Spatio-Temporal Diffusion of Housing Prices in Iran

Solaleh Tavassoli[1] | s_tavassoli@atu.ac.ir
Nasser Khiabani[2] | naser.khiabani@atu.ac.ir

Received: 23/Jul/2023 | Accepted: 09/Sep/2023

Abstract To understand the behavior of housing prices in the country it is necessary to investigate the spatial interactions of interconnected regional markets. The discussion on housing prices highlights the potential spatial heterogeneity and cross-sectional dependence in different regions. It is important to pay attention to the source of cross-sectional dependencies to better understand the dynamics of housing prices in different regions. Cross-sectional dependence can be caused either by the role of space in economic processes or by common shocks that affect the entire economy, such as the oil shock. Using a spatio-temporal housing price diffusion model, the study found that the Tehran region, as the center of economic development and oil revenues, was a dominant region, and that shocks to Tehran were propagated contemporaneously and spatially to other regions. The results show that in modeling the spatial diffusion of housing prices, financial proximity is more important than geographic proximity, and regions with stronger financial links with Tehran will be most affected by shocks to this region in the long run.

Keywords: Spatio-temporal Diffusion, Housing Prices, Dominant Unit, Regional Housing Markets, Dynamic Structural Vector Error Correction Models.

JEL Classification: O18, C32, R31.

1. Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 28 | No. 3 | Autumn 2023 | PP 3-42 | doi 10.52547/jpbud.28.3.3 | ISSN: 2251-9092

انتشار فضایی ـ زمانی قیمت مسکن در مناطق ایران

سلاله توسلی | s_tavassoli@atu.ac.ir
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
ناصر خیابانی | naser.khiabani@atu.ac.ir
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی
دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۰۱ | پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۱۸

چکیده: بررسی پویایی رفتار قیمت مسکن در کشور نیازمند مطالعهٔ نحوه تعاملات فضایی مجموعه‌ای از بازارهای منطقه‌ای به‌هم پیوسته است. قیمت مسکن به‌طور بالقوه در فضا ناهمگن است، اما تحولات قیمت در مناطق مختلف به دلیل دو ویژگی وابستگی و ناهمگنی فضایی می‌تواند کاملاً مستقل از یکدیگر نباشد و نکتهٔ کلیدی در این بحث توجه به منبع وابستگی‌های مقطعی است. وابستگی مقطعی می‌تواند ناشی از نقش فضا در فرایندهای اقتصادی یا ناشی از شوک‌های مشترک کل اقتصاد نظیر شوک نفتی باشد. در این پژوهش با کمک الگوی انتشار فضایی-زمانی قیمت مسکن مشاهده می‌شود که منطقه تهران به عنوان مرکز تحولات اقتصادی و بالتبع محل تمرکز درآمدهای نفتی کشور به عنوان منطقهٔ مسلط در کشور عمل می‌کند و نقش کلیدی را در انتشار تکانه‌های قیمتی مسکن بر همسایگان و سایر مناطق ایفا می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که مجاورت مالی در مدلسازی انتشار فضایی قیمت مسکن اهمیت بیش‌تری نسبت به مجاورت جغرافیایی دارد و مناطق با لینک‌های مالی قوی‌تر با منطقه تهران، در بلندمدت بیش‌ترین اثرپذیری را از شوک‌های واردشده به این منطقه خواهند داشت.

کلیدواژه‌ها: انتشار فضایی-زمانی قیمت مسکن، رفتار قیمت مسکن، بازارهای منطقه‌ای مسکن، منطقهٔ مسلط، مدل پویای تصحیح خطای برداری.

طبقه‌بندی JEL: R31, C32, O18.

مقدمه

بررسی رفتار قیمت مسکن، و چگونگی انتشار آن همواره یکی از حوزه‌های مورد توجه سیاستگذاران و پژوهشگران بوده است. به منظور درک عمیق از پویایی رفتار قیمت مسکن بسیاری از پژوهشگران با نگاه به بازارهای مسکن به عنوان مجموعه‌ای از بازارهای منطقه‌ای به‌هم پیوسته و نه صرفاً یک بازار ملّی واحد به بررسی نحوهٔ تعاملات فضایی و الگوهای انتشار بین بازارهای مسکن منطقه‌ای پرداخته‌اند. بازارهای منطقه‌ای مسکن تحت تاثیر وضعیت اقتصادی-اجتماعی محلی قرار دارند؛ پس قیمت مسکن به‌طور بالقوه در فضا ناهمگن است. با این حال، تحولات قیمت مسکن در مناطق مختلف می‌تواند کاملاً مستقل از یکدیگر نباشد (Gong *et al*., 2016). دو ویژگی وابستگی و ناهمگنی فضایی در داده‌های فضایی سبب ایجاد تعامل بین بازارهای مسکن منطقه‌ای شده است که به‌ترتیب نمایانگر ارتباط بین بازارهای محلی به‌هم پیوسته و تفاوت‌های ساختاری این بازارها هستند (Meen, 1999). تعامل فضایی بین قیمت‌های مسکن منطقه‌ای می‌تواند به شکل همگرایی (ادغام بلندمدت)[1] یا سازوکار انتشار فضایی-زمانی مشاهده شود. همگرایی نشان‌دهندهٔ وضعیتی است که در آن قیمت‌های مسکن منطقه‌ای رابطهٔ تعادلی را در بلندمدت حفظ می‌کنند (Holmes & Grimes, 2008; Cook, 2005; Cotter *et al*., 2011).[2] انتشار فضایی ـ زمانی قیمت مسکن نیز به شرایطی اشاره دارد که شوک‌های قیمت مسکن در یک منطقه با اثری گذرا یا ماندگار به قیمت مسکن در مناطق دیگر منتقل می‌شوند (Alexander & Barrow, 1994; Shi *et al*., 2009; Balcilar *et al*., 2013; Gong *et al*., 2016; Teye *et al*., 2017).

نکتهٔ کلیدی در این زمینه توجه به منبع وابستگی‌های مقطعی است. در ادبیات دو منبع محتمل برای وابستگی مقطعی بازارها در سطح منطقه‌ای شناسایی شده است. نخست، وابستگی مقطعی ناشی از نقش فضا در فرایندهای اقتصادی است که به‌طور معمول با استفاده از ماتریس وزنی فضایی (ساخت وزن‌ها بر اساس فاصله‌های فیزیکی، اقتصادی یا اجتماعی) اندازه‌گیری می‌شود. دومین منبع احتمالی می‌تواند ناشی از شوک‌های مشترک کل اقتصاد باشد که بر تمام واحدهای مقطعی اثر می‌گذارند و توسط تعدادی از عامل‌های مشاهده‌شده یا غیرقابل مشاهده منعکس می‌شوند. تغییر در نرخ بهره، قیمت نفت و فناوری نمونه‌هایی از این شوک‌های مشترک هستند که می‌توانند قیمت مسکن را با

1. Long-Run Integration or Convergence

۲. اگر بازارهای محلی مسکن کاملاً همگرا یا ادغام‌شده باشند، سیاست یکپارچه مسکن برای کل کشور کفایت می‌کند؛ اما در غیر این صورت، نیازمند مجموعه‌ای از سیاست‌های متنوع و منطقه‌ای هستیم.

درجات مختلفی در مناطق تحت تاثیر قرار دهند (Yang, 2021). کاربردهای تجربی نشان داده است که باید بین دو نوع وابستگی مقطعی ضعیف و قوی تمایز قائل شد و مدلسازی مناسب برای وابستگی مقطعی از نوع ضعیف و قوی به‌ترتیب رویکرد اقتصادسنجی فضایی و چندعاملی است.[1] در وابستگی مقطعی از نوع ضعیف با افزایش فاصله بین مقاطع، درجهٔ وابستگی کاهش می‌یابد، اما وابستگی از نوع قوی فراگیر است و برخلاف وابستگی فضایی در بُعد فضا کاهش نمی‌یابد (Bailey *et al*., 2016; Chudik *et al*., 2011). پسران و توسِتی[2] (۲۰۱۱)، هالی[3] و همکاران (۲۰۱۰؛ ۲۰۱۱)، و یانگ (۲۰۲۱) سعی کردند بینش این دو رویکرد را با هم تلفیق کنند و مدل‌هایی ارائه دهند که بتوانند هر دو شکل وابستگی مقطعی را در نظر بگیرند؛ زیرا نادیده گرفتن هر یک از آن‌ها نتایج و استنباط‌های گمراه‌کننده‌ای به همراه دارد.[4]

یکی از مهم‌ترین علل وابستگی مقطعی در کشورهای نفتی صادرکننده نظیر ایران، شوک مشترک تغییر قیمت نفت و به تبع آن تغییر درآمدهای نفتی در کل اقتصاد است که می‌تواند قیمت مسکن را با درجات مختلفی در مناطق کشور تحت تاثیر قرار دهد (Khiabani, 2015; Antonakakis *et al*., 2016; Agnello *et al*., 2017; Killins *et al*., 2017; Larson & Zhao, 2020).[5] شایان ذکر است که رفتار بازار مسکن در پاسخ به شوک نفتی، با توجه به تمرکز جغرافیایی تولید نفت، به‌طور قابل‌توجهی در مناطق

---

۱. چودیک و همکاران (۲۰۱۱)، در پژوهش ارزشمند خود بین دو مفهوم وابستگی ضعیف و قوی، بر اساس رفتار میانگین وزنی مقاطع تمایز قائل شدند و آن‌ها را به‌طور رسمی تعریف کردند.

2. Pesaran & Tosetti

3. Holly

۴. وگا و الهورست (۲۰۱۶)، بیان می‌کنند که به‌جای اصطلاحات وابستگی مقطعی ضعیف و قوی که معمولاً در ادبیات استفاده می‌شود، بهتر است از اصطلاحات وابستگی فضایی و عامل مشترک استفاده شود، زیرا قوی اشاره به فراگیر بودن شوک‌های مشترک دارد، در حالی که ضعیف به تعاملات فضایی بین واحدها اشاره دارد که دارای ویژگی موضعی یا محلی هستند. پس این‌طور به نظر می‌رسد که وابستگی قوی مهم‌تر از وابستگی ضعیف است، در حالی که بررسی‌ها نشان می‌دهند آن‌ها تقریباً به یک اندازه مهم هستند.

۵. میزان اثرگذاری شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی (سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه، اشتغال و تولید) با توجه به سهم دولت از اقتصاد می‌تواند متفاوت باشد. نتایج خیابانی و دلفان (۲۰۱۶) نشان داده است که در ایران به دلیل سهم بزرگ دولت در اقتصاد، بخش عمده‌ای از درآمدهای نفتی به سرمایه‌گذاری دولتی تبدیل شده و با توجه به ناکارامدی و اتلاف منابع نفتی در بخش دولتی، درآمدهای یادشده نتوانسته‌اند تاثیر چندانی بر تولید و رشد اقتصادی داشته باشند.

یک کشور متفاوت است. شواهد تجربی و مطالعات انجام‌شده در کشورهای صادرکنندهٔ نفت دلالت بر این واقعیت دارد که هرچه استقلال سیاسی و اقتصادی مناطق بیش‌تر باشد، امکان یافتن شواهد قوی‌تر مبنی بر وجود رابطه علّی بین درآمدهای نفتی و قیمت مسکن منطقهٔ نفت‌خیز نیز بیش‌تر می‌گردد.[1] کیلیان و ژو[2] (۲۰۲۲)، با ارائه یک مدل نظری برای کانادا نشان می‌دهند که شوک‌های قیمت نفت با ایجاد عواید درآمدی مستقیم در مناطق تولیدکنندهٔ نفت به سایر مناطق منتشر می‌شوند و سبب افزایش قیمت مسکن در همه مناطق می‌گردند. هالیم[3] و همکاران (۲۰۲۰)، نیز با در نظر گرفتن سه شهر عمده صادرکنندهٔ نفت در دو کشور کانادا و ایالات متحده، نشان می‌دهند که در سطح شهرها، هرچه شهر کوچک‌تر باشد، بازارهای مسکن بیش‌تر تحت تاثیر تکانه‌های نفتی قرار می‌گیرند، که احتمالاً این امر نیز ناشی از تسلط فعالیت‌های مربوط به نفت در این شهرهاست.

با توجه به این شواهد، پژوهش حاضر به دنبال بررسی رفتار بازارهای منطقه‌ای مسکن در پاسخ به شوک نفتی در ایران است. در این زمینه دو پرسش کلیدی قابل‌بیان است: نخست، با توجه به ساختار مناطق مختلف در ایران، آیا منطقهٔ نفت‌خیز می‌تواند به عنوان منطقهٔ مسلط در کشور شناسایی شود یا این‌که مناطق دیگری نقش منطقهٔ مسلط را در انتشار تکانه‌های قیمتی مسکن در کشور ایفا می‌کنند. دوم، شکل تعامل فضایی بین قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف ایران می‌تواند از نوع همگرایی باشد. همگرایی بدین معنا که با ورود شوک‌های اقتصادی و تحت تاثیر قرار گرفتن قیمت مسکن در منطقهٔ مسلط، در کوتاه‌مدت قیمت‌های مسکن در سایر مناطق می‌توانند دچار انحرافاتی از قیمت مسکن در منطقهٔ مسلط شوند، اما در طول زمان این قیمت‌ها به سمت قیمت مسکن در منطقهٔ مسلط تعدیل خواهند شد و در بلندمدت رابطه تعادلی همگنی[4] بین جفت قیمت مسکن مناطق و منطقهٔ مسلط حفظ خواهد گردید. سهم اصلی این پژوهش شناسایی منطقهٔ مسلط و به‌کارگیری

---

۱. برای مثال، در کشور نروژ با وجود بازار مسکن نسبتاً همگن (قوانین، نرخ‌های بهره و نرخ‌های مالیاتی تقریباً یکسان)، در مناطق وابسته به بخش نفت نظیر استاوانگر، نوسانات قیمت مسکن نسبت به تغییرات قیمت نفت بسیار حساس بوده و با کاهش قیمت نفت برنت در سال ۲۰۱۴، قیمت مسکن به‌سرعت کاهش یافته است (Sila, 2020; Olaussen *et al*., 2018).

2. Kilian & Zhou

3. Halim

۴. یعنی اثر شوک‌ها برای جداسازی قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف موقتی است و در این شرایط باید جفت قیمت مسکن (قیمت مسکن تک‌تک مناطق با قیمت مسکن منطقهٔ مسلط) هم‌روند و هم‌انباشته با ضرایبی برابر، اما با علامت‌های مخالف، باشند.

تکنیک‌های نوین اقتصادسنجی برای بررسی الگوی انتشار قیمت مسکن در کشور در پاسخ به شوک نفتی از کانال این منطقهٔ مسلط است. مدلسازی پژوهش حاضر با لحاظ هر دو نوع وابستگی مقطعی ضعیف و قوی می‌تواند در پیشبرد ادبیات موجود در داخل کشور نقش مهمی را ایفا کند، زیرا در داخل کشور مطالعات اندکی صرفاً با مدل‌های فضایی انجام شده است که تنها به لحاظ وابستگی مقطعی از نوع ضعیف اکتفا کرده‌اند و حتی بیش‌تر این مطالعات به مدلسازی پویای فضایی نیز نپرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در ایران با توجه به تمرکز سیاسی و اقتصادی در پایتخت، به‌ویژه در چهار دهه اخیر، منطقه تهران به عنوان مرکز تحولات اقتصادی و بالتبع محل تمرکز درآمدهای نفتی کشور می‌تواند به عنوان منطقهٔ مسلط شناخته شود و همچنین، رابطهٔ همگرایی بین تمامی جفت قیمت‌های مسکن مناطق با قیمت مسکن منطقه تهران برقرار است.

مبانی نظری پژوهش

در اوایل دهه ۱۹۹۰، پژوهشگران مسکن اولین اثر موجی را در انگلستان با شروع افزایش قیمت مسکن از مناطق جنوب شرقی، عمدتاً لندن و انتشار به سایر مناطق انگلستان مشاهده کردند (Giussani & Hadjimatheou, 1990; Ashworth & Parker, 1997; Cook & Thomas, 2003; Cook, 2003; 2005). در سایر کشورها نیز برگ[1] (۲۰۰۲) شواهدی از اثر موجی در بازار مسکن سوئد از استکهلم به سایر مناطق، کانارلا[2] و همکاران (۲۰۱۲) در ایالت متحده از بازارهای مسکن در کلان‌شهرهای ساحل شرقی و غربی به بقیه نقاط، بواست و هِلگرز[3] (۲۰۱۳) در بلژیک از آنتورپ[4] به بقیه کشور، و گونگ و همکاران (۲۰۱۶) در چین علّیتی یک‌طرفه از منطقهٔ شرقی-مرکزی به بخش‌های غربی یافتند. مین (۱۹۹۹)، توضیحات نظری مختلفی مانند مهاجرت، انتقال دارایی، آربیتراژ فضایی و الگوهای فضایی را برای این اثر ارائه کرده است. مهاجرت به این ایده اشاره دارد که خانوارها از اختلاف قیمت مسکن در مناطق برای جابه‌جایی بین آن‌ها استفاده می‌کنند، اگرچه تاثیر کمّی قیمت مسکن بر مهاجرت تا حدودی بحث‌برانگیز است (Gordon, 1990; Holmans, 1990). انتقال دارایی نیز مربوط به مهاجرت است، خانوارها در یک منطقه مسکن را با قیمت بالا می‌فروشند و سپس در منطقهٔ مجاور کم‌ارزش‌تر مسکن خریداری می‌کنند. آربیتراژ فضایی، ترویج رفتار مورد تاکید

1. Berg
2. Canarella
3. Buyst & Helgers
4. Antwerp

پالاکوفسکی و ری[1] (۱۹۹۷) را نشان می‌دهد، جایی که سرمایه‌گذاران می‌توانند سرمایه خود را برای خرید مسکن در مناطق با قیمت پایین، جایی که بازده انتظاری بالاتری از سرمایه‌گذاری مسکن دارند آربیتراژ کنند. در این حالت، سرمایه مالی به‌جای خانوارها، بین مناطق برای ارتباط قیمت‌های مسکن جابه‌جا می‌شود. سرانجام، الگوی اثر موجی را می‌توان به پاسخ‌های ناهمگن هر منطقه با توجه به تفاوت ساختاری آن به تکانه‌های کلان برون‌زا نسبت داد. مین (۱۹۹۹)، با فرض واکنش قیمت مسکن منطقه‌ای در برابر تکانه‌ها با نرخ‌های مختلف، چارچوبی تجربی برای آزمون اثر موجی ارائه داد؛ اگرچه آزمون وی در تایید اثر موجی ناموفق بود، اما چارچوب تجربی وی مبنایی برای سایر پژوهشگران شد که با استفاده از روش‌های آزمون پیچیده‌تر، به شواهد تجربی مناسب‌تری دست یابند. مطالعات بسیاری با تکیه بر پیشرفت در ادبیات اقتصادسنجی، به اصلاح روش آزمون فرضیه اثر موجی در کنار چارچوب نظری مین (۱۹۹۹) در بسیاری از کشورهای دیگر انجام شده است.

بسیاری از پژوهشگران با آزمون رابطهٔ هم‌انباشتگی (علّیت گرنجری) به بررسی تعاملات قیمت مسکن در بین مناطق پرداختند و نشان دادند که شهرهای مرکزی سیاسی و اقتصادی می‌توانند منشأ تغییرات قیمت مسکن باشند. نتایج تجربی مک‌دونالد و تیلور[2] (۱۹۹۳) و الکساندر و بارو (۱۹۹۴) از ایده وجود روابط بلندمدت بین قیمت‌های مسکن منطقه‌ای در بریتانیا حمایت می‌کنند، اما اشورث و پارکر (۱۹۹۷) در مورد فرضیه اثر موجی تردید ایجاد کردند. استیونسون[3] (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که به دلیل مرکزیت دوبلین در اقتصاد ایرلند، اثرات موجی از پایتخت به مناطق مجاور و سپس به مناطق پیرامونی رخ می‌دهد. اویکارنین[4] (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که تغییرات در قیمت مسکن هلسینکی اثر معناداری بر نوسانات قیمت مسکن در بقیه فنلاند دارد و این شهر نقطهٔ آغاز نوسانات قیمت مسکن و انتشار به سایر مراکز شهری است. جونز و لیشمن[5] (۲۰۰۶)، ارتباط تعامل قیمت مسکن با مهاجرت جمعیت را در نظر گرفته و با توجه به درجهٔ همبستگی بین جریان‌های مهاجرت شهری، استراتکلاید[6] را به شش خوشه اصلی شهری تقسیم می‌کنند و نشان می‌دهند که گلاسگو[7] از نظر قیمت مسکن با خوشه پیسلی[8] دارای رابطه تقدم-تاخر است و پیسلی با گلاسکو رابطهٔ مهاجرت

1. Pollakowski & Ray
2. MacDonald & Taylor
3. Stevenson
4. Oikarinen
5. Jones & Leishman
6. Strathclyde
7. Glasgow
8. Paisley

قوی دارد. لو[1] و همکاران (۲۰۰۷)، در هشت شهر بزرگ استرالیا نشان می‌دهند که انتشار در سطوح مختلف رخ می‌دهد، به‌طوری که قیمت مسکن سیدنی فقط در ملبورن اثرگذار است. قیمت مسکن در آدلاید و پرت نه‌تنها علّیت گرنجر تحرکات قیمت مسکن در ملبورن می‌شود، بلکه بر بازارهای مسکن کانبرا، بریزبن، هوبارت و داروین نیز اثر می‌گذارد. علاوه بر این، هیچ شواهدی برای تایید فرضیه انتقال قیمت مسکن فقط در شهرهای مجاورِ شهری که دچار نوسانات قیمت مسکن است وجود ندارد. شی و همکاران (۲۰۰۹)، شواهد مشابهی ارائه می‌دهند که شرایط اقتصادی خاص منطقه با اثرات موجی در ارتباط است و اثرات موجی به‌جای این‌که بین مراکز منطقه‌ای در نیوزیلند باشد، درون مراکز بین‌شهری گسترش می‌یابد. فَن‌دیک و همکاران (۲۰۱۱)[2]، شواهدی از وجود دو خوشه در مناطق هلند یافتند که به نوبهٔ خود پویایی قیمت مسکن متفاوتی داشتند، جایی که تغییر قیمت در آمستردام ابتدا به خوشه یک و سپس به خوشه دو منتشر می‌شد. چِن[3] و همکاران (۲۰۱۱)، در پنج کلان‌شهر اصلی تایوان نشان می‌دهند که به غیر از شهر تایپه، قیمت مسکن در سایر مناطق اصلی روابط علت و معلولی را نشان می‌دهد. لین و اسمیت[4] (۲۰۱۳)، نیز به بررسی اثرات موجی در انواع مختلف مسکن در ۱۴ منطقه مالزی پرداخته‌اند.

لازم است اشاره شود که در بیش‌تر مطالعات فوق، بحث اثر موجی بر اساس علّیت، آزمون‌های هم‌انباشتگی یا چارچوب مدل تصحیح خطا انجام شده، اما هیچ یک از این مطالعات همبستگی فضایی سری‌های قیمت مسکن را در نظر نگرفته است. در ادامه، با تکیه بر ادبیات اقتصادسنجی فضایی، اهمیت لحاظ وابستگی فضایی در مطالعات منطقه‌ای آشکار شد و مطالعات نشان داد که نادیده گرفتن وابستگی فضایی و استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی استاندارد برای مسائل فضایی می‌تواند به نتایج گمراه‌کننده منجر شود (Anselin, 1988). با پیشرفت در ادبیات اقتصادسنجی فضایی، تحلیل فضایی-زمانی اثر موجی با کمک مدل‌های داده پانل فضایی و مدل‌های VAR فضایی انجام شد. این مدل‌ها با لحاظ وابستگی فضایی در بررسی انتشار قیمت مسکن، می‌توانند رابطه متقابل بین مناطق را با دقت بیش‌تری تجزیه‌وتحلیل کنند (Cohen *et al*., 2016; Brady, 2014). پس مطالعات به استفاده از این مدل‌ها و اصلاح روش آزمون فرضیه اثر موجی در کنار چارچوب معرفی‌شده توسط مین (۱۹۹۹) پرداختند.

1. Luo
2. Van Dijk
3. Chen
4. Lean & Smyth

برَدی (۲۰۱۱)، با تمرکز بر شهرهای کالیفرنیا، با کمک توابع پاسخ-تکانه فضایی به‌دست‌آمده از یک مدل پانل SAR تک‌معادله نشان می‌دهد که چگونه یک شوک به قیمت مسکن با گذشت زمان می‌تواند از طریق مناطق گسترش یابد، به‌طوری که متوسط قیمت مسکن در یکی از شهرهای کالیفرنیا تا دوونیم سال تحت تاثیر شهرهای همسایه است. تجزیه‌وتحلیل پاسخ-تکانه هالی و همکاران (۲۰۱۱) بر اساس مدل VAR برای قیمت مسکن در لندن و ۱۱ منطقه انگلستان نشان می‌دهد که اثر قوی انتشار فضایی-زمانی قیمت مسکن در میان بسیاری از شهرهای انگلستان وجود دارد، ولی نوسانات قیمت در لندن به‌وضوح تاثیر یک‌طرفه‌ای بر سایر مناطق دارد (مفهوم منطقهٔ مسلط). علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که قیمت مسکن در نیویورک بر قیمت مسکن لندن در دوره تحت پوشش مطالعه تاثیرگذار بوده و این تاثیر به سایر مناطق انگلستان نیز انتشار یافته است. بنابراین، امکان سرریز از اقتصاد ایالات متحده به دلیل وابستگی بازارهای مالی بین‌المللی به یکدیگر، برای توضیح انتشار فضایی-زمانی شوک‌های قیمت حقیقی مسکن در انگلستان نیز بررسی شده است. گونگ و همکاران (۲۰۱۶) روشی مشابه هالی و همکاران (۲۰۱۱) را برای ۱۰ منطقه در چین اتخاذ می‌کنند و نشان می‌دهند که جریان علّی یک‌طرفه‌ای از ناحیه شرقی ـ مرکزی به غرب چین می‌تواند به‌طور آزمایشی تایید شود و الگوی انتشار بدین صورت است که اثر شوک به یک شهر در مرحله اول به شهرهای مجاور و سپس به‌تدریج به شهرهای دور گسترش می‌یابد. برَدی (۲۰۱۱)، انتشار فضایی بین قیمت مسکن منطقه‌ای در ایالات متحده را با توابع پاسخ-تکانه حاصل از یک مدل SAR تک‌معادله‌ای برای قیمت مسکن، شامل متغیرهای خاص هر ایالت مانند درآمد حقیقی، نرخ بهره و شروع ساخت مسکن را مورد بررسی قرار می‌دهد و ثابت می‌کند که یک شوک به قیمت مسکن در سطح ایالت تاثیر ماندگار و معناداری (رسیدن به وضعیت پایدار در طی چهار سال) بر پانل ایالت‌ها دارد و ماندگاری انتشار فضایی می‌تواند پس از سال ۱۹۹۹ بیش از قبل حائز اهمیت باشد. راماجو[1] و همکاران (۲۰۱۷)، با اجرای مدل MultiREG-SpVAR به مطالعه انتشار فضایی-زمانی شوک‌های اقتصاد کلان در مناطق مختلف در اسپانیا می‌پردازند. آن‌ها مدلی مشابه با مدل SpVAR بینستاک و فلسنشتاین[2] (۲۰۱۹) را در نظر می‌گیرند و امکان پویایی ناهمگن (تفاوت ضرایب در فضاها) و وابستگی متقابل واحدها را نیز فراهم می‌کنند. ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) با کمک مدل VAR و توابع پاسخ-تکانه فضایی-زمانی تعمیم‌یافته، انتشار قیمت مسکن شهری در شرق چین را تجزیه‌وتحلیل کرده و شواهدی از وجود

1. Ramajo
2. Beenstock & Felsenstein

انتشار فضایی-زمانی شهرهای همسایه در منطقه مورد مطالعه یافته‌اند. برخی از مطالعات نیز مانند ناندا و یه[1] (۲۰۱۴) استفاده از مدل فضایی پانل پویا را برای تحلیل فرایندهای انتشار فضایی-زمانی پیشنهاد دادند. یانگ (۲۰۲۱) نیز با ارائه روش تخمینی خود برای مدل‌های داده پانل همراه با وابستگی مقطعی ناشی از همبستگی فضایی و عوامل مشترک مشاهده‌نشده، به شواهدی قوی از وابستگی فضایی تغییرات قیمت حقیقی مسکن در ۳۷۷ منطقه آماری کلان‌شهرها در ایالات متحده دست یافته است.

به دنبال انتقاد پینکسه و اسلد[2] (۲۰۱۰) و همچنین گیبونس و اورمن[3] (۲۰۱۲)، در مورد روش تقریبی ساخت ماتریس‌های وزنی فضایی در انواع مدل‌های رگرسیون فضایی و احتمال بروز خطای تصریح، گروهی از پژوهشگران مانند وانستینکیسته و هایبرت[4] (۲۰۱۱)، مدل GVAR را برای بررسی اثرات سرریز قیمت مسکن در کشورهای منطقه یورو اتخاذ کردند. وید[5] (۲۰۱۷) نیز با استفاده از مدل GVAR افزوده‌شده با یک رگرسور فضایی مشترک (GVECMX) برای داده‌های قیمت مسکن دانمارک، شواهد قوی از اثر موجی در کوتاه‌مدت پیدا می‌کند که کم‌تر از بلندمدت است. این یافته به عنوان اثر موجی که نقش مهمی به عنوان عامل حرکت در کوتاه‌مدت دارد، تفسیر می‌شود. در حالی که قیمت مسکن در بلندمدت عمدتاً توسط عوامل بنیادین منطقه‌ای نظیر درآمد و ذخیره مسکن تعیین می‌شود. از سوی دیگر، مطالعاتی مانند کیپولینی و پارلا[6] (۲۰۲۰) با توجه به مدت‌زمان کوتاه داده‌ها، تعادل بلندمدت و پویایی تصحیح خطا را بررسی نمی‌کند، بلکه امکان ارزیابی ناهمگنی را در انتشار فضایی ـ زمانی فراهم می‌کند. لازم است اشاره شود که برخی مطالعات مانند اهلجبی[7] و همکاران (۲۰۱۶) با اشاره به مشکلات خطای تصریح یا پارامترسازی بیش از حد در مدل‌های مبتنی بر VAR که ممکن است به نادرستی نتایج حاصل از توابع پاسخ ـ تکانه و آزمون علّیت گرنجری منجر شوند (Koop & Korobilis, 2010; George *et al.*, 2008)، مدل‌های خودرگرسیون برداری گرافیکی بیزی (BG-VAR) را پیشنهاد کردند. تیه و اهلجبی[8] (۲۰۱۷)، برای تجزیه‌وتحلیل تعاملات فضایی پیچیده بین قیمت‌های مسکن از این مدل برای ۱۲ منطقه هلند استفاده کردند.

1. Nanda & Yeh
2. Pinkse & Slade
3. Gibbons & Overman
4. Vansteenkiste & Hiebert
5. Hviid
6. Cipollini & Parla
7. Ahelegbey
8. Teye & Ahelegbey

به منظور تحلیل پدیدهٔ اثر موجی در ایران نیز نتایج رنجبر و همکاران (۲۰۲۲) با رویکردی جدید و با کمک روش دومرحله‌ای عدم علّیت گرنجری و همگرایی قیمت نشان می‌دهد که الگوی انتشار قیمت مسکن از تهران به سایر شهرهاست، اما این انتشار به همگرایی قیمت مسکن شهرها به قیمت مسکن تهران منجر نمی‌شود. از طرفی، برخی شهرها (تبریز، قم، اصفهان، مشهد و زنجان) تحت تاثیر شوک‌های مثبت قیمت مسکن تهران هستند، در حالی که برخی دیگر (کرمان، یزد، اهواز، قزوین، اراک و ارومیه) تنها تحت تاثیر شوک‌های منفی قرار می‌گیرند و سایر شهرها (اردبیل، گرگان، کرج، کرمانشاه، رشت، شیراز و زاهدان) نیز تحت تاثیر هر دو نوع شوک هستند. علاوه بر این، چند پژوهش دیگر نیز به بررسی انتشار قیمت مسکن در سطوح مختلف تجمیع پرداخته‌اند. البته باید اشاره شود که ویژگی مشترک این مطالعات این است که تنها به بررسی وابستگی مقطعی ضعیف با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی اکتفا کرده‌اند. متوسلی و همکاران (۲۰۱۰)، به تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی Panel SAR و الگوی VECM و تنها با در نظر گرفتن معناداری ضریب فضایی به بررسی ارتباط درونی قیمت‌ها در بازار مسکن و انتقال نوسان‌های قیمت مسکن پرداختند. در این پژوهش، مثبت و معنادار بودن ضریب فضایی، وجود روابط مثبت را بین مناطق مختلف تهران تایید می‌کند. خلیلی عراقی و همکاران (۲۰۱۳) در چارچوب الگوی SAR و با استفاده از داده‌های پانل ۱۵ استان کشور برای دوره ۱۹ ساله تغییرات قیمت مسکن را مورد تحلیل قرار دادند و با تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم انتشار فضایی قیمت مسکن نشان دادند که اثر غیرمستقیم انتشار فضایی قیمت مسکن از اثر مستقیم بیش‌تر است که نشان از اهمیت بالای همبستگی فضایی به دلیل وجود اثر انتشار دارد. طالبلو و همکاران (۲۰۱۷)، در ۲۸ استان ایران با برآورد الگوهای پانل پویای دوربین فضایی و پانل دوربین فضایی و همچنین برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم مربوط به متغیرهای توضیحی در دو بُعد کوتاه‌مدت و بلندمدت به کمک ماتریس وزنی فضایی جمعیتی نتیجه گرفتند که الگوهای پویای فضایی تصریح بهتری را نشان می‌دهد و متغیر وقفه‌ای قیمت مسکن به همراه آثار فضایی آن در این الگوها سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن دارد. آن‌ها مقولهٔ سیاستگذاری منطقه‌ای و مدیریت قیمت‌های مسکن را در یک استان خاص بی‌معنا می‌دانند، زیرا تغییر قیمت مسکن در هر استان می‌تواند با فاصله‌ای کوتاه قیمت در استان‌های مجاور را به حرکت وادارد. زالی و همکاران (۲۰۲۳)، با استفاده از روش GTWR و مقایسه آن با روش OLS به تحلیل پراکنش فضایی ـ زمانی قیمت مسکن در منطقه ۵ شهرداری تهران و عوامل موثر بر آن پرداختند و نشان دادند که متغیر نرخ ارز بیش‌ترین تاثیر را بر مدلسازی قیمت مسکن دارد و پس از آن ویژگی‌های فیزیکی مسکن نظیر مساحت واحد و عمر بنا حائز اهمیت هستند.

روش‌شناسی پژوهش

تصریح مدل و داده‌ها

همان‌طور که اشاره شد، تحولات قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف می‌توانند کاملاً مستقل از یکدیگر رخ ندهند و در برخی مناطق و دوره‌های خاص قیمت‌های مسکن منطقه‌ای حرکات مشابهی داشته باشند، زیرا تغییر قیمت در یک منطقه می‌تواند با وقفه زمانی در سایر مناطق گسترش یابد و با گذشت زمان، الگوی قیمتی مشابهی در مناطق مختلف مشاهده شود. البته سرعت انتشار تغییرات قیمت مسکن از یک منطقه به منطقه دیگر و میزان اثرگذاری آن به تفاوت‌های ساختاری، وابستگی متقابل اقتصادی و عدم تقارن اطلاعات بستگی دارد. در این پژوهش، طبقه‌بندی استان‌های ایران بر اساس دو نکته صورت می‌گیرد. نخست، توجه به اثر موجی در این طبقه‌بندی حائز اهمیت است، یعنی شوک‌های قیمت مسکن در منطقهٔ مسلط با اثری گذرا یا ماندگار به سایر مناطق انتقال یابد؛ بدین ترتیب فاصله مناطق دیگر از منطقهٔ مسلط در تقسیم‌بندی استان‌ها دارای اهمیت است. از آن‌جایی که سهم منطقه تهران از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مناطق شهری کشور به‌تنهایی در چند دهه گذشته بیش از ۲۰ درصد، سهم از سپرده‌ها و تسهیلات بانکی بیش از ۵۰ درصد (بانک مرکزی[1]، ۱۴۰۲)، و سهم در محصول ناخالص داخلی به‌طور متوسط بیش از ۲۰ درصد است و این منطقه مطابق آمار سرشماری ۱۳۹۵ جایگاه نخست به لحاظ توزیع جمعیتی (بیش از ۱۶ درصد) در کشور را دارد، این فرض اولیه محتمل است که این منطقه می‌تواند نقش رهبری را در نوسانات قیمت مسکن در میان مناطق مختلف ایفا کند. دوم، رفتار قیمت مسکن در استان‌های درون یک منطقه مشابه است و روند حرکتی یکسانی داشته باشند. پس استان‌های کشور بر اساس یکسانی روند حرکت قیمت مسکن و همچنین ویژگی‌های جغرافیایی و جمعیتی[2] به ۱۲ منطقه طبقه‌بندی شده و در جدول (۱)، نام این مناطق به همراه استان‌های درون هر منطقه و نام مناطق همسایه گزارش شده است. شکل (۱)، نقشه جغرافیایی کشور را بر اساس ۱۲ منطقه مورد نظر نمایش می‌دهد.

1. https://www.cbi.ir/simplelist/22697.aspx

۲. بر اساس معیار تراکم نسبی جمعیت در سال ۱۳۹۵ در هر منطقه استانی با تراکم بیش از ۵۰ نفر در کیلومتر مربع قرار دارد (سالنامه آماری، ۱۳۹۹). تراکم نسبی جمعیت عبارت است از متوسط تعداد افراد جمعیت در هر کیلومتر مربع از مساحت یک استان. علاوه بر این، بر اساس نقشه‌های آمایش سرزمین، مطابق با نقشه پراکنش کلان‌شهرها در کشور در هر منطقه دست‌کم یک کلان‌شهر وجود دارد.

جدول ۱: تعریف مناطق، نمادها و همسایه‌ها

نماد	نام منطقه	استان‌های تابعه	مناطق همسایه
T	تهران	تهران	ALB-N-C
ALB	البرز	البرز	T-N-C-Z
N	شمال	مازندران ـ گلستان	T-ALB-NE-C-Z
NE	شمال شرقی	خراسان شمالی ـ خراسان رضوی	N-C-SE
NW	شمال غربی	اردبیل ـ آذربایجان غربی ـ آذربایجان شرقی	Z-W
C	مرکزی	سمنان ـ قم ـ مرکزی	T-ALB-N-NE-ESF-Z-W-SE
ESF	اصفهان	اصفهان ـ چهارمحال و بختیاری	C-W-S-SE-SW
Z	زنجان	زنجان-گیلان ـ قزوین	ALB-N-NW-C-W
W	غرب	ایلام ـ لرستان ـ کرمانشاه ـ کردستان ـ همدان	NW-C-ESF-Z-SW
S	جنوب	فارس ـ بوشهر	ESF-SE-SW
SE	شرق و جنوب شرقی	خراسان جنوبی ـ یزد ـ کرمان ـ سیستان و بلوچستان ـ هرمزگان	NE-C-ESF-S
SW	جنوب غربی	خوزستان ـ کهگیلویه و بویراحمد (منطقه نفتی)	ESF-W-S

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

شکل ۱: نقشه کشور بر اساس مناطق مختلف

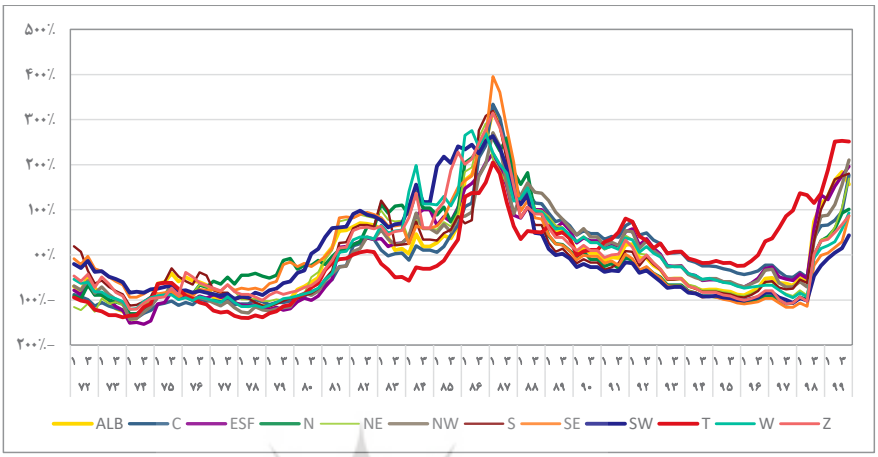
بررسی سری زمانی لگاریتم قیمت حقیقی مسکن در شکل (۲) حاکی از آن است که در دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۴ روند صعودی آشکاری در قیمت حقیقی مسکن تمامی مناطق وجود دارد. با افزایش شدید درآمدهای نفتی، در فصل اول سال ۱۳۸۵رشد قیمت‌های مسکن در منطقه تهران آغاز شد و در پی آن تمامی مناطق کشور بالاترین میزان قیمت مسکن را در نخستین فصل سال ۱۳۸۷ تجربه کردند. در ادامه، پس طی یک دوره نزولی مجدداً در بازه زمانی ۱۳۹۶ ابتدا قیمت‌ها در منطقه تهران با اجرای دور دوم تحریم‌ها و معلق شدن برجام، روند صعودی در پیش گرفت و سپس قیمت‌های سایر مناطق از سال ۱۳۹۸ شروع به افزایش کرد. بنابراین، به نظر می‌رسد تنها منطقهٔ مسلط در کشور منطقه تهران باشد، زیرا این منطقه محل تمرکز فعالیت‌های اقتصادی ـ سیاسی و درآمدهای نفتی کشور است و روند قیمت‌های مسکن سایر مناطق به پیروی از الگوی رفتاری قیمت مسکن

در منطقه تهران می‌پردازند.[1] شکل (۳)، تغییرات قابل‌توجهی را در تغییرات قیمت مسکن نشان می‌دهد که هم در طول زمان و هم در مناطق مختلف اتفاق افتاده و نوسان تغییرات قیمت حقیقی مسکن در تمام مناطق تا حدودی مشابه است. از سوی دیگر، به نظر می‌رسد که سری‌های قیمت در میان مناطق مختلف می‌توانند هم‌انباشته شوند؛ موضوعی که در ادبیات مورد بحث قرار گرفته و به دو صورت مطرح شده است: یکی امکان همگرایی قیمت مسکن در مناطق مختلف (که مستلزم هم‌روندی[2] و نیز هم‌انباشتگی با ضرایب برابر و مختلف‌العلامت است) و دومی فرضیه اثر موجی است که در آن شوک‌هایی که از منطقهٔ مسلط سرچشمه می‌گیرند در سراسر مناطق منتشر می‌شوند. در این‌جا به نظر می‌رسد شکل تعامل فضایی بین قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف ایران می‌تواند از نوع همگرایی نیز باشد، زیرا با ورود شوک‌های اقتصادی به قیمت مسکن در منطقه تهران، قیمت‌های مسکن در سایر مناطق به‌طور موقتی انحرافاتی از قیمت مسکن در منطقه تهران داشته‌اند، اما در طول زمان این قیمت‌ها به سمت قیمت مسکن منطقه تهران تعدیل شده و به نظر می‌رسد در بلندمدت رابطهٔ تعادلی همگن بین جفت قیمت مسکن مناطق و منطقه تهران حفظ شده است. برای بررسی این فرضیات، نیازمند تصریح الگویی هستیم که نحوهٔ تعاملات فضایی قیمت مسکن را در مناطق مختلف مشروط به قیمت مسکن منطقهٔ مسلط تحلیل کند.

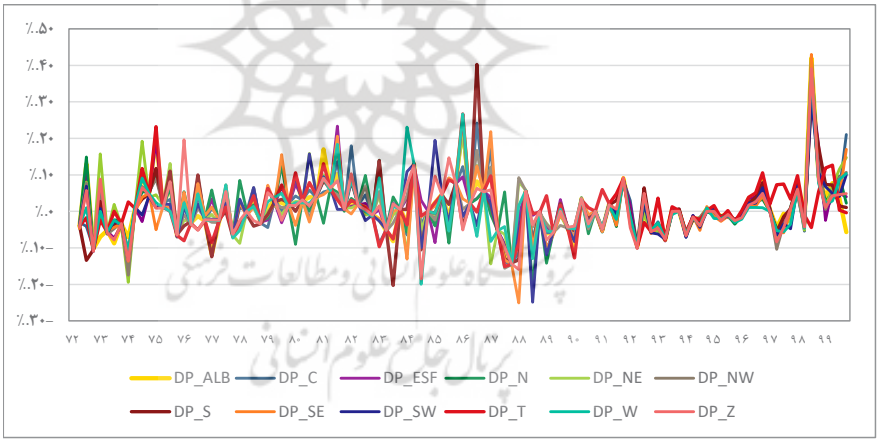
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. بر اساس نتایج مطالعه خیابانی و شجری پورجابری (۲۰۱۷) با استفاده از مدل MSIAH-VARX دو رژیم رونق و رکود قیمت‌های مسکن در ایران شناسایی شده است. در دوره‌هایی که درآمد نفتی افزایش می‌یابد، احتمال ورود به رژیم رونق بالا می‌رود. این امر ناشی از آن است که با افزایش درآمدهای نفتی، بر اساس سازوکار بیماری هلندی، جریان ارز خارجی به داخل کشور افزایش می‌یابد و قیمت مسکن بالا می‌رود. با افزایش سطح درآمد حقیقی، میزان تقاضای مسکن افزایش می‌یابد و در نتیجه قیمت مسکن بالا می‌رود. در مقابل، کاهش درآمدهای نفتی از طریق کاهش تولید به اُفت تقاضای مسکن و در نتیجه کاهش قیمت مسکن منجر می‌شود و احتمال ورود به رژیم رکود بالا می‌رود. از طرفی، احتمال ماندگاری در رژیم رکود بیش از رژیم رونق شناسایی شده است.

2. Cotrending



شکل ۲: لگاریتم قیمت حقیقی مسکن در مناطق مختلف (نرمالیزه‌شده)



شکل ۳: نرخ تغییرات قیمت حقیقی مسکن در مناطق مختلف

چارچوب الگوی انتشار فضایی ـ زمانی قیمت مسکن

پژوهش حاضر با الهام از مطالعه هالی و همکاران (۲۰۱۱)، الگوی انتشار فضایی ـ زمانی را در چارچوب سیستم پویای تصحیح خطای برداری برای تحلیل رفتار قیمت مسکن منطقه‌ای در ایران به‌کار می‌گیرد. این الگو انتشار تکانه‌های نفتی را از کانال قیمت مسکن منطقهٔ مسلط بر قیمت مسکن همسایگان و سایر مناطق مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد. در واقع، ما به دنبال الگوی انتشار قیمت p_{it} در طول زمان $t=1,2,...,T$ و مناطق $i=0,1,...,N$ هستیم. فرض اولیه این است که یکی از مناطق، مثلاً منطقه صفر، منطقهٔ مسلط است. منطقهٔ مسلط به این معنا که شوک‌هایی که به آن وارد می‌شود به‌طور آنی و در طول زمان به مناطق دیگر انتشار می‌یابد، در حالی که شوک‌ها به سایر مناطق تاثیر آنی ناچیزی بر منطقه صفر دارد، اما جا دارد اشاره شود که این موضوع تاثیرات وقفه‌ای شوک‌های ناشی از سایر مناطق را بر روی منطقه صفر نفی نمی‌کند. روابط زیر به‌ترتیب مدل تصحیح خطای خطی مرتبه اول را برای منطقهٔ مسلط و سایر مناطق نشان می‌دهند.[۱]

$$\Delta p_{0t}=\varphi_{0s}(p_{0,t-1}-\bar{p}^{s}_{0,t-1})+a_0+a_{01}\Delta p_{0,t-1}+b_{01}\Delta\bar{p}^{s}_{0,t-1}+\varepsilon_{0t} \qquad (۱)$$

$$\Delta p_{it}=\varphi_{is}(p_{i,t-1}-\bar{p}^{s}_{i,t-1})+\varphi_{i0}(p_{i,t-1}-p_{0,t-1})+a_i+a_{i1}\Delta p_{i,t-1}+b_{i1}\Delta\bar{p}^{s}_{i,t-1}+c_{i0}\Delta p_{0t}+\varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

متغیر فضایی منطقه iاُم به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\bar{p}^{s}_{it}=\sum_{j=0}^{N}s_{ij}p_{jt} \qquad \sum_{j=0}^{N}s_{ij}=1$$

وزن‌های می‌توانند بر اساس یک فرض اولیه یا معیار مجاورت[۲] منطقه‌ای تعیین شوند. اما باید توجه داشت که انتخاب ماتریس وزنی فضایی در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی به مناطق مجاور به لحاظ جغرافیایی محدود نمی‌شود، و معیارهای دیگری نظیر فاصله اقتصادی (Conley, 1999; Pesaran *et al*., 2004)، سیاسی (Baicker, 2005) یا اجتماعی (Conley *et al*., 2002) نیز می‌توانند در نظر گرفته شوند. ساخت

---

۱. لازم است اشاره شود که مدل VAR با یک واحد مسلط می‌تواند به عنوان مدل VAR با یک عامل پویا نیز نشان داده شود (Chudik & Pesaran, 2013). بنابراین، مدل انتشار قیمت پیشنهادی در این پژوهش نیز یک مدل عامل پویا است که در آن عامل مشترک به عنوان سطح قیمت منطقه مسلط مشاهده و شناسایی می‌شود. اما در واقعیت عامل‌های مشترک مشاهده‌نشده نیز می‌توانند (علاوه بر واحد مسلط) وجود داشته باشند. ولی برای آزمون چنین امکانی نیاز است که N به اندازه کافی بزرگ باشد که در پژوهش ما چنین نیست.

2. Contiguity

ماتریس وزن‌های فضایی بر اساس یک معیار جغرافیایی خالص (فاصله فیزیکی)، به‌طور معمول بر اساس الگوی مجاورت استاندارد مرتبه اول است. در صورت وجود مرز مشترک بین دو منطقه، بدون توجه به جهت، دو منطقه همسایه محسوب شده و عنصر مربوطه مقدار ۱ می‌گیرد و سایر عناصر، از جمله قطر، مقدار صفر می‌گیرند (Holly *et al*., 2010; Ramajo *et al*., 2017). کیوته و پده[1] (۲۰۱۱)، اشاره می‌کنند که در الگوی ماتریس مجاورت مرتبه اول، تنها همسایگان مرتبه اول (مستقیم) در نظر گرفته می‌شود و روابط فضایی مرتبه بالاتر (غیرمستقیم) مانند همسایگان همسایه‌ها لحاظ نمی‌شود. در حالی که با انتقال شوک‌ها به صورت محلی، در مراحل بعدی اثرات ممکن است که به همسایگان درجهٔ بالاتر نیز سرایت کنند. پس با لحاظ همسایه‌های مرتبه بالاتر، انتقال اطلاعات به دلیل اثرپذیری غیرمستقیم همسایگان مرتبه بالاتر سریع‌تر می‌شود. علاوه بر این، اطلاعات در دوره جاری تاثیرات ماندگار را برای مدت زمان بیش‌تری در این سیستم حفظ خواهد کرد.

با تاکید بر اهمیت مجاورت اقتصادی در مطالعات اقتصادی به‌جای معیار جغرافیایی، در ساخت ماتریس وزنی بر اساس فاصله اقتصادی، فرض بر این است که اثر سرریز یک منطقه بر منطقه دیگر به فاصله اقتصادی بین آن‌ها، مانند مشابهت فناوری یا جریان تجارت دوجانبه بستگی دارد. بنابراین، ماتریس مجاورت با استفاده از اطلاعات مربوط به پیوندهای تجاری بین مناطق ساخته می‌شود (Ramajo *et al*., 2017). در یک چارچوب بین‌المللی، سنجش مجاورت بین دو منطقه از نظر زیرساخت‌های حمل‌ونقل نیز می‌تواند شاخص مناسبی برای مجاورت اقتصادی باشد. اگنل و اولجِمارک[2] (۲۰۱۹)، با مقایسه معیارهای فاصله اقتصادی و جغرافیایی در دو مدل بازار مسکن سوئد نشان می‌دهند که مجاورت اقتصادی در تبیین وابستگی مقطعی بین مناطق بهتر از جغرافیایی است و در نتیجه به‌کارگیری آن در تحلیل انتشار فضایی ـ زمانی قیمت مسکن قابل‌اعتمادتر خواهد بود. یانگ (۲۰۲۱)، تصریح ماتریس وزنی فضایی را بر اساس سه معیار فاصله جغرافیایی، جریان مهاجرت و همبستگی‌های جفتی انجام داده و شباهت بسیاری بین نتایج با استفاده از معیار فاصله و مهاجرت یافته است، به‌طوری که حدود ۶۵ درصد از جریان‌های مهاجرت بین کلان‌شهرهایی رخ می‌دهد که حداکثر ۱۰۰ مایل از هم فاصله دارند. بینستاک و فلسنشتاین (۲۰۱۹)، نیز وزن‌های فضایی نامتقارنی را بر اساس فواصل و اندازه جمعیت[3] در نظر گرفتند.

1. Kuethe & Pede
2. Egnell & Öljemark

۳. وزن بیش‌تر به مناطق نزدیک‌تر، بزرگ‌تر و پرجمعیت‌تر داده می‌شود.

در پژوهش حاضر از دو معیار برای وزن‌دهی استفاده می‌شود. نخست، با کمک معیار جغرافیایی خالص (فاصله فیزیکی) و دوم با کمک معیار فاصله اقتصادی ماتریس وزن‌های فضایی بر اساس روابط ساخته می‌شود.

فاصله فیزیکی: اگر i و j دارای مرز مشترک باشند، از معیار مجاورتی برابر با $1/n_i$ و در غیر این صورت صفر استفاده می‌شود که n_i نیز تعداد همسایه‌های i را نشان می‌دهد. $\overline{P}_{it}^{s}$ به عنوان قیمت متوسط همسایه‌ها برای منطقه i در نظر گرفته می‌شود.

فاصله اقتصادی: در این مورد وزن‌ها با استفاده از هر دو معیار مجاورت فیزیکی و اقتصادی ایجاد می‌شوند. اگر منطقه i با منطقه j مرز مشترک داشته باشد، همسایه محسوب می‌شود و وزن‌ها برابر است با GDP هر همسایه تقسیم بر مجموع GDP همسایه‌های منطقه i. از این‌رو، $\overline{P}_{it}^{s}$ را می‌توان به عنوان میانگین وزنی قیمت همسایه‌ها برای منطقه i در نظر گرفت، که در آن وزن‌ها متناسب با اندازه اقتصادی هر همسایه است.

وزن‌های s_{ij} در هر دو روش می‌توانند به صورت یک ماتریس فضایی S نوشته شوند که در روش اول یک ماتریس سطری استانداردشده است و $S\tau_{N+1}=\tau_{N+1}$ که τ_{N+1} برداری $1\times(N+1)$ از یک‌هاست.[1] هنگامی که S نشان‌دهندهٔ معیار مجاورت مناطق است، ستون‌های نرمال‌شده (نرم ستونی) آن کران‌دار و محدود N به هستند و برای همه jها $\sum_{i=0}^{N} s_{ij} < K$ برقرار است.

روابط (۱) و (۲) در مدل به صورت تصحیح خطا تصریح شدند، اما تشخیص و تصریح مدل مسئله‌ای تجربی است که به تعداد روابط هم‌انباشتگی ممکن بین قیمت‌های مسکن در $N+1$ منطقه بستگی دارد.[2] لازم است اشاره شود که مشروط به منطقهٔ مسلط، وابستگی فضایی باقی‌مانده بین مناطق از نوع ضعیف است و اگر N به اندازه کافی بزرگ باشد، میانگین وابستگی بین جفت مناطق از بین می‌رود و نزدیک به صفر است (Chudik & Pesaran, 2013). به علاوه، تغییر قیمت در منطقهٔ مسلط (Δp_{0t}) به عنوان یک اثر فضایی آنی در معادله قیمت منطقه i رابطه (۲) ظاهر می‌شود، اما در معادله (Δp_{0t}) رابطه (۱) متوسط قیمت محلی به صورت آنی وارد نمی‌شود. مفهوم ضمنی در این نوع تصریح این است که مشروط بر متغیر قیمت منطقهٔ مسلط و اثرات وقفه‌ای، ε_{it}ها تقریباً به‌طور مستقل

---

۱. ماتریس سطری استانداردشده، ماتریسی است که برای استخراج عناصر هر سطر آن باید هر عنصر را بر مجموع عناصر سطر تقسیم کنیم.

۲. با در نظر گرفتن ویژگی امساک در تصریح مدل فرض بر این است که تنها قیمت منطقهٔ مسلط با متوسط قیمت‌ها در همسایگی منطقهٔ مسلط یعنی می‌تواند هم‌انباشته باشد. اما باید توجه داشت که این امکان می‌تواند وجود داشته باشد که قیمت در سایر مناطق هم با منطقهٔ مسلط و هم با مناطق همسایه‌شان هم‌انباشته باشد.

در بین مناطق i توزیع می‌شوند.

$$Cov(\varepsilon_{it},\varepsilon_{jt})=0 \qquad i,j=1,2,...,N$$

انجام آزمون برون‌زایی ضعیف، در کنار به‌کارگیری روش وو[1] (۱۹۷۳) و هاسمن[2] (۱۹۷۸) نه‌تنها نقش متغیرها در الگو و اهمیت آن‌ها نسبت به پارامترهای بلندمدت را نشان می‌دهد، بلکه امکان لحاظ یا عدم لحاظ اثرات آنی را نیز مشخص می‌کند. هنگامی که قیمت منطقه مسلط هم به عنوان برون‌زای ضعیف شناخته شود و هم همبستگی آنی با سایر مناطق نداشته باشد، برون‌زای قوی شناخته خواهد شد و مطابق با رابطه (۱)، هیچ اثر آنی از سایر مناطق بر منطقهٔ مسلط وارد نخواهد شد. اما اثر آنی قیمت منطقه مسلط (Δp_{0t}) در معادلات سایر مناطق (Δp_{it}) رابطه (۲) لحاظ می‌شود و امکان تخمین مدل با روش OLS را فراهم می‌کند. بر اساس رویکرد وو (۱۹۷۳)، ابتدا باقی‌مانده‌های OLS مدل رگرسیون منطقهٔ مسلط مطابق با رابطه (۳) به‌دست می‌آید و سپس رگرسیون کمکی بر اساس رابطه (۴) اجرا می‌شود.

$$\hat{\varepsilon}_{0t}=\Delta p_{0t}-\hat{\varphi}_{0s}(p_{0,t-1}-\overline{p}^{s}_{0,t-1})-\hat{a}_0-\hat{a}_{01}\Delta p_{0,t-1}-b_{01}\Delta\overline{p}^{s}_{0,t-1} \qquad (۳)$$

$$\Delta p_{it}=\varphi_{is}(p_{i,t-1}-\overline{p}^{s}_{i,t-1})+\varphi_{i0}(p_{i,t-1}-p_{0,t-1})+a_i+a_{i1}\Delta p_{i,t-1}+b_{i1}\Delta\overline{p}^{s}_{i,t-1}+c_{i0}\Delta p_{0t}+\lambda_i\hat{\varepsilon}_{0t}+\eta_{it} \qquad (۴)$$

برای هر منطقه i به‌طور جداگانه، بر اساس آزمون فرضیه $\lambda_i=0$ آماره t استاندارد محاسبه می‌شود. در صورت عدم رد فرضیه مورد نظر، اثر آنی قیمت منطقهٔ مسلط (Δp_{0t}) در معادلات سایر مناطق به عنوان متغیر برون‌زا شناخته می‌شود. این آزمون به‌طور مجانبی معادل با روش هاسمن (۱۹۷۸) است که در آن فرضیه تفاوت آماری بین تخمین‌های OLS و IV برای پارامترهای $(c_{i0},b_{i1},a_{i1},a_i)$ مورد آزمون قرار می‌گیرد و از $\Delta p_{0,t-1}$ و $\Delta\overline{p}^{s}_{0,t-1}$ به عنوان متغیر ابزاری برای Δp_{0t} در رابطه (۲) استفاده می‌شود.

تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

با تمرکز بر دو پرسش کلیدی مطرح‌شده، در این بخش درصدد بررسی الگوی انتشار قیمت مسکن در بازارهای منطقه‌ای کشور در پاسخ به شوک نفتی از کانال منطقهٔ مسلط هستیم. برای شناسایی منطقه یا مناطق مسلط در کشور نیازمند چندین مرحله آزمون هستیم. ابتدا با توجه به تحلیل داده‌های قیمت مسکن در ۱۲ منطقه کشور (شکل ۲) و فرض اولیه ما دربارهٔ منطقه تهران به دلیل تمرکز سیاسی و

1. Wu
2. Hausman

اقتصادی، به‌ویژه در چند دهه اخیر، مدل Bivariate VAR (2) بین منطقه تهران ($p_{0,t}$) و تک‌تک مناطق ($p_{i,t}$) برای $i=1,2,...,11$ را برآورد و آزمون‌های خطای تصریح را برای احراز کفایت آماری مدل بررسی می‌کنیم. بررسی آزمون‌های تشخیصی روی پسماندهای مدل مطابق با جدول (۲) نشان می‌دهد که فرضیه نبودِ خودهمبستگی سریالی و فرضیه عدم واریانس ناهمسانی در تک‌تک مناطق مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول ۲: آزمون صحت مدل دومتغیره VAR

		Tests for Autocorrelation		Test for ARCH	
مناطق	**Ljung-Box(27)**	**LM(1)**	**LM(2)**	**LM(1)**	**LM(2)**
NW	۹۴/۲۷۵ [۰/۶۴۳]	۴/۹۳۳ [۰/۲۹۴]	۸/۷۹۲ [۰/۰۶۷]	۵/۰۷۸ [۰/۸۲۷]	۶/۶۲۴ [۰/۹۹۳]
ESF	۱۰۶/۶۹۱ [۰/۳۰۵]	۷/۶۶۹ [۰/۱۰۴]	۷/۷۳۵ [۰/۱۰۲]	۱۰/۸۵۵ [۰/۲۸۶]	۲۵/۷۸۹ [۰/۱۰۵]
SE	۶۹/۵۵۸ [۰/۹۹۱]	۱۳/۲۹۰ [۰/۰۱۰]	۷/۲۱۴ [۰/۱۲۵]	۰/۶۸۴ [۱/۰۰۰]	۴/۹۴۷ [۰/۹۹۹]
S	۹۰/۶۴۶ [۰/۷۳۸]	۵/۲۶۷ [۰/۲۶۱]	۱۰/۶۸۵ [۰/۰۳۰]	۴/۰۴۶ [۰/۹۰۸]	۷/۴۹۷ [۰/۹۸۵]
W	۹۸/۸۶۵ [۰/۵۱۳]	۷/۳۸۲ [۰/۱۱۷]	۷/۵۴۹ [۰/۱۱۰]	۰/۸۲۶ [۱/۰۰۰]	۶/۳۲۶ [۰/۹۹۵]
N	۷۲/۳۹۲ [۰/۸۸۶]	۲/۶۰۰ [۰/۶۲۷]	۷/۹۱۱ [۰/۰۹۵]	۶/۲۳۵ [۰/۷۱۶]	۲۴/۱۷۱ [۰/۱۵۰]
Z	۸۲/۴۱۶ [۰/۸۹۹]	۲۳/۰۲۰ [۰/۰۰۰]	۱۰/۹۴۷ [۰/۰۲۷]	۸/۰۲۹ [۰/۵۳۱]	۱۰/۶۶۴ [۰/۹۰۸]
C	۸۱/۵۶۸ [۰/۹۱۱]	۵/۸۰۶ [۰/۲۱۴]	۷/۳۳۷ [۰/۱۱۹]	۷/۳۱۷ [۰/۶۰۴]	۱۷/۷۱۹ [۰/۴۷۴]
ALB	۸۳/۳۲۶ [۰/۸۸۶]	۶/۲۵۳ [۰/۱۸۱]	۷/۷۶۰ [۰/۱۰۱]	۱۳/۱۱۶ [۰/۱۵۷]	۲۵/۱۱۳ [۰/۱۲۲]
NE	۸۳/۶۷۸ [۰/۸۸۰]	۱۲/۹۶۱ [۰/۰۷]	۱۱/۵۸۴ [۰/۰۹۱]	۶/۶۰۶ [۰/۶۷۸]	۱۸/۰۰۸ [۰/۴۵۵]
SW	۱۱۱/۸۴۰ [۰/۱۹۷]	۱۰/۲۷۹ [۰/۰۸۶]	۱۰/۴۹۹ [۰/۰۷۳]	۲/۱۱۴ [۰/۹۹۰]	۳/۱۴۴ [۱/۰۰۰]

اعداد داخل کروشه نشان‌دهندهٔ P–Value آزمون‌هاست.

سپس امکان وجود رابطه هم‌انباشتگی بین منطقه تهران و سایر مناطق کشور را با کمک Bivariate VAR (2) بین منطقه تهران ($p_{0,t}$) و تک‌تک مناطق ($p_{i,t}$) برای $i = 1,2,...,11$ مورد آزمون قرار می‌دهیم. با توجه به تعداد مناطق و سری‌های زمانی مورد بررسی، از رویکرد دوتایی برای آزمون بین مناطق استفاده می‌شود.[1] آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون در این رویکرد، با استفاده از روش تخمین بیش‌ترین درست‌نمایی این امکان را فراهم می‌کند که بردارهای هم‌انباشتگی برای سری‌های زمانی نامانا تخمین زده شود. ابتدا تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با استفاده از اثر[2] ماتریس تصادفی انتخاب و سپس فرضیه r در مقابل $r+1$ آزمون می‌شود. در جدول (۳)، آماره‌های اثر نشان می‌دهند که فرضیه صفر مبنی بر این‌که قیمت مسکن منطقه تهران با قیمت مسکن در مناطق دیگر هم‌انباشته نیست، در همه موارد در سطح معناداری ۵ درصد یا کم‌تر رد می‌شود. بنابراین، رابطهٔ هم‌انباشتگی معناداری بین جفت قیمت مسکن تهران و تک‌تک مناطق برقرار است.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی بین منطقه تهران و سایر مناطق[3]

	Trace Statistics	
	$H_0 : r = 0$	$H_0 : r \leq 1$
مناطق	$H_1 : r \geq 1$	$H_1 : r = 2$
NW	۳۱/۷۷۸***	۸/۵۸۵
ESF	۲۹/۴۲۶**	۸/۱۵
SE	۳۰/۵۳۵***	۸/۵۸۳
S	۴۱/۰۰۶***	۸/۰۲
W	۲۷/۲۳۸**	۷/۸۷۶
N	۳۷/۰۸۸***	۸/۰۸۱

۱. از رویکردهای زوجی یا توأم برای آزمون هم‌انباشتگی بین قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف استفاده می‌شود. رویکرد توأم تنها در صورتی که تعداد مناطق نسبتاً کم، در حدود ۶-۴ باشد و بازهٔ زمانی نسبتاً طولانی باشد (۱۵۰-۱۲۰ فصل) از نظر آماری قابل‌اتکاست. در مقابل، زمانی که N و T هر دو به اندازه کافی بزرگ باشند، می‌توان برای آزمون هم‌انباشتگی نسبت به سطح قیمت پایه (متوسط) یا برای همه جفت‌های قیمت از رویکرد دوتایی (Pesaran, 2007) استفاده کرد.

2. Trace

۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی با جمله ثابت و روند گزارش شده است. نشانگرهای ***، ** و * به‌ترتیب معناداری را در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد نشان می‌دهند. در مناطق اصفهان و غرب در سطح معناداری ۱۰ درصد فرضیه صفر رد می‌شود.

ادامه جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی بین منطقه تهران و سایر مناطق[1]

	Trace Statistics	
	$H_0: r = 0$	$H_0: r \leq 1$
مناطق	$H_1: r \geq 1$	$H_1: r = 2$
ALB	۳۶/۱۶۰***	۷/۸۴۴
NE	۳۰/۸۴۷۸***	۷/۸۴۹
SW	۳۳/۶۱۸***	۹/۷۰۹

به منظور بررسی تعامل فضایی به شکل همگرایی تنها وجود رابطه هم‌انباشتگی کافی نیست و لازم است فرضیه قید هم‌انباشتگی (۱-، ۱) بین جفت قیمت مسکن منطقه تهران و تک‌تک مناطق مورد آزمون قرار گیرد. در این ارتباط قید مذکور با استفاده از آماره‌های نسبت درست‌نمایی (به صورت مجانبی دارای توزیع کای‌دو) و تصحیح بارتلت مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که قیود هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد آماری برای همه مناطق (به‌جز منطقه C که در سطح ۱۰ درصد آماری مورد تایید قرار می‌گیرد) پذیرفته می‌شود (جدول ۴).

جدول ٤: آزمون قیود بیش از حد شناسایی بر مدل bivariate VAR (2)
قیمت مسکن منطقه تهران و سایر مناطق

H_0: Cointegrating Vector is (1,-1)				
P-Value	**Bartlett Correction**	**P-Value**	**LR Statistics**	**مناطق**
[۰/۷۷۴]	۰/۵۱۲	[۰/۷۰۴]	۰/۷۰۲	NW
[۰/۵۴۶]	۱/۲۱۰	[۰/۴۲۶]	۱/۷۰۹	ESF
[۰/۲۶۳]	۲/۶۷۵	[۰/۱۳۷]	۳/۹۷۵	SE
[۰/۴۵۹]	۱/۵۵۹	[۰/۳۷۵]	۱/۹۶۱	S
[۰/۱۲۹]	۴/۰۹۵	[۰/۰۴۷]	۶/۱۰۶	W
[۰/۱۰۶]	۴/۴۹۳	[۰/۰۳۹]	۶/۴۸۵	N

۱. نتایج آزمون هم‌انباشتگی با جمله ثابت و روند گزارش شده است. نشانگرهای ***، **، و * به‌ترتیب معناداری را در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد نشان می‌دهند. در مناطق اصفهان و غرب در سطح معناداری ۱۰ درصد فرضیه صفر رد می‌شود.

ادامه جدول ٤: آزمون قیود بیش از حد شناسایی بر مدل bivariate VAR (2)
قیمت مسکن منطقه تهران و سایر مناطق

H_0: Cointegrating Vector is (1,-1)				
مناطق	LR Statistics	P-Value	Bartlett Correction	P-Value
Z	۲/۵۹۰	[۰/۲۷۴]	۱/۹۱۴	[۰/۳۸۴]
ALB	۳/۴۵۱	[۰/۱۷۸]	۲/۵۶۹	[۰/۲۷۷]
NE	۲/۶۹۱	[۰/۲۶۰]	۱/۹۰۰	[۰/۳۸۷]
SW	۷/۵۷۷	[۰/۰۲۳]	۳/۵۹۳	[۰/۱۶۶]

بدین ترتیب، نتایج آزمون‌ها از مدلسازی تصحیح خطا برای منطقه تهران ($p_{0,t}$) و تک‌تک مناطق ($p_{i,t}$)، $i=1,2,\ldots,11$ به صورت روابط (۵) و (۶) پشتیبانی می‌کنند.

$$\Delta p_{0t} = \varphi_{0i}(p_{0,t-1} - p_{i,t-1}) + a_{0i,1}\Delta p_{0,t-1} + b_{0i,1}\Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{0it} \qquad (۵)$$

$$\Delta p_{it} = \varphi_{i0}(p_{i,t-1} - p_{0,t-1}) + a_{i0,1}\Delta p_{0,t-1} + b_{i0,1}\Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i0t} \qquad (۶)$$

تخمین ضرایب تصحیح خطا (φ_{0i} و φ_{i0}) و نسبت‌های t مربوط به آن‌ها برای هر جفت قیمت (منطقه تهران و سایر مناطق) در جدول (۵) خلاصه شده است. قسمت سمت چپ تخمین معادله منطقه تهران و قسمت سمت راست تخمین معادلات سایر مناطق را ارائه می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، هیچ یک از جملات تصحیح خطا در معادله منطقه تهران معنادار نیست، در حالی که تمام ضرایب مربوط به اثر بلندمدت تهران بر سایر مناطق معنادار است. این نتایج خود شاهدی مطابق با این فرضیه است که منطقه تهران به عنوان مرکز تحولات اقتصادی و بالتبع محل تمرکز درآمدهای نفتی کشور می‌تواند به عنوان منطقهٔ مسلط در کشور شناسایی شود. بنابراین، قیمت‌ها در منطقه تهران برای سایر مناطق، نیروی محرک بلندمدتی[1] هستند. در عین حال، منطقه تهران در بلندمدت توسط هیچ منطقه دیگری به لحاظ قیمتی تحریک نمی‌شود؛[2] یعنی شوک به قیمت مسکن منطقه تهران اثر ماندگار و دائمی بر قیمت مسکن در سایر مناطق خواهد داشت.

1. Long-Run Forcing

۲. مفهوم محرک بلندمدت برای نخستین بار در گرنجر و لین (۱۹۹۵) مطرح گردید و سپس برای مدل‌های هم‌انباشتگی در پسران و همکاران (۲۰۰۰) به‌کار برده شد.

جدول ۵: نتایج معادلات تصحیح خطا در VAR دو متغیره بین منطقه تهران و سایر مناطق

EC Equation for other Regions			EC Equation for Tehran			
R^2	T-Ratio	EC Coeff. $\hat{\varphi}_{i0}$	R^2	T-Ratio	EC Coeff. $\hat{\varphi}_{0i}$	مناطق
۰/۲۸۱	(-۴/۶۱۰)	-۰/۱۷۸	۰/۲۳۷	(-۰/۲۵۶)	-۰/۰۱	NW
۰/۲۳۵	(-۴/۲۷۵)	-۰/۱۸۰	۰/۲۲۵	(-۰/۱۹۴)	-۰/۰۰۸	ESF
۰/۲۹۸	(-۴/۰۶۰)	-۰/۱۴۱	۰/۲۲۶	(-۰/۲۸)	۰/۰۰۹	SE
۰/۴۷۱	(-۵/۷۰۹)	-۰/۲۷۹	۰/۲۴۷	(-۰/۶۶۴)	-۰/۰۳۳	S
۰/۱۹	(-۳/۳۲۷)	-۰/۱۰۵	۰/۲۴۲	(-۰/۳۴۵)	۰/۰۰۹	W
۰/۳۳۳	(-۳/۳۱۰)	-۰/۱۱۹	۰/۳۱۷	(-۱/۰۰۴)	۰/۰۳۳	N
۰/۲۵	(-۴/۵۵۷)	-۰/۱۶۷	۰/۲۴۵	(-۰/۵۴۵)	۰/۰۱۹	Z
۰/۳۱۹	(-۳/۸۶۳)	-۰/۱۴۰	۰/۲۲۴	(-۰/۵۶۵)	-۰/۰۱۹	C
۰/۲۵۳	(-۴/۶۵۷)	-۰/۲۵۴	۰/۲۲۰	(-۱/۰۹۱)	-۰/۰۵۵	ALB
۰/۲۱	(-۴/۲۵۳)	-۰/۱۷۱	۰/۲۲۸	(-۰/۰۴۱)	-۰/۰۰۱	NE
۰/۲۳۳	(-۳/۰۱۳)	-۰/۰۸۸	۰/۲۶۲	(-۱/۳۹۶)	۰/۰۳۸	SW

انتخاب منطقهٔ مسلط

در تجزیه‌وتحلیل پویایی قیمت مسکن، شامل یک منطقهٔ مسلط، رویکردهای مختلفی برای انتخاب منطقهٔ مسلط وجود دارد، ساده‌ترین راه فرض اولیه در مورد مسلط بودن یک منطقه است (Giussani & Hadjimatheou, 1990; MacDonald & Taylor, 1993; Meen, 1996). اما برخی از مطالعات (Berg, 2002; Holly *et al*., 2011) با استفاده از روش‌های آماری به شناسایی منطقهٔ مسلط پرداختند. لازم است اشاره شود که وجود شواهدی مبنی بر مسلط بودن یک منطقه، لزوماً به معنای منحصر به فرد بودن آن نیست. برای مثال، یانگ و ترنر (۲۰۱۶)[1]، پیشنهاد می‌کنند که مشاهدهٔ همزمان منطقهٔ مسلط و مناطق تحت سلطه آن به‌طور همزمان امکان‌پذیر است. از طرفی، ممکن است که منطقهٔ مسلط انتخاب‌شده خود تحت سلطهٔ منطقه‌ای خارج از نمونه باشد. نتایج هالی و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد که قیمت مسکن در نیویورک عامل مهمی در قیمت مسکن در انگلستان از طریق لندن است. بنابراین، لندن از نظر قیمت مسکن فقط در انگلستان تنها منطقهٔ مسلط است.

1. Yang & Turner

با توجه به این نکات، در این بخش به بررسی احتمال مسلط بودن هر یک از ۱۲ منطقه در کشور می‌پردازیم. در جدول (۶)، نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف برای منطقه تهران گزارش شده است. آزمون برون‌زایی ضعیف برای سیستم I(1) توسط هاربو[1] و همکاران (۱۹۹۸) توسعه یافته که در این بخش با فرض I(1) بودن سیستم انجام می‌شود. آزمون به شکل $H_0 : \alpha_{ij} = 0$ برای $j = 1,...,r$ فرموله می‌شود و توزیع مجانبی آن χ^2 است. این آزمون در حقیقت نقش متغیرها را در الگو و اهمیت آن‌ها را نسبت به پارامترهای رابطه بلندمدت به نمایش می‌گذارد. نتایج نشان می‌دهد که منطقه تهران تنها منطقهٔ مسلط شناخته‌شده در کشور است و می‌توان انتشار قیمت مسکن را بر اساس الگوی شرطی با فرض برون‌زایی ضعیف قیمت مسکن تهران مطابق با روابط (۷) و (۸) تحلیل کرد.[2] علاوه بر این، برخی مناطق کم‌ترین میزان اثرپذیری را بعد از تهران در کشور دارند. برای مثال، منطقه NE و S تنها از چهار منطقه اثر می‌پذیرند و مناطق ESF و Z با اثرپذیری از ۵ منطقه در جایگاه بعدی قرار دارند. با توجه به قرار داشتن شهرهای مشهد و شیراز در گروه اول و شهرهای اصفهان و قزوین در گروه دوم، به نظر می‌رسد بین قدرت مالی و برون‌زایی منطقه ارتباطی وجود داشته باشد. منطقه ALB با اثرگذاری بر ۱۱ منطقه بعد از تهران در رتبه دوم قرار دارد، اما باید توجه داشت که این منطقه با اثرپذیری از ۷ منطقه (اثرات بازخوردی) نمی‌تواند به عنوان منطقهٔ مسلط در کشور شناسایی شود.

جدول ٦: آزمون برون‌زایی ضعیف

Other Regions Eq		Tehran Eq		
P-Values	Chi-Square	P-Values	Chi-Square	مناطق
[۰/۰۰۱]	۱۱/۱۹۲	[۰/۷۸۹]	۰/۰۷۲	NW
[۰/۰۰۱]	۱۰/۸۴۵	[۰/۹۷۳]	۰/۰۰۱	ESF
[۰/۰۰۱]	۱۱/۶۶۳	[۰/۸۷۱]	۰/۰۲۷	SE
[۰/۰۰۰]	۲۱/۴۲	[۰/۸۸۶]	۰/۰۲۱	S
[۰/۰۰۳]	۸/۸۸۳	[۰/۶۷۹]	۰/۱۷۱	W
[۰/۰۰۰]	۱۹/۱۲۷	[۰/۹۹۶]	۰/۰۰۰	N
[۰/۰۰۰]	۱۳/۲۳۳	[۰/۳۴۶]	۰/۸۸۷	Z
[۰/۰۰۰]	۱۴/۱۳۶	[۰/۸۵۰]	۰/۰۳۶	C

1. Harbo

۲. نتایج سایر مناطق نزد نویسندگان است که در صورت درخواست قابل‌ارائه است.

ادامه جدول ٦: آزمون برون‌زایی ضعیف

	Tehran Eq		Other Regions Eq	
مناطق	Chi-Square	P-Values	Chi-Square	P-Values
NE	۰/۶۶۴	[۰/۴۱۵]	۹/۴۷۸	[۰/۰۰۲]
SW	۰/۰۰۲	[۰/۹۶۶]	۱۲/۱۱۸	[۰/۰۰۰]

تخمین معادلات قیمت مسکن منطقه‌ای

در ادامه، الگویی که در آن منطقه تهران تنها منطقهٔ مسلط در کشور است و امکان تصحیح خطا به سمت منطقه تهران (φ_{i0}) و به سمت مناطق همسایه (φ_{is}) مطابق با روابط (۷) و (۸) وجود دارد، با استفاده از داده‌های فصلی قیمت حقیقی مسکن منطقه‌ای در بازه زمانی ۱۳۹۹:۴-۱۳۷۲:۱ برآورد شده است. در این روابط متغیر فضایی به عنوان میانگین‌های وزنی تغییرات قیمت مسکن در مناطق همسایه بر اساس جدول (۱) ساخته شده است. با توجه به روند قیمت مسکن در مناطق مختلف (شکل ۲)، به نظر می‌رسد در فصل اول سال ۱۳۸۷ شکست ساختاری از نوع تغییر عرض از مبدأ در این رابطه ناشی از بروز شوک دائمی افزایش قیمت نفت وجود داشته باشد. پس برای لحاظ این پدیده، یک متغیر مجازی برای فصل اول ۱۳۸۷ به بعد در رابطه بلندمدت لحاظ می‌شود. با توجه به رابطه (۷)، تغییرات قیمت مسکن در منطقهٔ مسلط تنها به مقادیر وقفه‌ای خودش و مقادیر وقفه‌ای تغییرات قیمت مسکن در مناطق همسایه (متغیر فضایی) بستگی دارد. مطابق رابطه (۸)، مدل‌های مشابهی برای سایر مناطق تصریح شده که شامل جملات تصحیح خطا و لحاظ تغییرات آنی و وقفه‌ای قیمت مسکن منطقهٔ مسلط است. لازم است اشاره شود که ضرایب تصحیح خطا () مقید هستند، به‌طوری که با توجه به نتایج قبلی دست‌کم یکی از آن‌ها معنادار است.

(۷) (معادله منطقهٔ مسلط)

$$\Delta p_{0t} = a_0 + \varphi_{i0}(p_{0,t-1} - \overline{p}^{s}_{0,t-1} - \gamma_i D) + \sum_{l=1}^{k_{ia}} a_{0l}\Delta p_{0,t-1} + \sum_{l=1}^{k_{ib}} b_{0l}\Delta \overline{p}^{s}_{0,t-1} + \varepsilon_{0t}$$

(۸) (معادلات سایر مناطق)

$$\Delta p_{it} = a_{i0} + \varphi_{is}(p_{i,t-1} - \overline{p}^{s}_{i,t-1} - \gamma_i D) + \varphi_{i0}(p_{i,t-1} - p_{0,t-1} - \gamma_i D) + \sum_{l=1}^{k_{ia}} a_{il}\Delta p_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{k_{ib}} b_{il}\Delta \overline{p}^{s}_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{k_{ic}} c_{il}\Delta p_{0,t-1} + c_{i0}\Delta p_{0,t} + \varepsilon_{it}$$

برون‌زای ضعیف بودن متغیر قیمت منطقه تهران امکان اثرات آنی از سایر مناطق بر این منطقه را نفی نمی‌کند. پس در این مرحله با کمک روش وو-هاسمن[1] امکان وجود همبستگی‌های آنی بین مناطق مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس این، با استفاده از رگرسیون کمکی رابطه (۹) که شامل جمله $\lambda_i \hat{\varepsilon}_{0t}$ مربوط به باقی‌مانده قیمت مسکن تهران از رابطه (۷) است، معناداری ضریب (λ_i) مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر ($H_0 : \lambda_i = 0$) مبتنی بر این است که تغییرات قیمت مسکن در تهران از تحول قیمت مسکن در سایر مناطق برون‌زاست. گزارش آماره آزمون، در ستون ۸ جدول (۷) نشان می‌دهد که فرضیه صفر قابل‌رد نیست و تغییرات قیمت مسکن تهران متغیر برون‌زای ضعیفی نسبت به تغییرات قیمت مسکن سایر مناطق است.

(۹)

$$\Delta p_{it} = \phi_{is}(p_{i,t-1} - \overline{p}^{s}_{i,t-1} - \gamma_i D) + \phi_{i0}(p_{i,t-1} - p_{0,t-1} - \gamma_i D) + a_i + \sum_{l=1}^{k} a_{il}\Delta p_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{k} b_{il}\Delta \overline{p}^{s}_{i,t-1} + \sum_{l=0}^{k} c_{il}\Delta p_{0,t-1} + \lambda_i \hat{\varepsilon}_{0t} + \varepsilon_{it}$$

در ادامه، با اطمینان از نبودِ تورش همزمانی و همچنین برون‌زایی ضعیف قیمت مسکن منطقه تهران، برآورد ضرایب تصحیح خطا ($\varphi_{i0}, \varphi_{is}$) در ستون‌های ۲ و ۳ جدول (۷) گزارش شده است. برآورد، φ_{i0} به جمله تصحیح خطا ($p_{i,t-1} - p_{0,t-1}$) اشاره دارد که انحراف قیمت مسکن منطقه i از منطقه تهران را منعکس می‌کند، و برآورد φ_{is} مربوط به ($p_{i,t-1} - \overline{p}^{s}_{1,t-1}$) است که انحراف قیمت مسکن منطقه iاُم از قیمت همسایگانش را نشان می‌دهد. معناداری تمامی جملات تصحیح خطا نسبت به منطقه تهران (φ_{i0}) بیانگر این است که رابطهٔ بلندمدتی بین قیمت‌های مسکن تهران و سایر مناطق وجود دارد که این رابطه از طرف تهران برقرار می‌شود و عکس آن برقرار نیست. به عبارت دیگر، در بلندمدت قیمت‌های مسکن تهران، قیمت‌ها در سایر مناطق را به دنبال خود می‌کشانَد. بیش‌ترین ضریب تعدیل به‌ترتیب در مناطق NW، ALB، S مشاهده می‌شود که حاکی از تعدیل سریع قیمت در این مناطق به پیروی از تهران است و مناطق W، SW و C به‌ترتیب کم‌ترین ضریب تعدیل را دارند که حاکی از تعدیل بطئی قیمت مسکن در این مناطق نسبت به تهران است. باید اشاره کرد که در هیچ‌کدام از مناطق جمله تصحیح خطا نسبت به مناطق همسایه (φ_{is}) از نظر آماری معنادار نیست

به منظور بررسی پویایی و اثرات فضایی کوتاه‌مدت، در ستون‌های ۴ تا ۶ جدول (۷) ضرایب وقفه‌ای $\sum_{l=1}^{k_{ia}} a_{il}, \sum_{l=1}^{k_{ib}} b_{il}, \sum_{l=1}^{k_{ic}} c_{il}$ گزارش شده است. اثرات وقفه‌ای خودی نسبتاً ضعیف و از نظر آماری غیرمعنادار است. با توجه به غیرمعناداری تغییرات قیمت وقفه‌ای از مناطق همسایه می‌توان نتیجه گرفت که اهمیت تاثیرات سرریز پویا از مناطق همسایه ناچیز است. مناطق S و NW تنها مناطقی

1. Wu-Hausman

هستند که وقفه قیمت منطقه تهران بر قیمت مسکن آن‌ها قابل‌توجه و معنادار است.

در ستون ۷ جدول (۷) تاثیر آنی منطقه تهران بر سایر مناطق (c_{i0}) نشان داده شده است. اثر آنی قیمت مسکن تهران قابل‌توجه و از نظر آماری در همه مناطق معنادار است. به‌طوری که اندازه اثر برای مناطق ALB، C، NE بیش‌ترین مقدار و برای منطقه Z کم‌ترین مقدار را داراست.

جدول ۷: نتایج تخمین معادله انتشار قیمت مسکن هر منطقه با لحاظ منطقه تهران به عنوان منطقهٔ مسلط[1]

مناطق	EC1 φ_{i0}	EC2 φ_{is}	Own Lag Effect	Neighbour Lag Effect	Tehran Lag Effect	Tehran Contemp Effect	Wu-Hausman Statistics
T	–	–	۰/۳۲۵***	–	–	–	–
NW	-۰/۱۷۸***	-۰/۰۷۷	۰/۱۰۱	-۰/۰۵۸	-۰/۲۲۵**	۰/۴۱۴***	۳/۷۴۹
ESF	-۰/۱۵۹***	-۰/۰۱۷	-۰/۰۲۶	۰/۱۶۲	-۰/۱۵۳	۰/۴۱۸***	۲/۵۸۹
SE	-۰/۱۵۸***	-۰/۰۰۴	-۰/۰۴۷	۰/۰۵۵	-۰/۰۹۳	۰/۴۰۲***	۴/۸۸۳
S	-۰/۳۱۹***	-۰/۰۷۹	۰/۱۲۹	۰/۰۲۳	-۰/۳۶۹***	۰/۳۸۹***	۱/۵۳۵
W	-۰/۱۰۴**	-۰/۰۱	۰/۱۱۴	-۰/۱۷	-۰/۱۳۹	۰/۴۷۲***	۱/۰۹۲
N	-۰/۱۵۲***	-۰/۰۴	۰/۱۶	-۰/۰۲۱	-۰/۱۸۱	۰/۳۸۱***	۰/۵۵۶
Z	-۰/۱۶۰***	-۰/۰۴۵	۰/۱۰۲	-۰/۱۶۶	-۰/۱۶۴	۰/۳۴۲***	۰/۵۴
C	-۰/۱۵۰***	-۰/۰۴	۰/۲۱	-۰/۲۷۱	-۰/۰۶۲	۰/۵۱۶***	۴/۹۲۸
ALB	-۰/۲۲۵***	۰/۰۲۲	۰/۱۸۶	-۰/۳۵۵	-۰/۰۴۸	۰/۷۱۴***	-۰/۴۴۱
NE	-۰/۱۶۴***	۰/۰۱۴	۰/۱۱	-۰/۱۴۷	-۰/۱۸۷	۰/۵۰۱***	۰/۱۴۴
SW	-۰/۰۸۸***	۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۲۵	-۰/۱۳	۰/۴۲۷***	۱/۲۲

نشانگرهای ***، **، و * به‌ترتیب معناداری را در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد نشان می‌دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف درک عمیق از پویایی رفتار قیمت مسکن در بازارهای منطقه‌ای با پیروی از

۱. در پژوهش حاضر از دو معیار جغرافیایی خالص (فاصله فیزیکی) و فاصله اقتصادی برای ساخت ماتریس وزن‌های فضایی استفاده شد و نتایج با استفاده از فاصله فیزیکی در این جدول گزارش شده است، اما استفاده از معیار فاصله اقتصادی نیز تغییر چندانی در نتایج ایجاد نکرد. به همین دلیل در این پژوهش گزارش نشده و نتایج نزد نویسندگان موجود است که در صورت درخواست ارائه می‌شود.

مطالعه هالی و همکاران (۲۰۱۱) الگویی را در نظر می‌گیرد که انتشار تکانه‌های نفتی را از کانال قیمت مسکن منطقهٔ مسلط بر قیمت مسکن همسایگان و سایر مناطق مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد. برای این منظور الگوی انتشار فضایی-زمانی در چارچوب یک سیستم پویای تصحیح خطای برداری طی بازه زمانی ۱۳۷۲:۱-۱۳۹۹:۴ طراحی شده است.

در گام نخست، با انجام آزمون هم‌انباشتگی مشخص می‌شود که رابطهٔ هم‌انباشتگی معناداری بین قیمت‌های تهران و تمام مناطق ایران برقرار است. نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف نیز نشان می‌دهد که منطقه تهران تنها منطقهٔ مسلط شناخته‌شده در کشور است و منطقهٔ نفت‌خیز (SW) با توجه به ساختار سیاسی و اقتصادی مناطق نمی‌تواند به عنوان منطقهٔ مسلط شناسایی شود. در واقع، تمرکز سیاسی و اقتصادی سبب شده که جریان درآمدهای نفتی از کانال قیمت مسکن منطقه تهران زمینه را برای انتشار تکانه‌های قیمتی مسکن بر همسایگان و سایر مناطق فراهم کند. علاوه بر این، مناطق NE و S بعد از تهران کم‌ترین میزان اثرپذیری از سایر مناطق را در کشور دارند، به‌طوری که تنها از ۴ منطقه اثر می‌پذیرند. آمارهای بانک مرکزی (جدول ۸) در پیوست نشان می‌دهد که سهم تهران از سپرده‌ها و تسهیلات بانک‌ها و موسسه‌های اعتباری به‌ترتیب بیش از ۵۰ و ۶۰ درصد است که این مسئله به نوعی تسلط تهران را در کشور به عنوان قطب مالی نشان می‌دهد و استان‌های اصفهان، خراسان رضوی، و فارس در جایگاه‌های بعدی به‌ترتیب با اختلاف بسیار نسبت به تهران کم‌تر از ۵ درصد اعتبارات را به خود اختصاص می‌دهند.[۱] با توجه به قرار داشتن شهرهای مشهد و شیراز در مناطق NE و S به نظر می‌رسد بین قدرت مالی منطقه و برون‌زایی ارتباطی وجود دارد.

معناداری تمامی جملات تصحیح خطا نسبت به منطقه تهران (φ_{i0}) نشان می‌دهد که رابطهٔ بلندمدتی بین قیمت‌های مسکن تهران و سایر مناطق وجود دارد و مناطق S، ALB، NW سریع‌ترین تعدیل قیمتی را به سمت قیمت مسکن تهران دارند. در مقابل قیمت مسکن در مناطق SW، W و C به صورت بطئی‌تری نسبت به تهران تعدیل می‌شود. بررسی پویایی و اثرات فضایی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اثرات وقفه‌ای خودی و تاثیرات سرریز پویا از مناطق همسایه ناچیز و غیرمعنادار است. پس اثر سرریز بین مناطق همسایه و مجاور وجود ندارد. در مقابل، اثر آنی قیمت مسکن تهران قابل‌توجه و از نظر آماری در همه مناطق معنادار است. با تغییر آنی قیمت مسکن در تهران قیمت مسکن در

۱. باید اشاره کرد که یکی از علل مهم بالا بودن رقم تسهیلات و سپرده‌ها در استان تهران استقرار دفاتر بسیاری از شرکت‌ها و موسسه‌های تولیدی سایر استان‌ها در استان تهران است و عمده فعالیت‌های بانکی آن‌ها از طریق شعب بانک‌ها و موسسه‌های اعتباری استان مذکور انجام می‌شود (بانک مرکزی، اردیبهشت ۱۴۰۲).

مناطق ALB، C، NE بیش‌ترین اثرپذیری و منطقه Z کم‌ترین اثرپذیری را تجربه می‌کند.

به‌طور کلی، مطالعات تجربی از وجود پدیدهٔ اثر موجی حمایت کرده‌اند، اما چگونگی انتشار قیمت از منطقهٔ مسلط به سایر مناطق و سازوکار توضیح‌دهندهٔ اثر موجی (جهت و بزرگی) هنوز به‌طور کامل مشخص نیست. در این راستا برخی پژوهشگران بر اهمیت مجاورت جغرافیایی از منظر فرصت‌های حمل‌ونقل، و در نتیجه تحت تاثیر قرار گرفتن مناطق نزدیک به‌هم از نظر جغرافیایی تاکید کرده‌اند (Drake, 1995; Holmes, 2007) و برخی دیگر معتقدند که مجاورت نباید به نزدیکی جغرافیایی محدود شود و باید به معیارهای دیگر فاصله مانند مالی، اقتصادی یا اجتماعی نیز توجه کرد. برای مثال ژو[1] و همکاران (۲۰۱۳)، ژانگ و همکاران (۲۰۲۰)، و اگنل و اولجِمارک (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که علاوه بر مجاورت جغرافیایی، مجاورت اقتصادی نیز اثر مهمی دارد. دو منطقه بزرگ در یک کشور با فاصله جغرافیایی بسیار، اما بازارهای مالی نزدیک به‌هم می‌توانند اثرپذیری بیش‌تری در قیمت مسکن نسبت به یک منطقه کوچک همسایه از یکدیگر داشته باشند. یافته‌های پژوهش حاضر شواهد کم‌تری برای سرریزهای مجاورت جغرافیایی نشان می‌دهد، در حالی که به نظر می‌رسد مجاورت مالی در مدلسازی انتشار فضایی قیمت مسکن اهمیت بیش‌تری دارد و مناطق با لینک‌های مالی قوی‌تر با منطقه تهران، در بلندمدت بیش‌ترین اثرپذیری را از شوک‌های واردشده به این منطقه خواهند داشت.

از سوی دیگر، شباهت‌های منطقه‌ای در ساختار اقتصادی و دسترسی به اطلاعات، همان‌طور که گروسمن و استیگلیتز (۱۹۷۶)[2] و کیس[3] و همکاران (۲۰۱۱) توضیح داده‌اند نیز اهمیت فراوانی در الگوی انتشار قیمت مسکن دارند. گروسمن و استیگلیتز (۱۹۷۶)، نشان می‌دهند که جمع‌آوری اطلاعات منوط به صرفه‌های مقیاس است و این بدین معناست که مناطق پرجمعیت‌تر، اطلاعات را سریع‌تر و با کیفیت بالاتر از مناطق کم‌جمعیت کسب می‌کنند. پس انتظار می‌رود که تغییرات قیمت مسکن در منطقهٔ مسلط از مناطق پرجمعیت به مناطق کم‌جمعیت منتشر شود. در پژوهش حاضر

1. Zhu

۲. گروسمن و استیگلیتز (۱۹۷۶)، فعالان در بازار مسکن را به دو گروه افراد مطلع و غیرمطلع طبقه‌بندی می‌کنند و اظهار می‌نمایند که اگر تمرکز بالایی از فعالان مطلع در منطقه خاصی وجود داشته باشد، پاسخ بیش‌تری به تغییرات قیمت مسکن در منطقه مسلط نشان می‌دهد. فرض دیگر این است که سهم فعالان مطلع در مناطق مرکزی بیش‌تر از مناطق پیرامونی است، و این بدان معناست که تغییر در قیمت مسکن از بزرگ‌ترین منطقه به کوچک‌ترین منطقه منتشر می‌شود.

3. Case

نیز مناطق S، ALB، NW که جزو مناطق پرجمعیت کشور[1] هستند، سریع‌ترین تعدیل قیمتی را به سمت قیمت مسکن تهران دارند.

سهم اصلی این پژوهش، به‌کارگیری تکنیک‌های نوین اقتصادسنجی برای بررسی الگوی انتشار قیمت مسکن در کشور در پاسخ به شوک نفتی از کانال منطقهٔ مسلط است. این سبک از مدلسازی با لحاظ هر دو نوع وابستگی مقطعی ضعیف و قوی می‌تواند در پیشبرد ادبیات موجود در داخل کشور مفید باشد و راهنمای مناسبی برای سیاستگذاران در حوزه مسکن و سرمایه‌گذاران به‌شمار آید. در پایان، با توجه به بیش‌ترین تمرکز درآمد و ثروت در منطقه تهران، به نظر می‌رسد شوک‌های مالی و کلان اقتصادی به دلیل نقشی که تهران به عنوان محل تمرکز درآمدهای نفتی در کشور ایفا کرده، احتمالاً اولین اثرات خود را بر این منطقه خواهند گذاشت و بازار مسکن در منطقه تهران دارای وضعیتی مهم و پیشرو در کشور است.[2] پس تحلیل قیمت مسکن منطقه تهران می‌تواند به پیش‌بینی قیمت مسکن در سایر مناطق کشور کمک شایانی کند. سیاستگذاران و برنامه‌ریزان باید به منطقه تهران که به عنوان مرکز انتشار شناخته می‌شود، توجه ویژه داشته باشند تا از این طریق بر تحول بازار مسکن در کل کشور و سازوکار پاسخ مناطق به نوسانات قیمت مسکن تهران حاکم شوند.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از داوران محترم و ناشناس نشریه برنامه‌ریزی و بودجه بابت نظرهای ارزشمندشان کمال تشکر و قدردانی را دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف) انگلیسی

Agnello, L., Castro, V., Hammoudeh, S., & Sousa, R. M. (2017). Spillovers from the Oil Sector to the Housing Market Cycle. *Energy Economics, 61*(1), 209-220.

۱. استان‌های فارس، البرز و آذربایجان شرقی در سال ۱۴۰۰ به‌ترتیب دارای جمعیت شهری ۳/۶، ۲/۷ و ۳ میلیون نفر بودند.

۲. به‌طور معمول، مراکز اصلی اقتصادی با تمرکز بالایی از خدمات مالی، ابتدا به یک شوک واکنش نشان می‌دهند و سپس مناطق دیگر واکنش نشان می‌دهند (Oikarinen, 2004).

https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.11.004
Ahelegbey, D. F., Billio, M., & Casarin, R. (2016). Bayesian Graphical Models for Structural Vector Autoregressive Processes. *Journal of Applied Econometrics, 31*(2), 357-386. https://doi.org/10.1002/jae.2443
Alexander, C., & Barrow, M. (1994). Seasonality and Cointegration of Regional House Prices in the UK. *Urban Studies, 31*(10), 1667-1689. https://doi.org/10.1080/00420989420081571
Anselin, L. (1988). Spatial Heterogeneity. In *Spatial Econometrics: Methods and Models* (pp. 119-136). Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1_9
Antonakakis, N., Gupta, R., & Muteba Mwamba, J. W. (2016). Dynamic Comovements between Housing and Oil Markets in the US over 1859 to 2013: A Note. *Atlantic Economic Journal, 44*, 377-386. https://doi.org/10.1007/s11293-016-9508-4
Ashworth, J., & Parker, S. C. (1997). Modelling Regional House Prices in the UK. *Scottish Journal of Political Economy, 44*(3), 225-246. https://doi.org/10.1111/1467-9485.00055
Baicker, K. (2005). The Spillover Effects of State Spending. *Journal of Public Economics, 89*(2-3), 529-544. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2003.11.003
Bailey, N., Holly, S., & Pesaran, M. H. (2016). A Two-Stage Approach to Spatio-Temporal Analysis with Strong and Weak Cross-Sectional Dependence. *Journal of Applied Econometrics, 31*(1), 249-280. https://doi.org/10.1002/jae.2468
Balcilar, M., Beyene, A., Gupta, R., & Seleteng, M. (2013). 'Ripple' Effects in South African House Prices. *Urban Studies, 50*(5), 876-894. https://doi.org/10.1177/0042098012458551
Beenstock, M., & Felsenstein, D. (2019). Spatial Vector Autoregressions. In *The Econometric Analysis of Non-Stationary Spatial Panel Data* (pp. 129-161). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-03614-0_6
Berg, L. (2002). Prices on the Second-Hand Market for Swedish Family Houses: Correlation, Causation and Determinants. *European Journal of Housing Policy, 2*(1), 1-24. https://doi.org/10.1080/14616710110120568
Brady, R. R. (2011). Measuring the Diffusion of Housing Prices Across Space and Over Time. *Journal of Applied Econometrics, 26*(2), 213-231. https://doi.org/10.1002/jae.1118
Brady, R. R. (2014). The Spatial Diffusion of Regional Housing Prices Across US States. *Regional Science and Urban Economics, 46*(1), 150-166. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2014.04.003
Buyst, E., & Helgers, R. (2013). The Ripple Effect and the Linguistic Border in Belgium: A Country Divided? *Center for Economic Studies, Discussion Paper*.
Canarella, G., Miller, S., & Pollard, S. (2012). Unit Roots and Structural Change: An Application to US House Price Indices. *Urban Studies, 49*(4), 757-776. https://doi.org/10.1177/0042098011404935
Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2011). Wealth Effects Revisited 1978-2009. *NBER Working Paper Series, Working Paper 16848*. https://doi.org/10.3386/w16848
Chen, P.-F., Chien, M.-S., & Lee, C.-C. (2011). Dynamic Modeling of Regional House Price Diffusion in Taiwan. *Journal of Housing Economics, 20*(4), 315-332. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2011.09.002
Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2013). Econometric Analysis of High Dimensional VARs Featuring a Dominant Unit. *Econometric Reviews, 32*(5-6), 592-649.

https://doi.org/10.1080/07474938.2012.740374
Chudik, A., Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Weak and Strong Cross-Section Dependence and Estimation of Large Panels. *The Econometrics Journal, 14*(1), 45–90. https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2010.00330.x
Cipollini, A., & Parla, F. (2020). Housing Market Shocks in Italy: A GVAR Approach. *Journal of Housing Economics, 50*, 101707. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2020.101707
Clapp, J. M., Dolde, W., & Tirtiroglu, D. (1995). Imperfect Information and Investor Inferences from Housing Price Dynamics. *Real Estate Economics, 23*(3), 239-269. https://doi.org/10.1111/1540-6229.00665
Cohen, J. P., Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. W. (2016). Spatial Effects and House Price Dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics, 31*(1), 1-13. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2015.10.006
Conley, T. G. (1999). GMM Estimation with Cross Sectional Dependence. *Journal of Econometrics, 92*(1), 1-45. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00084-0
Conley, T. G., & Topa, G. (2002). Socio-Economic Distance and Spatial Patterns in Unemployment. *Journal of Applied Econometrics, 17*(4), 303-327. https://doi.org/10.1002/jae.670
Cook, S. (2003). The Convergence of Regional House Prices in the UK. *Urban Studies, 40*(11), 2285-2294. https://doi.org/10.1080/0042098032000123295
Cook, S. (2005). Detecting Long-Run Relationships in Regional House Prices in the UK. *International Review of Applied Economics, 19*(1), 107-118. https://doi.org/10.1080/0269217042000312632
Cook, S., & Thomas, C. (2003). An Alternative Approach to Examining the Ripple Effect in UK House Prices. *Applied Economics Letters, 10*(13), 849-851. https://doi.org/10.1080/1350485032000143119
Cotter, J., Gabriel, S., & Roll, R. (2011). Integration and Contagion in US Housing Markets. *Ziman Center for Real Estate, Working Paper.*
Drake, L. (1995). Testing for Convergence between UK Regional House Prices. *Regional Studies, 29*(4), 357-366. https://doi.org/10.1080/00343409512331349023
Egnell, E., & Öljemark, J. (2019). *Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in Sweden*. Lund University School of Economics and Management.
George, E. I., Sun, D., & Ni, S. (2008). Bayesian Stochastic Search for VAR Model Restrictions. *Journal of Econometrics, 142*(1), 553-580. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.08.017
Gibbons, S., & Overman, H. G. (2012). Mostly Pointless Spatial Econometrics? *Journal of Regional Science, 52*(2), 172-191. https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2012.00760.x
Giussani, B., & Hadjimatheou, G. (1990). Econometric Modelling of UK House Prices. *Cyprus Journal of Economics, 3*(1), 36-57.
Gong, Y., Hu, J., & Boelhouwer, P. J. (2016). Spatial Interrelations of Chinese Housing Markets: Spatial Causality, Convergence and Diffusion. *Regional Science and Urban Economics, 59*(1), 103-117. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.06.003
Gordon, I. (1990). Housing and Labour Market Constraints on Migration Across the North-South Divide. *Housing and the National Economy, 75*-112.
Granger, C. W., & Lin, J.-L. (1995). Causality in the Long Run. *Econometric Theory, 11*(3), 530-536. https://doi.org/10.1017/S0266466600009397
Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1976). Information and Competitive Price Systems. *The*

American Economic Review, 246-253.
Halim, V., Ofulue, J., & Kwayu, D. (2020). The Implications of Global Oil Prices on Local Housing Markets: The Case of Canada and the United States. *Social Science Research Network*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3621061
Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B., & Rahbek, A. (1998). Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems. *Journal of Business & Economic Statistics, 16*(4), 388-399. https://doi.org/10.1080/07350015.1998.10524779
Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 1251-1271. https://doi.org/10.2307/1913827
Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2010). A Spatio-Temporal Model of House Prices in the USA. *Journal of Econometrics, 158*(1), 160-173. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.040
Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK. *Journal of Urban Economics, 69*(1), 2-23. https://doi.org/10.1016/j.jue.2010.08.002
Holmans, A. (1990). *House Prices: Changes through Time at National and Sub-National Level*. Department of the Environment.
Holmes, M. J. (2007). How Convergent are Regional House Prices in the United Kingdom? Some New Evidence from Panel Data Unit Root Testing. *Journal of Economic and Social Research, 9*(1), 1-17.
Holmes, M. J., & Grimes, A. (2008). Is There Long-Run Convergence Among Regional House Prices in the UK? *Urban Studies, 45*(8), 1531-1544. https://doi.org/10.1177/0042098008091489
Hviid, S. J. (2017). A Regional Model of the Danish Housing Market. *Danmarks Nationalbank Working Papers, No. 121.*
Jones, C., & Leishman, C. (2006). Spatial Dynamics of the Housing Market: An Interurban Perspective. *Urban Studies, 43*(7), 1041-1059. https://doi.org/10.1080/00420980600711316
Khalili Eraghi, S. M., Komijani, A., Mehrara, M., & Azimi, S. R. (2013). The Relationship between Energy Intensity and Economic Efficiency in the Selected Countries Using GMM: An Application of DEA Window Analysis. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 21*(67), 25-48. [In Farsi] http://qjerp.ir/article-1-627-fa.html
Khiabani, N. (2015). Oil Inflows and Housing Market Fluctuations in an Oil-Exporting Country: Evidence from Iran. *Journal of Housing Economics, 30*(1), 59-76. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2015.10.002
Khiabani, N., & Delfan, M. (2016). Oil Revenue Shocks and Reallocation of Economic Activities in an Oil Exporting Country; The Case of Iran. *Planning and Budgeting, 21*(3), 3-22. [In Farsi] http://jpbud.ir/article-1-1426-fa.html
Khiabani, N., & Shajari Pourjaberi, S. (2017). Boom-Bust Cycles in Iran's Housing Prices: An Ms-Var Approach. *Planning and Budgeting, 22*(1), 3-32. [In Farsi] http://jpbud.ir/article-1-1505-fa.html
Kilian, L., & Zhou, X. (2022). The Propagation of Regional Shocks in Housing Markets: Evidence from Oil Price Shocks in Canada. *Journal of Money, Credit and Banking, 54*(4), 953-987. https://doi.org/10.1111/jmcb.12847
Killins, R. N., Egly, P. V., & Escobari, D. (2017). The Impact of Oil Shocks on the Housing

Market: Evidence from Canada and US. *Journal of Economics and Business, 93*(1), 15-28. https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2017.07.002

Koop, G., & Korobilis, D. (2010). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. *Foundations and Trends® in Econometrics, 3*(4), 267-358. https://doi.org/10.1561/0800000013

Kuethe, T. H., & Pede, V. O. (2011). Regional Housing Price Cycles: A Spatio-Temporal Analysis Using US State-Level Data. *Regional Studies, 45*(5), 563-574. https://doi.org/10.1080/00343400903497897

Larson, W. D., & Zhao, W. (2020). Oil Prices and Urban Housing Demand. *Real Estate Economics, 48*(3), 808-849. https://doi.org/10.1111/1540-6229.12227

Lean, H. H., & Smyth, R. (2013). Regional House Prices and the Ripple Effect in Malaysia. *Urban Studies, 50*(5), 895-922. https://doi.org/10.1177/0042098012459582

Luo, Z. Q., Liu, C., & Picken, D. (2007). Housing Price Diffusion Pattern of Australia's State Capital Cities. *International Journal of Strategic Property Management, 11*(4), 227-242. https://doi.org/10.3846/1648715X.2007.9637571

MacDonald, R., & Taylor, M. P. (1993). Regional House Prices in Britain: Long-Run Relationships and Short-Run Dynamics. *Scottish Journal of Political Economy, 40*(1), 43-55. https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.1993.tb00636.x

Meen, G. (1996). Spatial Aggregation, Spatial Dependence and Predictability in the UK Housing Market. *Housing Studies, 11*(3), 345-372. https://doi.org/10.1080/02673039608720862

Meen, G. (1999). Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation. *Housing Studies, 14*(6), 733-753. https://doi.org/10.1080/02673039982524

Motavasseli, M., Mohammadi, S., & Doroudeyan, H. (2010). Diffusion of House Price Dynamics in Tehran: Using Spatial Autoregressive and Vector Error-Correction Models. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 10*(1), 113-131. [In Farsi] http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4934-fa.html

Nanda, A., & Yeh, J.-H. (2014). Spatio-Temporal Diffusion of Residential Land Prices Across Taipei Regions. *SpringerPlus, 3*(1), 1-15. https://doi.org/10.1186/2193-1801-3-505

Oikarinen, E. (2004). The Diffusion of Housing Price Movements from Center to Surrounding Areas. *Journal of Housing Research, 15*(1), 3-28. https://doi.org/10.1080/10835547.2004.12091958

Olaussen, J. O., Oust, A., & Sønstebø, O. J. (2018). Bidding Behavior in the Housing Market Under Different Market Regimes. *Journal of Risk and Financial Management, 11*(3), 41. https://doi.org/10.3390/jrfm11030041

Pesaran, M. H. (2007). A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence. *Journal of Econometrics, 138*(1), 312-355. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.05.024

Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Large Panels with Common Factors and Spatial Correlation. *Journal of Econometrics, 161*(2), 182-202. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.12.003

Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics, 22*(2), 129-162. https://doi.org/10.1198/073500104000000019

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2000). Structural Analysis of Vector Error Correction

Models with Exogenous I (1) Variables. *Journal of Econometrics, 97*(2), 293-343. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00073-1
Pinkse, J., & Slade, M. E. (2010). The Future of Spatial Econometrics. *Journal of Regional Science, 50*(1), 103-117. https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00645.x
Pollakowski, H. O., & Ray, T. S. (1997). Housing Price Diffusion Patterns at Different Aggregation Levels: An Examination of Housing Market Efficiency. *Journal of Housing Research, 8*(1), 107-124.
Ramajo, J., Márquez, M. A., & Hewings, G. J. (2017). Spatiotemporal Analysis of Regional Systems: A Multiregional Spatial Vector Autoregressive Model for Spain. *International Regional Science Review, 40*(1), 75-96. https://doi.org/10.1177/0160017615571586
Ranjbar, O., Gholipour, H. F., Saboori, B., & Chang, T. (2022). Tehran's House Price Ripple Effects in Iran: Application of Bootstrap Asymmetric Panel Granger Non-Causality in the Frequency Domain. *Housing Studies, 37*(9), 1566-1597. https://doi.org/10.1080/02673037.2020.1853072
Shi, S., Young, M., & Hargreaves, B. (2009). The Ripple Effect of Local House Price Movements in New Zealand. *Journal of Property Research, 26*(1), 1-24. https://doi.org/10.1080/09599910903289880
Sila, U. (2020). The Drivers of Norway's House Prices. *OECD Economics Department Working Papers No. 1599.*
Stevenson, S. (2004). House Price Diffusion and Inter-Regional and Cross-Border House Price Dynamics. *Journal of Property Research, 21*(4), 301-320. https://doi.org/10.1080/09599910500151228
Taleblou, R., Mohammadi, T., & Pirdayeh, H. (2017). Analysis of Spatial Diffusion of Housing Price Changes in Iranian Provinces; Spatial Econometrics Approach. *Economics Research, 17*(66), 55-95. [In Farsi] https://doi.org/10.22054/joer.2017.8202
Teye, A. L., & Ahelegbey, D. F. (2017). Detecting Spatial and Temporal House Price Diffusion in the Netherlands: A Bayesian Network Approach. *Regional Science and Urban Economics, 65*(1), 56-64. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.04.005
Teye, A. L., Knoppel, M., de Haan, J., & Elsinga, M. G. (2017). Amsterdam House Price Ripple Effects in The Netherlands. *Journal of European Real Estate Research, 10*(3), 331-345. https://doi.org/10.1108/JERER-11-2016-0041
Van Dijk, B., Franses, P. H., Paap, R., & Van Dijk, D. (2011). Modelling Regional House Prices. *Applied Economics, 43*(17), 2097-2110. https://doi.org/10.1080/00036840903085089
Vansteenkiste, I., & Hiebert, P. (2011). Do House Price Developments Spillover Across Euro Area Countries? Evidence from a Global VAR. *Journal of Housing Economics, 20*(4), 299-314. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2011.08.003
Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2016). A Regional Unemployment Model Simultaneously Accounting for Serial Dynamics, Spatial Dependence and Common Factors. *Regional Science and Urban Economics, 60*(1), 85-95. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.07.002
Wu, D.-M. (1973). Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances. Econometrica: *Journal of the Econometric Society, 41*(4), 733-750. https://doi.org/10.2307/1914093
Yang, C. F. (2021). Common Factors and Spatial Dependence: An Application to US House Prices. *Econometric Reviews, 40*(1), 14-50. https://doi.org/10.1080/07474938.2020.1741785

Yang, Z., & Turner, B. (2016). Shock Hunting: Effects of Regional-Dependent, Regional-Specific Shocks in the Swedish Property Market. *Housing, Theory and Society, 33*(2), 178-194. https://doi.org/10.1080/14036096.2015.1119721

Zali, S., Pahlavani, P., & Bigdeli, B. (2023). A Spatial-Temporal Analysis of the Factors Effective on Housing Prices (Case Study: District 5 of Tehran Municipality). *Town and Country Planning, 15*(1), 115-130. [In Farsi] https://doi.org/10.22059/jtcp.2022.341584.670318

Zhang, L., Li, T., Ma, C., & Wen, H. (2020). Measuring the Spatial and Temporal Diffusion of Urban House Prices in East China. *Journal of Urban Planning and Development, 146*(2), 04020017. https://doi.org/10.1061/(ASCE)UP.1943-5444.0000572

Zhu, B., Füss, R., & Rottke, N. B. (2013). Spatial Linkages in Returns and Volatilities Among US Regional Housing Markets. *Real Estate Economics, 41*(1), 29-64. https://doi.org/10.1111/j.1540-6229.2012.00337.x

ب) فارسی

مرکز آمار ایران (۱۳۹۹). *سالنامه آماری کشور*. انتشارات مرکز آمار ایران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

جدول ۸: کل مانده تسهیلات و سپرده‌های ریالی و ارزی بانک‌ها و موسسه‌های اعتباری به تفکیک استان در پایان اردیبهشت ۱۴۰۲ (ارقام به میلیارد ریال)

ردیف	نام استان	سپرده‌ها	سپرده‌ها پس از کسر سپرده قانونی	تسهیلات (جاری و غیرجاری)
۱	تهران	۴۰,۴۳۲,۵۳۸	۳۶,۹۹۸,۲۲۹	۳۳,۹۱۲,۳۵۵
۲	اصفهان	۳,۶۹۴,۰۸۸	۳,۲۹۲,۴۹۴	۲,۴۱۰,۶۹۹
۳	خراسان رضوی	۳,۰۴۱,۳۱۵	۲,۷۰۵,۱۹۹	۱,۸۳۵,۵۷۶
۴	مازندران	۲,۰۴۴,۴۹۵	۱,۸۱۸,۶۱۷	۱,۲۷۴,۳۵۸
۵	فارس	۲,۸۷۵,۶۶۶	۲,۵۵۷,۱۸۲	۱,۴۸۵,۱۶۲
۶	خوزستان	۲,۶۳۵,۱۷۴	۲,۳۴۴,۰۳۴	۱,۵۱۷,۴۴۷
۷	آذربایجان شرقی	۱,۹۷۷,۵۶۸	۱,۷۶۰,۸۷۶	۱,۳۲۰,۵۲۷
۸	گیلان	۱,۳۳۸,۴۸۱	۱,۱۹۱,۵۴۳	۷۵۶,۰۱۸
۹	کرمان	۱,۶۳۱,۵۶۲	۱,۴۵۶,۶۲۱	۱,۰۵۴,۱۶۳
۱۰	آذربایجان غربی	۱,۰۰۸,۲۲۹	۸۹۷,۱۵۹	۶۵۳,۹۲۲
۱۱	کرمانشاه	۶۸۶,۴۷۰	۶۱۱,۶۱۸	۵۵۵,۰۶۴
۱۲	یزد	۹۴۲,۶۳۵	۸۳۷,۴۳۲	۷۷۳,۴۲۵
۱۳	گلستان	۶۱۹,۸۰۰	۵۵۱,۸۸۶	۵۲۴,۷۴۱
۱۴	همدان	۶۶۴,۴۶۷	۵۹۲,۷۳۳	۴۵۷,۸۳۵
۱۵	مرکزی	۸۴۸,۹۷۶	۷۵۶,۰۸۷	۵۷۲,۴۶۶
۱۶	سمنان	۵۰۰,۲۱۲	۴۴۶,۳۴۴	۴۲۴,۱۷۰
۱۷	لرستان	۵۳۰,۵۳۱	۴۷۲,۶۵۹	۴۸۰,۵۲۱
۱۸	اردبیل	۴۵۸,۸۲۹	۴۰۸,۸۵۰	۳۶۷,۸۰۲
۱۹	قزوین	۶۴۲,۹۸۸	۵۷۱,۶۴۹	۵۲۹,۰۸۸
۲۰	هرمزگان	۸۲۰,۴۲۸	۷۲۹,۸۸۱	۶۰۱,۹۱۸
۲۱	بوشهر	۱,۲۴۲,۲۶۷	۱,۱۰۲,۶۲۰	۶۳۲,۵۱۳
۲۲	کردستان	۴۴۴,۷۹۴	۳۹۶,۵۷۷	۳۶۱,۹۹۳
۲۳	زنجان	۵۲۲,۵۰۶	۴۶۵,۶۴۰	۴۷۳,۹۲۹
۲۴	قم	۷۵۲,۱۳۴	۶۷۱,۴۹۷	۴۸۷,۵۰۶
۲۵	سیستان و بلوچستان	۶۴۴,۵۹۸	۵۷۴,۱۸۱	۳۶۳,۲۰۴

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول ۸: کل مانده تسهیلات و سپرده‌های ریالی و ارزی بانک‌ها و موسسه‌های اعتباری به تفکیک استان در پایان اردیبهشت ۱۴۰۲ (ارقام به میلیارد ریال)

ردیف	نام استان	سپرده‌ها	سپرده‌ها پس از کسر سپرده قانونی	تسهیلات (جاری و غیرجاری)
۲۶	چهارمحال و بختیاری	۴۴۱,۷۶۰	۳۹۳,۸۸۴	۴۴۹,۳۸۳
۲۷	ایلام	۲۳۹,۱۱۲	۲۱۳,۱۴۶	۲۴۵,۰۵۱
۲۸	کهگیلویه و بویراحمد	۲۰۸,۱۸۱	۱۸۵,۳۱۱	۲۱۷,۷۷۴
۲۹	خراسان شمالی	۲۶۶,۵۸۰	۲۳۷,۴۶۲	۳۱۳,۸۰۹
۳۰	خراسان جنوبی	۳۳۵,۲۳۵	۲۹۸,۶۳۱	۳۰۴,۵۵۶
۳۱	البرز	۱,۶۲۴,۷۷۴	۱,۴۴۲,۷۵۴	۷۱۴,۱۱۷
۳۲	مناطق آزاد تجاری	۶۳۲,۷۰۱	۵۷۵,۵۸۹	۳۰۶,۴۰۹

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نحوه ارجاع به مقاله:

توسلی، سلاله، و خیابانی، ناصر (۱۴۰۲). انتشار فضایی-زمانی قیمت مسکن در مناطق ایران. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۸(۳)، ۴۲-۳.

Tavassoli, S., & Khiabani , N. (2023). Spatio-Temporal Diffusion of Housing Prices in Iran. *Planning and Budgeting*, *28*(3). 3-42.
DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.28.3.3

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.