس در افق H برای سیستم معادلات ۱ در جدول ۱ ارائه شده‌اند. در این جدول، Φ_{ij}^H سهم متغیر j در توضیح تغییرات متغیر i است. در جدول ۱ جمع هر سطر (به جز عناصر

می‌دهد در بخش چگال‌تر شبکه مسکن وجود دارد. شاخص «خالص ارتباط»: به خالص شوک ارسالی هر منطقه به مناطق دیگر اطلاق می‌شود:

$$NC=OC - FC = \sum_{i \neq j}^4 \varphi_{ij}^H - \sum_{i=j}^4 \varphi_{ij}^H \quad (5)$$

با کمک شاخص کل ارتباطات یا TC می‌توان به میزان چگالی شبکه قیمت دست یافت. هر چقدر مقدار عددی شاخص بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده ارتباطات قوی بین بازار مسکن نواحی است. هر چقدر مقدار عددی شاخص‌های FC یا OC برای یک ناحیه نسبت به نواحی دیگر بزرگ‌تر باشد، نشان

جدول ۱- ارتباط بین مناطق براساس تجزیه واریانس

قیمت مسکن نواحی	HP_t^1	HP_t^2	HP_t^3	HP_t^4	شوک دریافتی از مناطق دیگر
HP_t^1	φ_{11}^H	φ_{12}^H	φ_{13}^H	φ_{14}^H	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{1j}^H$
HP_t^2	φ_{21}^H	φ_{22}^H	φ_{23}^H	φ_{24}^H	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{2j}^H$
HP_t^3	φ_{31}^H	φ_{32}^H	φ_{33}^H	φ_{34}^H	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{3j}^H$
HP_t^4	φ_{41}^H	φ_{42}^H	φ_{43}^H	φ_{44}^H	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{4j}^H$
شوک ارسالی به مناطق دیگر	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{i1}^H$	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{i2}^H$	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{i3}^H$	$\sum_{i \neq j}^4 \varphi_{i4}^H$	$(\frac{1}{4}) * (\sum_{j=1}^4 \sum_{i \neq j}^4 \varphi_{ij}^H)$

و جهانگرد (۱۳۹۹) به چهار گروه دسته‌بندی می‌شوند و شبکه مسکن بین این گروه‌ها بررسی می‌شود. احمدی و جهانگرد (۱۳۹۹) پس از پایش اطلاعات به‌دست‌آمده از ۴۵۰۰۴ پرسشنامه طرح رصد کیفیت زندگی شهر تهران، در قالب تکنیک تاپسیس فازی، مناطق ۲۲ گانه را به چهار بلوک با عناوین توسعه‌یافته، توسعه‌یافتگی متوسط، کم‌برخوردار و نیازمند مداخله گروه‌بندی کردند. بلوک توسعه‌یافته مشتمل بر مناطق ۱، ۲، ۳، ۶ و ۲۲، بلوک با توسعه‌یافتگی متوسط مشتمل بر مناطق ۴، ۵، ۸، ۱۳، ۲۰ و ۲۱، بلوک کم‌تر برخوردار مشتمل بر مناطق ۷، ۹، ۱۱، ۱۲، ۱۴، ۱۵، ۱۶ و ۱۹ و بلوک نیازمند مداخله مشتمل بر مناطق ۱۰، ۱۷ و ۱۸ معرفی و تقسیم‌بندی شدند. در این تحقیق، شبکه قیمت مسکن در داخل هر یک از بلوک‌های مذکور بررسی می‌شود. همچنین، میانگین قیمت مسکن هر بلوک محاسبه می‌شود و انتشار قیمت بین چهار بلوک نیز ارزیابی می‌شود.

در نمودار ۱، روند ماهیانه قیمت واقعی مسکن از سال ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۱ آورده شده است و در جدول ۲، متوسط، انحراف معیار و نرخ رشد قیمت واقعی مناطق ۲۲ گانه شهر تهران در همین مقطع زمانی آورده شده‌اند. همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، تحولات قیمت مناطق، کم‌وبیش مشابه یکدیگرند و می‌توان آنها را در چهار دوره زمانی بررسی کرد. طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲، قیمت واقعی مناطق رشد یافته و در اوایل سال ۱۳۹۲ به حداکثر خود رسیده است؛ بنابراین، قیمت واقعی مسکن طی دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ابتدای ۱۳۹۷

نتایج تحقیق

همان‌طور که در بخش قبل تشریح شد، به‌منظور بررسی انتشار شوک قیمتی بین مناطق شهر تهران از مدل VAR استفاده می‌شود. با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات (۱۵۷ مشاهده)، این امکان وجود ندارد که در قالب یک مدل VAR تمامی ۲۲ منطقه وارد تحلیل شوند. نخست اینکه برای یک مدل VAR با چهار وقفه، در هر معادله باید ۸۹ ضریب (با لحاظ عرض از مبدا) برآورد شوند که این برآورد، بیان‌کننده کاهش چشمگیر درجه آزادی است. دوم اینکه یکی از اهداف مهم این مقاله، بررسی تحولات شبکه مسکن طی زمان است. براساس این، باید از مدل VAR غلطان استفاده شود؛ در این مدل درصدی از مشاهدات در هر مرحله انتخاب می‌شود و تعامل مناطق با مدل VAR بررسی می‌شود؛ برای مثال، اندازه یک پنجره انتخابی با شصت مشاهده را در نظر بگیرید. ابتدا مدل VAR با شصت مشاهده اول تخمین زده می‌شود. سپس نمونه بررسی شده، یک واحد به جلو حرکت می‌کند؛ به‌طوری‌که از ابتدای نمونه، یک مشاهده حذف و یک مشاهده جدید به انتها اضافه می‌شود و سپس مدل VAR تخمین زده می‌شود. این فرایند، تا آخرین مشاهده تکرار می‌شود و براساس این، شاخص‌های FC، OC، TC و NC در هر مرحله محاسبه می‌شوند. اکنون تصور کنید تمامی ۲۲ منطقه وارد مدل VAR شوند؛ در این صورت، حتی اگر دو وقفه وارد مدل VAR شوند، درجه آزادی به ۱۵ (۶۰-۴۵) مشاهده کاهش می‌یابد. به‌منظور رفع این مشکل، مناطق ۲۲ گانه براساس مطالعه احمدی

دارد؛ به طوری که بیشترین جهش قیمت مسکن همزمان با روی کارآمدن ترامپ، خروج از برجام و برگشت مجدد تحریم‌های آمریکا و اروپا برضد ایران رخ داده است.

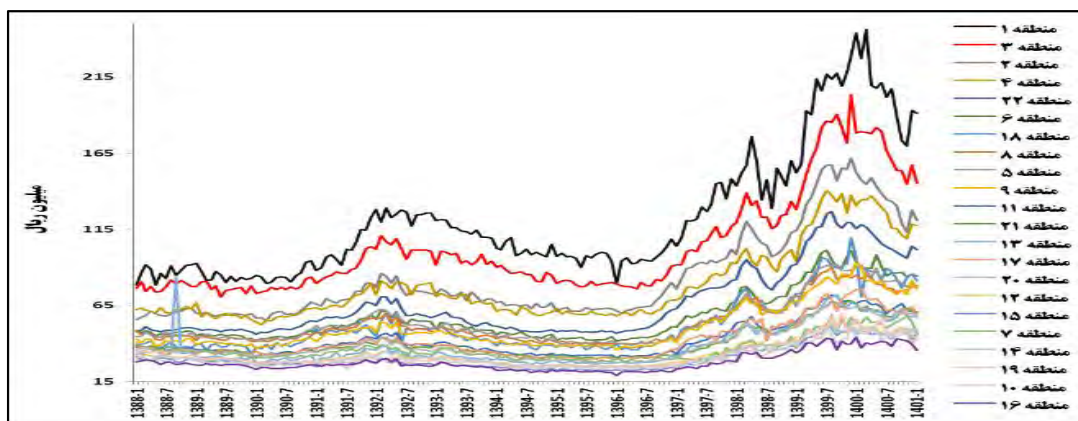
پیش‌نیاز تخمین مدل تحقیق با روش VAR، بررسی پایایی متغیرهای تحقیق است. برای این منظور، با کمک آزمون پایایی بکر و همکاران (۲۰۰۷)، پایایی قیمت واقعی مسکن مناطق ۲۲ گانه بررسی شده است و نتایج در جدول ۳ ارائه شده‌اند. آزمون مذکور شکست‌های ساختاری هموار^{xxvii} در عرض از مبدأ و شیب تابع روند را با استفاده از تابع فوریر^{xxviii} کنترل می‌کند. مقادیر بحرانی برای آماره آزمون با روش شبیه‌سازی مونت کارلو و ۲۰۰۰۰ بار تکرار محاسبه شده‌اند. مقایسه آماره آزمون با مقادیر بحرانی نشان می‌دهد فرضیه صفر پایایی در سطوح مرسوم آماری برای هیچ یک از قیمت‌های واقعی رد نمی‌شود. براساس این، می‌توان از حالت سطح متغیرها در مدل VAR استفاده کرد.

کاهش یافته است که میزان کاهش در مناطق ۱، ۲، ۳ و ۴ بیشتر از مناطق دیگر بوده است. قیمت واقعی مسکن در تمامی مناطق، رشد بسیار بالایی را طی دوره ۱۳۹۷ تا اواسط ۱۳۹۹ تجربه کرده است؛ اما پس از آن، قیمت واقعی مسکن در مناطق مختلف شهر تهران، نزولی بوده است؛ درحالی‌که در این مقطع زمانی قیمت اسمی مسکن افزایش داشته است. محاسبه نرخ رشد قیمت واقعی طی دوره بررسی شده (جدول ۲) نشان می‌دهد مناطق ۱، ۲ و ۲۲ به ترتیب با ۱۴۴، ۱۱۷ و ۱۱۳ درصد، بیشترین رشد و در مقابل، مناطق ۱۶، ۱۴، ۱۹، ۷ و ۱۰ با نرخ رشد پایین‌تر از ۴۰ درصد، کمترین درصد افزایش را تجربه کرده‌اند. مقادیر انحراف معیار قیمت واقعی مسکن نشان می‌دهند مناطق ۱۶، ۱۰ و ۱۴ با ثبات‌ترین و در مقابل، مناطق ۱، ۳ و ۲ پرنوسان‌ترین قیمت‌ها را داشته‌اند. تحولات قیمت مسکن مناطق نشان می‌دهند همبستگی چشمگیری بین تحریم‌های آمریکا، افزایش قیمت دلار و تورم داخلی (افزایش قیمت مصالح و خدمات ساختمانی) با جهش قیمتی مسکن وجود

جدول ۲- مشخصات آماری قیمت واقعی مسکن مناطق تهران طی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۸

بلوک	منطقه	متوسط قیمت (هزار ریال)	انحراف معیار قیمت (هزار ریال)	رشد قیمت (درصد)
بلوک ۱	منطقه ۱	۱۲۱۷۵۰	۴۱۷۵۵	۱۴۴
	منطقه ۳	۱۰۲۸۰۵	۳۲۷۴۸	۹۰
	منطقه ۲	۸۲۵۷۹	۲۸۹۱۵	۱۱۷
	منطقه ۲۲	۶۵۸۰۰	۲۲۵۰۵	۱۱۳
	منطقه ۶	۵۷۱۰۹	۱۶۴۸۶	۷۳
	منطقه ۴	۷۷۳۱۷	۲۳۹۲۳	۸۸
بلوک ۲	منطقه ۵	۵۴۱۳۰	۱۵۰۰۳	۷۳
	منطقه ۸	۵۲۷۶۹	۱۳۹۸۱	۶۳
	منطقه ۲۱	۴۰۲۷۷	۱۰۵۹۸	۵۸
	منطقه ۲۰	۳۹۰۲۰	۱۰۸۵۲	۵۹
	منطقه ۱۳	۳۷۷۲۶	۱۲۶۳۰	۷۹
بلوک ۳	منطقه ۹	۵۰۳۷۶	۱۴۶۲۱	۷۵
	منطقه ۱۱	۴۲۱۹۷	۱۱۳۳۶	۶۲
	منطقه ۷	۳۶۰۰۰	۷۸۳۸	۳۹
	منطقه ۱۲	۳۲۶۵۹	۷۸۹۷	۶۷
	منطقه ۱۹	۳۲۰۲۷	۸۳۳۸	۳۶
	منطقه ۱۴	۳۲۰۲۰	۷۷۱۲	۲۹
	منطقه ۱۵	۳۰۰۱۳	۷۹۲۳	۴۸
	منطقه ۱۶	۲۷۶۶۲	۶۱۷۴	۲۸
بلوک ۴	منطقه ۱۸	۵۱۵۷۱	۱۷۶۲۱	۱۰۹
	منطقه ۱۷	۴۱۷۲۸	۱۲۲۰۷	۴۲
	منطقه ۱۰	۳۰۴۵۶	۷۲۳۲	۳۹

نمودار ۱- تحولات قیمت واقعی مسکن مناطق ۲۲ گانه تهران



جدول ۳- نتایج آزمون پایایی بکر و همکاران (۲۰۰۷)

مقادیر بحرانی				آماره آزمون	منطقه	بلوک
۹۹ درصد	۹۷/۵ درصد	۹۵ درصد	۹۰ درصد			
۰/۱۲۷	۰/۱۲۳	۰/۱۲۳	۰/۰۸۹	۰/۰۷۴	منطقه ۱	بلوک ۱
۰/۱۷۲	۰/۱۶۵	۰/۱۱۸	۰/۰۹۴	۰/۰۲۷	منطقه ۲	بلوک ۱
۰/۱۲۶	۰/۱۱۸	۰/۱۰۹	۰/۰۹۲	۰/۰۲۳	منطقه ۳	بلوک ۱
۰/۰۶۸	۰/۰۳۳	۰/۰۵۷	۰/۰۴۹	۰/۰۲۶	منطقه ۴	بلوک ۲
۰/۱۰۷	۰/۰۹۶	۰/۰۸۴	۰/۰۷۸	۰/۰۵۴	منطقه ۵	بلوک ۲
۰/۱۶۶	۰/۱۶۲	۰/۱۴۹	۰/۱۳۹	۰/۰۲۱	منطقه ۶	بلوک ۱
۰/۱۶۶	۰/۱۴۰	۰/۱۲۶	۰/۰۹۵	۰/۰۲۶	منطقه ۷	بلوک ۳
۰/۲۰۳	۰/۱۳۱	۰/۱۰۰	۰/۰۸۹	۰/۰۳۴	منطقه ۸	بلوک ۲
۰/۱۵۴	۰/۱۲۵	۰/۱۰۲	۰/۰۸۸	۰/۰۲۸	منطقه ۹	بلوک ۳
۰/۱۷۲	۰/۱۲۰	۰/۰۹۷	۰/۰۸۰	۰/۰۴۱	منطقه ۱۰	بلوک ۴
۰/۰۷۶	۰/۰۶۹	۰/۰۶۰	۰/۰۵۴	۰/۰۲۸	منطقه ۱۱	بلوک ۳
۰/۱۷۶	۰/۱۴۲	۰/۱۲۶	۰/۱۰۲	۰/۰۳۲	منطقه ۱۲	بلوک ۳

جدول ۳- نتایج آزمون پایایی بکر و همکاران (۲۰۰۷) - ادامه

مقادیر بحرانی				آماره آزمون	منطقه	بلوک
۹۹ درصد	۹۷/۵ درصد	۹۵ درصد	۹۰ درصد			
۰/۱۵۶	۰/۱۲۷	۰/۱۱۵	۰/۰۹۶	۰/۰۱۹	منطقه ۱۳	بلوک ۲
۰/۰۶۶	۰/۰۶۲	۰/۰۵۵	۰/۰۴۶	۰/۰۲۶	منطقه ۱۴	بلوک ۳
۰/۱۷۳	۰/۱۵۹	۰/۱۴۶	۰/۰۹۵	۰/۰۲۳	منطقه ۱۵	بلوک ۳
۰/۱۳۶	۰/۱۲۵	۰/۱۱۲	۰/۰۹۲	۰/۰۲۰	منطقه ۱۶	بلوک ۳
۰/۲۲۵	۰/۱۶۳	۰/۱۴۱	۰/۱۱۷	۰/۰۲۷	منطقه ۱۷	بلوک ۴
۰/۲۳۰	۰/۱۹۴	۰/۱۶۰	۰/۱۱۳	۰/۰۲۷	منطقه ۱۸	بلوک ۴
۰/۲۰۰	۰/۱۷۹	۰/۱۴۵	۰/۱۰۰	۰/۰۲۷	منطقه ۱۹	بلوک ۳
۰/۱۸۱	۰/۱۵۱	۰/۱۱۴	۰/۰۹۸	۰/۰۲۷	منطقه ۲۰	بلوک ۲
۰/۱۷۲	۰/۱۵۱	۰/۱۳۴	۰/۱۰۰	۰/۰۱۶	منطقه ۲۱	بلوک ۲
۰/۲۷۴	۰/۲۰۰	۰/۱۶۴	۰/۱۱۴	۰/۰۲۷	منطقه ۲۲	بلوک ۱

منبع: یافته‌های تحقیق. مقادیر بحرانی با روش مونت کارلو و ۲۰۰۰۰ بار تکرار شبیه‌سازی شدند.

زمانی بررسی شده تخمین زده شد و براساس تحلیل تجزیه واریانس، نتایج محاسبه شاخص‌های Φ_{ij}^H یعنی سهم متغیر λ

به منظور بررسی ارتباط شبکه‌ای بین قیمت مسکن در هر بلوک، در نخستین گام، مدل VAR در رابطه ۱ طی کل دوره

در توضیح تغییرات متغیر نام، FC، TC و NC در جدول ۴ ارائه شدند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، جمع سطری در این جدول، شوک دریافتی هر منطقه از سایر مناطق موجود در بلوک را نشان می‌دهد؛ برای مثال، شوک قیمتی دریافتی منطقه ۱ از یک واحد شوک قیمتی رخ داده در مناطق ۲، ۳، ۶ و ۲۲ به ترتیب برابر با ۰/۳۸۵، ۰/۱۳۱، ۰/۱۷۰ و ۰/۱۴۰ و کل شوک دریافتی برابر با ۰/۸۲۶ واحد است.

مناطق دیگر را نشان می‌دهد؛ برای مثال، به ازاء هر یک واحد شوک قیمتی به منطقه ۱، ۰/۰۴۵، ۰/۰۶۶، ۰/۰۴۳ و ۰/۰۲۲ واحد شوک به مناطق ۲، ۳، ۶ و ۲۲ ارسال می‌شوند و به کل بلوک به میزان ۰/۱۷۵ واحد ارسال می‌شود. محاسبه شاخص خالص شوک ارسالی برای منطقه ۱ نشان می‌دهد مقدار عددی شاخص، منفی و برابر با ۰/۶۵۰- است و براساس این، منطقه ۱ در شبکه قیمت مسکن بلوک اول، دریافت‌کننده خالص شوک است.

جمع ستونی جدول مذکور، کل شوک ارسالی هر منطقه به

جدول ۴- نتایج محاسبات شبکه مسکن در بلوک‌های چهارگانه مناطق شهر تهران

پانل الف: بلوک ۱							
منطقه	منطقه ۱	منطقه ۲	منطقه ۳	منطقه ۶	منطقه ۲۲	FC	NC
منطقه ۱		۰/۳۸۵	۰/۱۳۱	۰/۱۷۰	۰/۱۴۰	۰/۸۲۶	-۰/۶۵۰
منطقه ۲	۰/۰۴۵		۰/۰۹۳	۰/۱۵۲	۰/۱۸۲	۰/۴۷۳	۱/۰۹۱
منطقه ۳	۰/۰۶۶	۰/۴۰۴		۰/۱۸۰	۰/۱۷۵	۰/۸۲۴	۰/۳۹۴
منطقه ۶	۰/۰۴۳	۰/۴۰۱	۰/۱۱۳		۰/۱۸۷	۰/۷۴۳	-۰/۰۶۶
منطقه ۲۲	۰/۰۲۲	۰/۳۷۴	۰/۰۹۳	۰/۱۷۶		۰/۶۶۵	۰/۰۱۸
OC	۰/۱۷۵	۱/۵۶۴	۰/۴۳۱	۰/۶۷۷	۰/۶۸۴	TC=۰/۷۰۶	
پانل ب: بلوک ۲							
منطقه	منطقه ۴	منطقه ۵	منطقه ۸	منطقه ۱۳	منطقه ۲۰	منطقه ۲۱	NC
منطقه ۴		۰/۳۶۷	۰/۱۰۹	۰/۱۳۰	۰/۰۲۶	۰/۱۰۵	۰/۲۵۲
منطقه ۵	۰/۲۰۶		۰/۰۷۸	۰/۱۱۳	۰/۰۰۴	۰/۱۰۷	۱/۰۰۴
منطقه ۸	۰/۲۰۱	۰/۳۲۵		۰/۱۴۸	۰/۰۲۱	۰/۱۱۸	-۰/۲۶۶
منطقه ۱۳	۰/۲۱۰	۰/۳۴۵	۰/۱۱۶		۰/۰۲۴	۰/۱۱۲	-۰/۱۵۴
منطقه ۲۰	۰/۱۸۴	۰/۱۶۰	۰/۱۳۰	۰/۱۲۸		۰/۱۳۲	-۰/۶۲۴
منطقه ۲۱	۰/۱۸۹	۰/۳۱۵	۰/۱۱۴	۰/۱۳۳	۰/۰۳۶		-۰/۲۱۳
OC	۰/۹۸۹	۱/۵۱۱	۰/۵۴۷	۰/۶۵۲	۰/۱۱۰	۰/۵۷۴	TC=۰/۷۳۱
پانل ج: بلوک ۳							
منطقه	منطقه ۷	منطقه ۹	منطقه ۱۱	منطقه ۱۲	منطقه ۱۴	منطقه ۱۵	منطقه ۱۶
منطقه ۷		۰/۰۹۸	۰/۰۷۲	۰/۰۰۵	۰/۳۲۹	۰/۱۹۰	۰/۰۴۵
منطقه ۹	۰/۰۹۳		۰/۰۸۲	۰/۰۰۳	۰/۲۴۵	۰/۱۹۴	۰/۰۵۷
منطقه ۱۱	۰/۱۳۴	۰/۰۹۹		۰/۰۰۷	۰/۲۸۳	۰/۲۲۸	۰/۰۸۱
منطقه ۱۲	۰/۰۹۶	۰/۰۶۴	۰/۱۰۹		۰/۱۹۹	۰/۱۹۵	۰/۱۱۳
منطقه ۱۴	۰/۱۷۶	۰/۱۰۹	۰/۰۷۸	۰/۰۰۴		۰/۲۱۲	۰/۰۵۴
منطقه ۱۵	۰/۱۱۹	۰/۱۰۷	۰/۰۹۶	۰/۰۰۵	۰/۲۷۲		۰/۰۸۶
منطقه ۱۶	۰/۱۰۲	۰/۰۹۰	۰/۱۰۷	۰/۰۲۱	۰/۲۵۰	۰/۲۳۰	
منطقه ۱۹	۰/۰۵۷	۰/۰۹۰	۰/۱۰۲	۰/۰۱۲	۰/۱۸۲	۰/۲۱۰	۰/۱۰۶
OC	۰/۷۷۸	۰/۶۵۷	۰/۶۴۶	۰/۰۵۶	۱/۷۵۹	۱/۴۵۹	۰/۵۴۲
TC=	۰/۷۷۲						
پانل د: بلوک ۴							
منطقه	منطقه ۱۰	منطقه ۱۷	منطقه ۱۸	FC	NC		
منطقه ۱۰		۰/۲۲۰	۰/۱۳۴	۰/۳۵۳	۰/۵۲۱		
منطقه ۱۷	۰/۴۳۴		۰/۱۲۱	۰/۵۵۵	-۰/۰۵۷		
منطقه ۱۸	۰/۴۴۱	۰/۲۷۸		۰/۷۱۹	-۰/۴۶۴		
OC	۰/۸۷۵	۰/۴۹۸	۰/۲۵۵	TC=۰/۵۴۲			

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۲، شبکه قیمت مسکن در بلوک‌های مختلف نمایش داده شده است. ارتباط بین جفت مناطق براساس شاخص Φ_{ij}^H تعیین می‌شود و جهت فلش، مسیر ارسال شوک از منطقه ۱ به منطقه ۲ را نشان می‌دهد. در این نمودار، فاصله نزدیک‌تر مناطق به یکدیگر، چگالی بالای شبکه مسکن و سرایت سریع‌تر و قوی‌تر شوک‌ها بین مناطق را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، در بلوک اول، مناطق ۲، ۳، ۶ و ۲۲ در قسمت متراکم‌تر شبکه وجود دارند؛ در حالی که منطقه ۱ در فاصله دورتری قرار دارد. نتایج محاسبه شاخص خالص شوک ارسالی نشان می‌دهند مناطق ۱، ۳ و ۶، دریافت‌کننده خالص شوک هستند و در مقابل، مناطق ۲ و ۲۲، ارسال‌کننده خالص شوک در بلوک اول‌اند.

نتایج برای بلوک دوم نشان می‌دهند مناطق ۵ و ۲۰ به ترتیب بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین ارسال‌کننده شوک هستند و در مقابل، مناطق ۸ و ۵ به ترتیب بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین دریافت‌کننده شوک قیمتی در این بلوک محسوب می‌شوند. قوی‌ترین پیوند بین مناطق ۵ و ۴ و ضعیف‌ترین پیوند بین مناطق ۲۰ و ۵ وجود دارد. در این بلوک، مناطق ۵ و ۴ ارسال‌کننده خالص شوک هستند و مناطق دیگر، دریافت‌کننده شوک محسوب می‌شوند. نتایج در نمودار ۲ نشان می‌دهند به جز منطقه ۲۰، مناطق دیگر در این بلوک در بخش چگال شبکه مسکن قرار دارند.

نتایج محاسبات برای بلوک سوم نشان می‌دهند مناطق ۱۴ و ۱۵ بزرگ‌ترین ارسال‌کننده شوک در این بلوک‌اند و در مقابل، منطقه ۱۲ ضعیف‌ترین ارسال‌کننده شوک است. همچنین، مناطق ۱۱ و ۱۶ به ترتیب قوی‌ترین و ضعیف‌ترین دریافت‌کننده شوک در این بلوک محسوب می‌شوند. ترسیم شبکه مسکن بلوک سوم در نمودار ۲ نشان می‌دهد مناطق ۱۴ و ۱۵ در هسته مرکزی هستند و در مقابل، مناطق ۱۲ و ۱۹ در محیط پیرامونی شبکه قرار دارند. نتایج محاسبه شاخص خالص شوک دریافتی نشان می‌دهند مناطق ۱۴، ۱۵ و ۷ صادرکننده خالص شوک و مناطق دیگر (به‌خصوص منطقه ۱۲) دریافت‌کننده خالص شوک هستند.

نتایج محاسبات برای بلوک چهارم نشان می‌دهند مناطق ۱۰ و ۱۸ به ترتیب بزرگ‌ترین ارسال‌کننده و دریافت‌کننده شوک در این بلوک هستند. منطقه ۱۰ ارسال‌کننده خالص شوک است و مناطق ۱۷ و ۱۸ دریافت‌کننده خالص شوک محسوب می‌شوند. نتایج محاسبات شاخص کل ارتباطات هر شبکه مسکن

(TC) نشان می‌دهند قوی‌ترین شبکه قیمت مسکن مربوط به بلوک سوم (مناطق ۹، ۱۱، ۷، ۱۲، ۱۹، ۱۴، ۱۵، ۱۶) و ضعیف‌ترین مربوط به بلوک چهارم (۱۷، ۱۸ و ۱۰) است. براساس این، انتشار قیمت مسکن در بلوک سوم سریع‌تر از بلوک‌های دیگر است و تحولات قیمتی در منطقه ۱۴، نقش اساسی در تلاطم‌های قیمتی مسکن در این بلوک دارند. به‌طورکلی، مناطق ۲، ۵، ۱۴ و ۱۰ بیشترین سهم را در ایجاد تلاطم‌های قیمتی مسکن شهر تهران دارند.

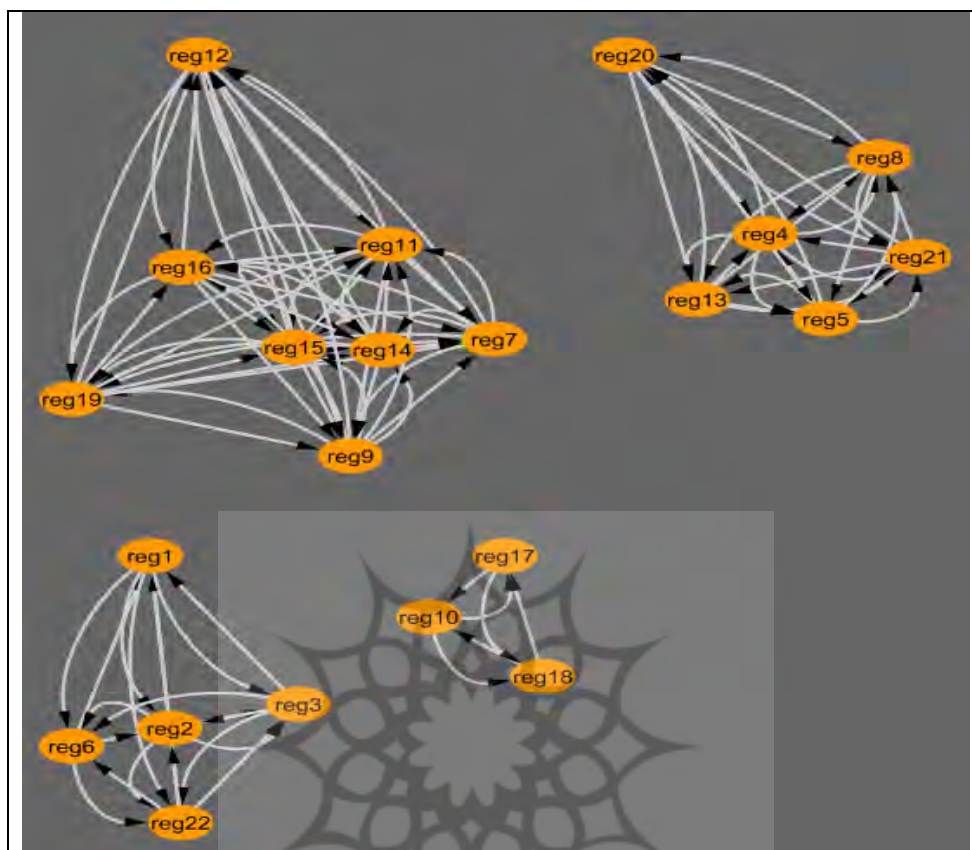
به‌منظور بررسی تحولات شبکه مسکن در هر بلوک طی دوره بررسی شده، از منطق رگرسیون غلطان استفاده شده است. برای این منظور، اندازه پنجره در رگرسیون غلطان برابر ۶۰ مشاهده در نظر گرفته شده است (نخستین دوره زمانی شامل ماه‌های فروردین ۱۳۸۸ لغایت اسفند ۱۳۹۲ است). در هر مرحله، مدل VAR تخمین زده شده است و شاخص‌های FC، OC و TC محاسبه و نتایج در نمودارهای ۳ تا ۶ ارائه شده‌اند. در این نمودارها، شوک قیمتی دریافتی هر منطقه در پانل «الف» و شوک قیمتی ارسالی هر منطقه در پانل «ب» نمایش داده شده است.

نتایج نشان می‌دهند بزرگ‌ترین تحولات در شوک‌های قیمتی دریافتی مناطق، طی اسفندماه ۱۳۹۶ تا پایان ۱۳۹۷ و هم‌زمان با خروج آمریکا از برجام و شوک‌های قیمت ارز رخ داده است؛ اما در دوره‌های دیگر، شوک‌های دریافتی مناطق، نوسان اندکی داشته‌اند. در دوران خروج آمریکا از برجام یعنی سال‌های پیش از ۱۴۰۰ شمسی، بیشترین شوک قیمتی در بلوک اول از سمت منطقه ۲، در بلوک دوم از سمت منطقه ۵، در بلوک سوم از سمت منطقه ۹ و در بلوک چهارم از سمت منطقه ۱۰ به مناطق دیگر ارسال شده است. یافته مهم دیگر این است که شبکه مسکن (شاخص TC) طی سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۸۸ کم‌وبیش کاهش یافته است. این یافته‌ها نشان می‌دهند طی دوره زمانی مذکور، شوک‌های قیمتی مسکن، بیشترین تأثیر را در افزایش قیمت مسکن همان مناطق داشته‌اند و انتشار قیمت مسکن بین مناطق موجود در هر بلوک کاهش یافته است.

در نمودار ۶، تحولات شبکه مسکن بین چهار بلوک بررسی شده نمایش داده شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بلوک‌های چهارم و دوم به ترتیب بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین دریافت‌کننده شوک قیمتی مسکن هستند. همچنین، بلوک دوم، بزرگ‌ترین ارسال‌کننده شوک قیمت مسکن در شهر تهران است. نتایج در پانل «الف» نمودار ۷ نشان می‌دهند میزان شوک قیمت

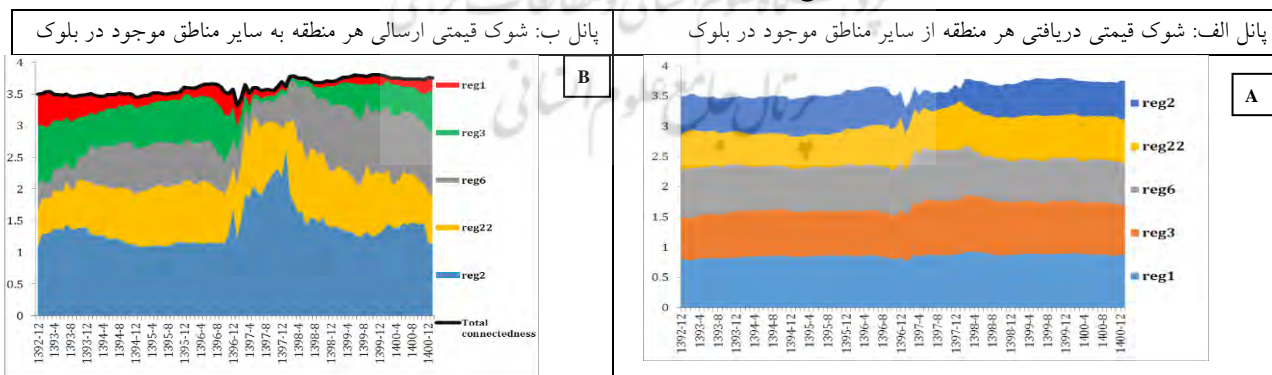
مسکن ارسالی از بلوک‌های اول و دوم، طی سال ۱۳۹۸ به صورت چشمگیری افزایش یافته است.

نمودار ۲- شبکه مسکن در بلوک‌های چهارگانه



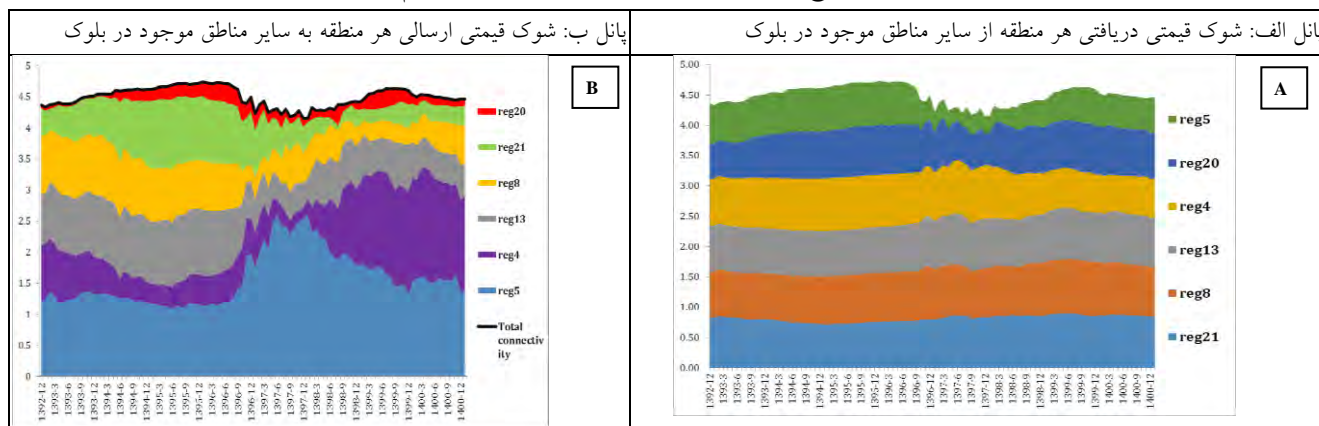
یادداشت: پیشوند reg نشان‌دهنده منطقه است. منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳- نتایج شوک دریافتی و ارسالی هر منطقه در بلوک اول



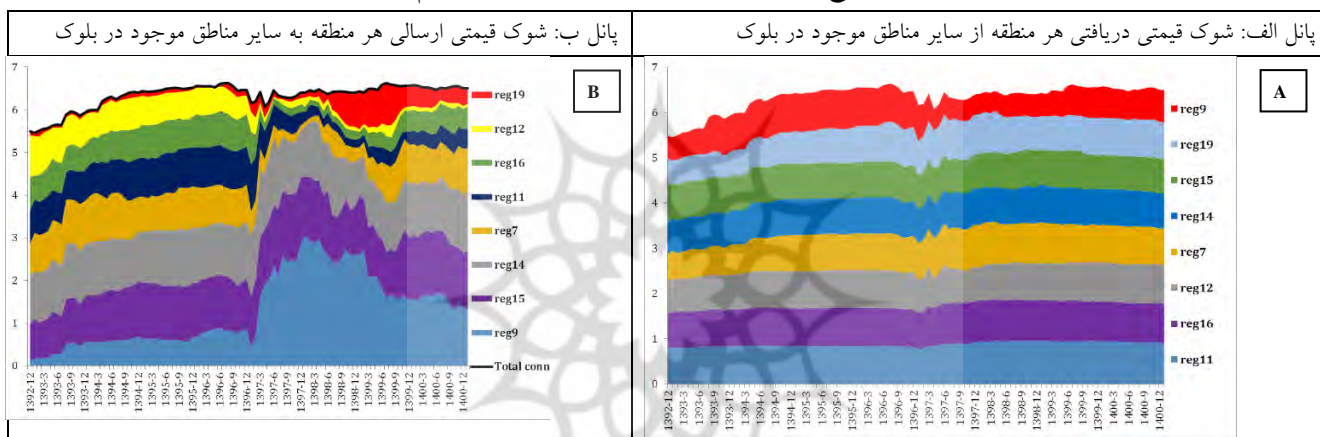
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴- نتایج شوک دریافتی و ارسالی هر منطقه در بلوک دوم



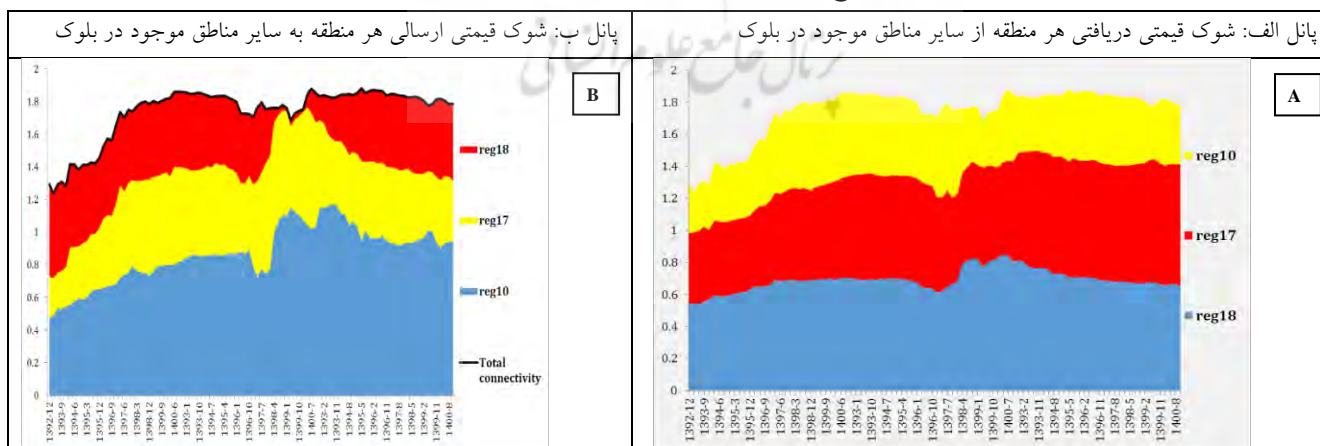
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵- نتایج شوک دریافتی و ارسالی هر منطقه در بلوک سوم



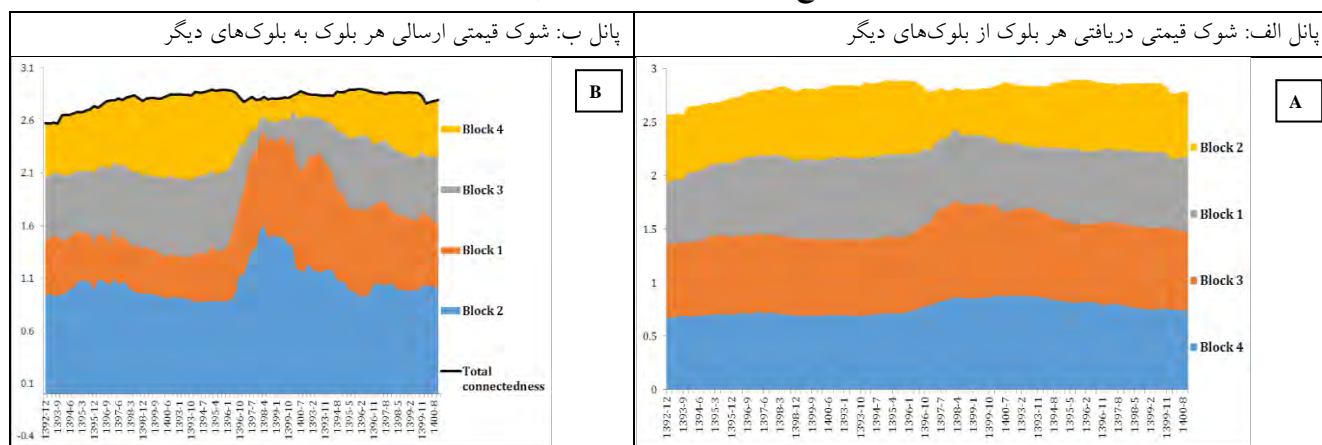
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۶- نتایج شوک دریافتی و ارسالی هر منطقه در بلوک چهارم



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷- نتایج شوک دریافتی و ارسالی بین چهار بلوک



منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

بررسی تحولات قیمت واقعی مسکن مناطق ۲۲ گانه تهران نشان می‌دهد قیمت مسکن در تمامی مناطق روند افزایشی چشمگیری طی دوره فروردین ۱۳۸۸ لغایت فروردین ۱۴۰۱ داشته است. مناطق ۱، ۲ و ۲۲ به ترتیب با ۱۴۴، ۱۱۷ و ۱۱۳ درصد، بیشترین رشد و در مقابل، مناطق ۱۶، ۱۴، ۱۹، ۷ و ۱۰ با نرخ رشد پایین‌تر از ۴۰ درصد، کمترین درصد افزایش را تجربه کرده‌اند. با توجه به روند افزایشی قیمت مناطق تهران و رشد ناهمگون قیمت مسکن در مناطق مختلف، بررسی انتشار شوک قیمت مسکن بین مناطق از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. برای این منظور، ابتدا، مناطق ۲۲ گانه شهر تهران به ۴ بلوک دسته‌بندی شده‌اند و سپس از مدل VAR و تحلیل تجزیه واریانس پیش‌بینی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهند مناطق ۲، ۵، ۱۴ و ۱۰ قوی‌ترین ارسال‌کننده‌های شوک قیمتی بین مناطق ۲۲ گانه‌اند و مناطق ۱، ۸، ۱۱ و ۱۸ بزرگ‌ترین دریافت‌کننده‌های شوک قیمت مسکن محسوب می‌شوند و نیز، قوی‌ترین شبکه مسکن مربوط به بلوک شامل مناطق ۴، ۵، ۸، ۱۳، ۲۰ و ۲۱ است. همچنین، بررسی پویایی شبکه مسکن نشان می‌دهد با توجه به دو شوک قیمتی مهم بازار مسکن در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۷ و ۱۳۹۹-۱۴۰۰، شوک قیمتی اول در سال ۱۳۹۶-۱۳۹۷ بر شبکه قیمت مسکن مناطق اثر گذاشته است؛ به طوری که چگالی شبکه مسکن در این دوره کاهش یافته است؛ اما شوک قیمتی دوم در سال‌های ۱۳۹۹-۱۴۰۰ تأثیر چشمگیری بر شبکه مسکن نداشته است؛ به عبارتی، به نظر می‌رسد شوک قیمت مسکن در این مقطع زمانی، بیشتر بر قیمت مسکن در همان منطقه تأثیر گذاشته است و انتشار آن به

مناطق دیگر کم بوده است.

این نتایج دلالت بر این دارند که در سیاست‌گذاری‌های بازار مسکن، مطلوب است اثرگذاری متقابل بین قیمت در مناطق مختلف شهر تهران در نظر گرفته شود؛ به گونه‌ای که در مقاطع بروز جهش‌های قیمتی در بازار مسکن، بتوان میزان شوک ارسالی از مناطق پیشران به دیگر مناطق هم‌جوار را تا حدودی کنترل کرد و از هیجانات بازار و در نتیجه، بروز رشد بی‌رویه قیمت‌ها کاست؛ برای مثال، سیاست‌های مبتنی بر سمت عرضه می‌توانند به گونه‌ای اتخاذ شوند که عرضه مسکن در مناطق ارسال‌کننده شوک و به اصطلاح مناطق پیشرو (متناسب با جمعیت و تقاضای این مناطق) تسهیل شود و تولید مسکن در این مناطق، در زمان کوتاه‌تر و به میزان بیشتری رخ دهد یا پیش از بروز جهش‌های قیمتی در بازار مسکن (براساس پیش‌بینی‌ها و رصد تحولات اقتصادی)، تدابیر پیش‌گیرانه از جمله کمک به عرضه واحدهای نیمه‌تمام، تسهیل شرایط صدور پروانه، تسهیل اخذ وام ساخت، فعال‌کردن ابزارهای پیش‌فروش و ... در مناطق پیشرو اتخاذ شوند تا در مقاطع زمانی بروز جهش‌های قیمتی در بازار مسکن، افزایش قیمت و در نتیجه، ارسال شوک از این مناطق به دیگر مناطق هم‌جوار با سرعت کمتری رخ دهد. همچنین، اتخاذ سیاست‌های مالیاتی و تمایز در شرایط و نحوه اخذ عوارض ساختمانی بین مناطق مختلف شهری براساس میزان اهمیت و اثرگذاری یا اثرپذیری آنها از تحولات بازار درخور توصیه است

منابع

اکبری، نعمت‌الله و توسلی، ناهید (۱۳۸۷). «تحلیل تأثیر

قلی زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۹۴). «گرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۵، شماره ۳، ص ۶۶-۳۹.

قلی زاده، علی اکبر و ملاولی، طاهره (۱۳۹۱). «بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۰، شماره ۶۳، ص ۱۰۴-۸۳.

قلی زاده، علی اکبر و بختیاری‌پور، سمیرا (۱۳۹۱). «اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، دوره ۱، شماره ۳، ص ۱۸۱-۱۶۱.

قلی زاده، علی اکبر و همکاران (۱۴۰۰). «الگوسازی سفته بازی در بازار مسکن شهر تهران»، *اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۱۲، شماره ۴، ص ۱۳۷-۱۷۹.

Brady, R. (2011). Measuring the diffusion of housing prices across space and over time. *Journal of Applied Econometrics*, 26(2), 213-231.

Chen, M. C., & Patel, K. (1998). House price dynamics and granger causality: An analysis of Taipei new dwelling market. *Journal of the Asian Real Estate Society*, 1(1), 101-126.

DeFusco, A., & et al. (2018). The role of price spillovers in the American housing boom. *Journal of Urban Economics*, 108, 72-84.

DeJong, D. N., & et al. (1992). The power problems of unit root test in time series with autoregressive errors. *Journal of Econometrics*, 53(1-3), 323-343.

Fallis, G. (1985). *Housing Economics*, Butterworth, Toronto, 1985.

Gholipour, H. F., & Lean, H. H. (2017). Ripple effect in regional housing and land markets in Iran: implications for portfolio diversification. *International Journal of Strategic Property Management*, 21(4), 331-345.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Hurn, S., & et al. (2022). Housing networks and driving forces. *Journal of Banking & Finance*, 134, 106318.

Hwang, S. J., & Suh, H. (2021). Analyzing dynamic connectedness in Korean housing markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(2), 591-609.

Khiabani, N. (2015). Oil inflows and housing market fluctuations in an oil-exporting country: Evidence from Iran. *Journal of Housing*

عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱، ص ۶۴-۴۷.

خلیلی عراقی، سیدمنصور و همکاران (۱۳۹۲). «اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۷، ص ۴۸-۲۵.

سوری، داود و منیری جاوید، سلیمه (۱۳۹۰). «مدل تعیین قیمت مسکن کاربردی از روش رگرسیون موزون جغرافیایی»، *مدیریت شهری، ویژه‌نامه بهار و تابستان*، شماره ۲۷.

شهنازی، روح‌الله و نصیرآبادی، شهره (۱۳۹۴). «تعیین مالیات بهینه بر سرمایه مسکن در مقایسه با سرمایه غیرمسکن»، *فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۰، ص ۲۳-۱.

طالبلو، رضا و همکاران (۱۳۹۶). «تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصادسنجی فضایی»، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، دوره ۱۷، شماره ۶۶، ص ۹۵-۵۵.

فرهمنند، شکوفه و فروغی، فردوس (۱۳۹۰). «تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی»، *کنفرانس برنامه‌ریزی و مدیریت شهری*، شماره ۳.

محمدزاده، پرویز و همکاران (۱۳۹۱). «تخمین قیمت هدانیک ساختمان‌های مسکونی در شهر تبریز: با رویکرد اقتصادسنجی فضایی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۱۸، شماره ۲، ص ۳۸-۲۱.

موسوی، میرحسین و درودیان، حسین (۱۳۹۴). «تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳، ص ۱۲۷-۱۰۳.

اسدی، رضا و همکاران (۱۴۰۱). «مقایسه اثر کالای عمومی در انتخاب مسکن میان تمامی خانوارهای شهر و گروه درآمدی بالا نمونه موردی: شهر تهران»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، دوره ۱۱، شماره ۴۲، ص ۲۱۹-۲۵۰.

قلی زاده، علی اکبر و همکاران (۱۴۰۱). «نحوه تصرف مسکن در مناطق شهری ایران»، *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۱، ص ۱۳۱-۱۰۵.

^{ix} قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) و قلی‌زاده و ملولسی (۱۳۹۱) دریافتند نقدینگی بر قیمت مسکن تأثیر مثبت دارد.

^x Berg

^{xi} قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۴) دریافتند بین نرخ بیکاری و قیمت مسکن استان‌های ایران رابطه منفی وجود دارد.

^{xii} Oikarinen

^{xiii} Vector error correction model (VECM)

^{xiv} Cointegration

^{xv} Brady

^{xvi} DeFusco

^{xvii} Extensive margin

^{xviii} Intensive margin

^{xix} Fundamentals

^{xx} Recursive evolving Granger causality

^{xxi} Hwang and Suh

^{xxii} Zhang and Fan

^{xxiii} Tsai

^{xxiv} White noise

^{xxv} Schwarz Information Criterion

^{xxvi} Diebold and Yilmaz

^{xxvii} Smooth structural breaks

^{xxviii} Fourier

Economics, 30, 59-76.

Kruse, R., & Wegener, C. (2020). Time-varying persistence in real oil prices and its determinant. *Energy Economics*, 85, 104328.

Maher, C. (1994). Housing prices and geographical scale: Australian cities in the 1980s. *Urban Studies*, 31(1), 5-27.

Malpezzi, S. (2003). Hedonic pricing models: a selective and applied review. *Housing economics and public policy*, 1, 67-89.

Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation. *Housing studies*, 14(6), 733-753.

Oikarinen, E. (2004). The diffusion of housing price movements from centre to surrounding areas. *Journal of Housing Research*, 15(1), 3-28.

Pearl, J. (2009). Causal inference in statistics: An overview. *Statistics Surveys*, 3, 96-146.

Phillips, P. C., & et al. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values?. *International economic review*, 52(1), 201-226.

Rnnjbr, .. , & tt ... (2022). Thhrn's house preee ripple effects in Iran: application of bootstrap asymmetric panel granger non-causality in the frequency domain. *Housing Studies*, 37(9), 1566-1597.

Rolfe, S., & et al. (2020). Housing as a social determinant of health and wellbeing: developing an empirically-informed realist theoretical framework. *BMC Public Health*, 20(1), 1-19.

Tsai, I. C. (2015). Spillover effect between the regional and the national housing markets in the UK. *Regional Studies*, 49(12), 1957-1976.

Zhang, D., & Fan, G. Z. (2019). Regional spillover and rsnrg oonnccddhss nn Chnni's urbn housing prices. *Regional Studies*, 53(6), 861-873.

Zhu, B., & et al. (2013). Spatial linkages in returns and volatilities among US regional housing markets. *Real Estate Economics*, 41(1), 29-64.

ⁱ Vector autoregressive

ⁱⁱ Spillover or transmission

ⁱⁱⁱ Ripple effects

^{iv} Southeast Effect

^v قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) دریافتند درآمد دائمی، شاغل بودن و میزان تحصیلات سرپرست خانوار و بعد خانوار احتمال مالکیت مسکن را در مناطق شهری ایران افزایش می‌دهند.

^{vi} در یک مطالعه جدید، اسدی و همکاران (۱۴۰۱) به این نتیجه رسیدند که وفور کالای عمومی مانند دسترسی به زیرساخت‌های حمل و نقل، مراکز آموزشی و امنیت، در انتخاب مسکن در شهر تهران (به‌خصوص برای گروه درآمدی بالا) اثرگذار است.

^{vii} Fundamental Value

^{viii} Meen



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی