فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۸ / شمارهٔ ٤ (پیاپی ٦٩)/ زمستان ۱٤۰۳
صفحه ۱۹۹ تا ۲۲۲

کاربرد رهیافت فضایی در تحلیل عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهرستان‌های ایران با تاکید بر تامین مالی

یعقوب فهیدآذر[۱]
علی رضازاده[۲]✉
صمد حکمتی فرید[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۳/۰۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۳/۰۹/۱۳

چکیده

هدف این مطالعه بررسی تأثیر منابع مالی و دیگر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهرستان‌های ایران با استفاده از الگوی فضایی می‌باشد. پژوهش های نوآورانه و رو به رشدی در مورد اهمیت تعامل بین متغیر های اقتصاد کلان و بازار مسکن و وجود دارد، اما اثرات این متغیر های اقتصادی بر قیمت مسکن در مناطق مختلف یکسان نیست و علاوه براین قیمت مسکن در این مناطق دارای اثرات سرریز بر یکدیگر است. این مطالعه برآورد و استنباط ناهمگن تعامل بین قیمت مسکن و متغیر های اقتصادی مختلف را ارائه می دهد. برای این منظور، روش خود رگرسیون فضایی با رویکرد داده‌های پانلی، برای بررسی وجود ارتباط درونی متغیرهای اقتصادی مناطق مختلف کشور بر قیمت مسکن این ناحیه‌ها استفاده شده است و ضرایب متغیرهای اقتصادی مؤثر بر قیمت مسکن مربوط به ۴۲۹ شهرستان ایران در دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۰ برآورد گردیده‌اند. برآوردها درجه قابل‌توجهی از ناهمگونی را در بین مناطق نشان می‌دهند. همان‌طور که انتظار می‌رفت، برآورد ضرایب فضایی خالص (هم‌زمان و باتأخیر) عمدتاً مثبت و نشان‌دهنده درجه بالایی از اثرات سرریز تغییرات قیمت مسکن به مناطق مجاور است. با تعمیم نتایج این مطالعه به خصوصیات مالی مسکن به شکلی دیگر می‌توان کالای سرمایه‌ای بودن مسکن را نیز تأیید نمود. نتایج مقاله رهنمون مناسبی را در اختیار ارائه‌دهندگان اعتبار و اعتبارسنجی مستغلات، سازمان‌های بیمه‌گر و شرکت‌های سرمایه‌گذاری برای متنوع‌سازی دارایی‌ها قرار می دهد.

واژه‌های کلیدی: تأمین مالی مسکن، قیمت مسکن، سنجی فضایی.

طبقه بندی JEL :C23 ، G18، R12.

۱ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. fahidazer94@gmail.com
۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.(نویسنده مسئول). a.rezazadeh@urmia.ac.ir
۳ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایرانs.hekmati@urmia.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

نگاهی به وضعیت بازار مسکن در ایران نشان می‌دهد که امروزه این بازار به طرز نامناسبی باعث افزایش نسبت مصرف از بودجه خانوار، انباشت بیش از حد بدهی فعالان اقتصادی و طولانی شدن قابل توجه دوره زمانی آن و در نهایت باعث افزایش و سقوط قیمت‌ها در اقتصاد می‌شود. همچنین تغییرات منطقه‌ای قابل‌توجهی در رشد قیمت مسکن وجود دارد که با شکاف گسترده جغرافیایی و نابرابری‌های اساسی در این زمینه، مانع تحرک نیروی کار می‌شود.

در سال‌های اخیر گفته می‌شود افزایش قیمت‌ها ناشی از عدم تطبیق عرضه مسکن با افزایش تقاضا است. عرضه زمین در تهران و اکثر شهرهای بزرگ تقریباً ثابت است، درحالی‌که تقاضا همچنان درنتیجه مهاجرت خالص و تشکیل تعداد بیشتری از خانوارهای کوچک افزایش می‌یابد. هم‌زمان، بازار اجاره مسکن به‌سرعت در ایران توسعه یافت، به‌خصوص این‌که املاک خریداری شده توسط مالکان خصوصی علاوه بر جریان درآمدی، باعث افزایش ثروت در درازمدت برای این افراد شد.

بازار مسکن به‌طور جدایی‌ناپذیری با بازار دارایی‌های مالی مرتبط است و بنابراین آشفتگی در اولی می‌تواند باعث یک بحران سیستماتیک در دومی شود. بحران زمانی گسترده‌تر می‌شود که منجر به سلب اعتماد مصرف‌کننده و کسب‌وکار و در نتیجه کاهش فعالیت اقتصادی و افزایش بیکاری شود.

با بررسی ادبیات موجود متوجه می‌شویم که رشد قیمت مسکن در بلندمدت تا چه حد می‌تواند از تغییرات مربوط به جمعیت‌شناسی، درآمد خانوارها و تأمین مالی اجتماعی متاثر باشد که هم شامل تغییرات در ساختار جمعیتی و هم در توزیع فضایی جمعیت می‌باشد.

در همین راستا هدف مطالعه حاضر، بررسی تأثیر منابع مالی و دیگر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهرستان‌های ایران با الگوی فضایی می‌باشد. این مقاله در ابتدا به تجزیه و تحلیل بازار وام مسکن در کشور می‌پردازد و این سؤال را مطرح می‌کند که آیا ویژگی‌های تأمین مالی مسکن، عوامل جمعیتی، جغرافیایی و یا عوامل کلان اقتصادی می‌تواند ناکارآمدی تأمین مالی و عمق بازار وام مسکن را تشخیص دهد. پس از آن، به تعامل بین این عوامل و تکامل تدریجی قیمت مسکن، به‌طور خاص بین رونق اعتبار و قیمت مسکن می‌پردازد. در آخر به بررسی اینکه چقدر احتمال دارد که قیمت مسکن منجر به تغییر اقتصاد منطقه‌ای و ایجاد بحران‌های مالی شود می‌پردازد. جامعه آماری در این تحقیق شامل کلیه شهرستان‌های ایران طبق تقسیمات کشوری وزارت کشور می‌باشد. البته بعضی از این مناطق به دلیل عدم هم‌جواری (همسایگی) حذف خواهند شد. قلمرو زمانی این تحقیق، داده‌های ماهانه سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ می‌باشد. به‌منظور بررسی بیشتر در بخش دوم ادبیات مالی مسکن و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. در ادامه، در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌گردد. در بخش چهارم تحلیلی از نتایج تجربی طبق روش SAR را بیان کرده و در نهایت در بخش پنجم جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها ارائه شده است.

ادبیات موضوع

مسکن سومین نیاز اصلی انسان به شمار می‌رود. تجزیه و تحلیل بازار مسکن به‌خاطر وجود دو بازار در هم تنیده شده یعنی بازار زمین (مصرفی خانوار) و بازار دارایی به یکی از چالش‌های سخت محققین تبدیل شده است. در چارچوب اقتصاد، مسکن هم یک کالای مصرفی و هم یک کالای سرمایه‌ای است. به سبب ویژگی‌های فوق، نظام تأمین مالی آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یک ویژگی مشخصه سرمایه‌گذاری مسکن، اندازه و طولانی بودن افق سرمایه‌گذاری آن است که نیازمند مقادیر زیادی از منابع تأمین مالی بلندمدت است (کالاموریس و همکاران[1]، ۱۹۹۴). البته این افق سرمایه‌گذاری نباید خیلی غیرعقلایی باشد. هدف یک سیستم مالی مسکن، تأمین وجوه مسکن برای تولیدکنندگان و خریداران اعم از اجاره‌ای و مالکیت است. این توصیف ساده طیف گسترده‌ای از ترتیبات سازمانی از جمله طرح‌های پس‌انداز قراردادی، سپرده‌گذاری در مؤسسات متخصص در تأمین مالی مسکن، انتشار، فروش و تجارت اوراق رهنی و اوراق بهادار را ایجاد کرده است، همه این ترتیبات باهدفی مشابه ایجادشده‌اند، یعنی بسیج و انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به وام‌گیرندگان به روشی مؤثرتر صورت بپذیرد (وارناک و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

یکی از جنبه‌های مهم در مسئله تأمین مالی مسکن، نقش سیاست و سیاست‌های پولی بانک مرکزی می‌باشد که متخصصان عوامل متعددی از قبیل فشار درآمدی تقاضا، فشار سیاست‌های پولی، تورم و افزایش هزینه ساخت، نوسانات نرخ ارز (پول داغ)، خروج سرمایه، سیاست‌های شهرنشینی و روستایی، ناکارایی بازار عرضه مسکن، ساختار بازار مسکن به دلیل خارج کردن بخش خصوصی را نام می‌برند (تیلور[3]،۲۰۰۷؛لمار[4]،۲۰۰۷؛ لوساردی و میچل[5]، ۲۰۰۷؛ برنانکی[6]،۲۰۱۰؛ گروتون و متریکن[7]، ۲۰۱۲؛ شیلر[8]، ۲۰۱۲).

سیاست‌های مالی به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم تقاضای کل را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. سیاست‌های مالی، متغیرهای بازار مسکن را به‌طور غیرمستقیم از طریق تغییر سایر متغیرهای اقتصادی مثل درآمد قابل‌تصرف، اشتغال، سطح قیمت‌ها و... متأثر می‌سازد. اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد و در نهایت تغییر عرضه و تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد و علاوه بر این عوامل اقتصادی ممکن است برخی متغیرهای جمعیتی را تحت‌تأثیر قرار بدهند (افنسو و سوسا[9]،۲۰۱۲؛ بولات[10]، ۱۹۸۵).

تقاضا همچنین به قیمت و در دسترس بودن اعتبار نیز بستگی دارد. افزایش منابع مالی، توانایی وام‌گرفتن خانوارها را افزایش می‌دهد و باعث افزایش تقاضای مسکن می‌شود. افزایش جمعیت، به‌خصوص رشد گروه جمعیت

[1] Calomiris et al
[2] Warnock et al
[3] Taylor
[4] Leamer
[5] Lusardi & Mitchell
[6] Bernanke
[7] Gorton & Metrick
[8] Shiller
[9] Afonso & Sousa
[10] Boleat

۳۰ تا ۴۰ سال که اغلب به‌احتمال زیاد تشکیل خانواده بدهند نیز ممکن است تحت تأثیر سایر عوامل اقتصادی و اجتماعی متعدد تقاضا را افزایش بدهد (دالینگ و همکاران[۱]، ۲۰۱۳).

بسیاری از فرایندهای اقتصادی جنبه‌های فضایی دارند. متغیرهای غیرمشهود از نظر مکانی ممکن است همبستگی داشته باشند و درنتیجه همبستگی فضایی را در خطاهای معادلات توصیف‌کننده رفتار اقتصادی ایجاد کنند. به‌عنوان‌مثال آب‌وهوا، کیفیت خاک، یا دردسترس‌بودن کالاهای جایگزین که در مجموع داده‌ها ثبت نشده‌اند. علاوه بر این، خانوارها به‌طور مستقیم از مصرف سبدهای مشابه با سبدهای مصرف‌شده همسایگان خود مطلوبیت کسب می‌کنند که می‌توان این رفتار خانوارها را در همبستگی‌هایی فضایی مشاهده کرد (الهورست[۲]، ۲۰۱۴).

بااین‌حال، مواردی وجود دارد که در آن یک چارچوب مدل‌سازی فضایی ممکن است مناسب‌تر باشد. لیکن احتمال دارد هیچ تغییری بین داده در متغیر موردنظر وجود نداشته باشد. برای مثال زمانی که قیمت مسکن به فاصله معین از یک نقطه بستگی داشته باشد. زمانی که این مقوله صحیح باشد، واکنش تقاضا به تغییرات چنین متغیرهایی نمی‌تواند در یک چارچوب اثر ثابت بررسی شود. متغیرهای موردنظر شاید با اثرات ثابت کاملاً همبستگی داشته باشد یا در موارد دیگر، ممکن است همبستگی خاصی بین خود اجزای فضایی وجود داشته باشد (لی سیج وچیه[۳]، ۲۰۱۶).

دارایی فیزیکی مثل مسکن نقدینگی کمتری دارد. هزینه‌های معاملات نسبت به سهام و اوراق‌قرضه سرسام‌آور و پرنوسان هستند. در بسیاری از بازارها با افزایش تقاضا و قیمت، تولید و عرضه به‌سرعت افزایش می‌یابد، اما در مسکن زمان قابل‌توجهی نیازمند است تا تعادل به بازار برگردد. رشد درآمد عامل اصلی تقاضا برای مسکن می‌باشد. درآمد بالاتر نه‌تنها قدرت خرید؛ بلکه توانایی وام‌گرفتن خانوارها را نیز افزایش می‌دهد و به‌نوعی موجب افزایش تقاضا می‌شود. توزیع نابرابر این درآمد هم موجب می‌شود خانواده‌های مرفه بی‌درد اغلب تقاضای خانه‌های گران‌قیمت‌تر و خرید خانه‌ها در مناطقی که با محدودیت زمین و یا به‌خصوص با محدودیت زیست‌محیطی روبه‌رو است موجب افزایش دوچندان قیمت آن شود (فاویلوکس و همکاران[۴]، ۲۰۱۷).

رن و فولمر[۵] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان ساخت‌وساز مسکن جدید و سیگنال‌های بازاری در شهر چین: شرحی از ۳۵ منطقه شهری، به بررسی مکانیسم‌های تعدیل تعادل ساخت مسکن در شهرهای چین پس از اصلاحات بازار مسکن سال ۱۹۹۸ می‌پردازد. در این تحقیق او از داده‌های ۳۵ منطقه شهری چین از سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ بهره برده و ضمن در نظر گرفتن ویژگی‌های بازار مسکن چین، مکانیسم‌های تعادلی را الگوسازی کرده است. آن‌ها بیان می‌کنند به‌جای اینکه تابع عرضه مسکن جدید به سطح متغیرها حساس باشد به تغییرات آنان حساس هست. علاوه بر این، ردپای تاریخی دولت چین در کنترل عرضه زمین مسکن به‌وضوح در قیمت‌های آن قابل‌مشاهده است،

[1] Doling et al
[2] Elhorst
[3] LeSage & Chih
[4] Favilukis et al
[5] Ren& Folmer

به‌طوری‌که کشش قیمتی ساخت مسکن جدید در این اقتصاد نسبت به دیگر اقتصادها بزرگ‌تر است. درنتیجه این اصلاح بازار به‌ناچار ضروری بود زیرا که درآمد سرانه و افزایش مهاجرت منجر به افزایش تقاضا می‌شد.

گانگ و یائو[1] (۲۰۲۲) در مطالعه خود با عنوان تغییرات جمعیتی و بازار مسکن به تجزیه‌وتحلیل عوامل جمعیت‌شناختی مانند تغییرات امید به زندگی، مهاجرت بین‌المللی و شهرنشینی که می‌تواند بر تقاضا و عرضه کل مسکن تأثیر بگذارد می‌پردازد. آن‌ها با بسط یک مدل عمومی عرضه و تقاضای مسکن دریافتند که کمی بیش از چهل درصد افزایش قیمت مسکن به همین عوامل بستگی دارد. علاوه بر این، بر اساس پیش‌بینی این مدل تا سال ۲۰۵۰ افزایش قیمت مسکن از ۴ تا ۱۸ درصد بستگی به میزان شهرنشینی و افزایش مهاجرت خواهد داشت.

یوسوپووا و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعه خود با روش مدل‌های خطی پویا با نزول تطبیقی، به دنبال رویکردی هستند که قیمت مسکن در بریتانیا را در سطح ملی و منطقه‌ای پیش‌بینی کند. آن‌ها با استفاده از داده‌های زمانی و منطقه‌ای و با استفاده از حداقل رساندن انتظارات آینده محور روشی را برخلاف روش مرسوم مونت‌کارلو ارائه می‌کنند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که مدل خطی دینامیکی تطبیقی می‌تواند بیش از روش‌های رقابتی دقت قابل‌توجهی در پیش‌بینی قیمت‌ها از خود نشان دهد.

کان و هاشم پسران[3] (۲۰۲۲) یک مدل تعادل مکان - زمانی از پیوندهای متقابل مهاجرت و مسکن الگویی را توسعه داده و حل می‌کنند که از آن می‌توان برای تحلیل توزیع فضایی جمعیت، درآمد و قیمت مسکن استفاده کرد. نتایج شبیه‌سازی‌ها نشان می‌دهد که حالت‌هایی با سطح پایین مقررات استفاده از زمین، دولت می‌تواند از شوک‌های مثبت بهره‌وری سود بیشتری ببرد؛ و شوک‌های مثبت عرضه زمین در ایالت‌هایی مانند کالیفرنیا که تحت شرایط سخت‌گیرانه‌تری مقررات کاربری زمین هستند بسیار مؤثرتر است.

چیو[4](۲۰۲۳)دراین مطالعه داده های مرتبط مانند داده های شاخص قیمت مسکن تایوان از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ برای شناسایی عوامل حیاتی موثر بر قیمت مسکن تایوان را جمع آوری کرده است؛ اوبا ساخت یک مدل رگرسیونی از طریق یک مدل حافظه کوتاه‌مدت، پیش‌بینی قیمت مسکن تایوان را برآورد می‌کند. تایج نشان می دهد که ۱۰ عامل اصلی موثر بر قیمت مسکن تایوان هستندعلاوه بر این نتایج نشان می دهد که این مدل برای تحلیل و پیش‌بینی قیمت مسکن بسیار مناسب است.

ویورسکا[5]و دودک[6](۲۰۲۳) هدف این مطالعه بررسی شیوع فقدان مسکن و عوامل تعیین کننده آن در لهستان است .از آمارهای استفاده می کند آن‌هاازداده های سال های اخیر پنلی درآمد و شرایط زندگی بهره برده‌اند تاعوامل اجتماعی-اقتصادی پشت فقدان مسکن در میان خانواده‌های لهستانی‌را بااستفاده از رویکرد مدل پروبیت شناسایی‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهدکه فقدان‌مسکن رابطه منفی با درآمد خانوار و سطح تحصیلات داردو برعکس، وجود افراد زیاد بیکار درخانواده خطر محرومیت از مسکن را افزایش می دهد. علاوه بر این، نتایج نشان

[1] Gong& Yao
[2] Yusupova et al
[3] Cun & Pesaran
[4] Chiu
[5] Wiewiórska
[6] Dudek

می‌دهد که وضعیت مالکیت، نوع مسکن، محل سکونت خانوارها - درجه شهرنشینی و منطقه بر پدیده فقدان مسکن موثراست.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) به بررسی تاثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل درآمد سرانه خانوار، شاخص سهام، حجم پول و بخش خدماتی ساختمان‌ها بر رفتار قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از الگوی تصحیح خطا دریافته‌اند که اگرچه بخش هزینه و تعداد ساختمان‌ها اثر بیشتری بر قیمت مسکن دارد اما عوامل کلان به‌خصوص تورم و درآمد نیز اثر چشمگیری بر قیمت مسکن دارد.

صباغ کرمانی و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه خود رابطه علی میان قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن در تهران طی دوره ۸۵-۱۳۷۳ را بررسی کرده‌اند. روش مورد استفاده در این پژوهش استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری مدل و کشف رابطه علیت در بلندمدت وکوتاه مدت است.

عباسی نژاد و یاری (۱۳۸۸) به عوامل تأثیرگذار بر بخش مسکن با تأکید بر شوک‌های نفتی و ارتباط اش با رشد قیمت مسکن پرداخته است. آن‌ها عوامل جمعیت رشد نقدینگی و ر شد تسهیلات را بر رشد قیمت مسکن مستقیم می‌دانند و بخش عمده‌ای از رشد نقدینگی را به سبب وجود دلارهای نفتی در اقتصاد ایران اظهار می‌کنند به دلیل دوره‌های تجاری و افزایش تورم مردم را وادار به تقاضای مسکن به دلیل ریسک پایین‌تر کرده است.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱)، اثرات متغیرهای مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوارها، هزینه استفاده از تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت را بر قیمت مسکن بررسی کردند و نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت اعتبارات بانکی بر قیمت حقیقی مسکن اثر معکوس دارد. لکن در کوتاه‌مدت و در صورت افزایش تسهیلات بانکی بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری اثر مستقیم خواهد داشت. در این پژوهش از اطلاعات آماری مناطق شهری ۳۰ استان کشور مربوط به دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) استفاده‌شده است.

دژپسند و محتوی(۱۳۹۳) در مطالعه خود درصدد آن بودند که ارتباط بلندمدت قیمتهای مسکن مناطق تهران و همگرایی قیمت این مناطق را بیازمایند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اجرای سیاست اقتصادی یکسان برای کنترل نوسانات قیمتی مسکن مثمر ثمر نخواهد بود، پس باید نگاه جزیره ای در مورد قیمت مسکن با امکان جانشینی املاک دراین مناطق وجود داشته باشد.

ستاری‌فر و همکاران(۱۳۹۳) در پژوهشی با بررسی داده‌های نفوس و مسکن در طول سال های ۱۳۸۵-۱۳۵۵ از طریق روش شاخص‌های علل چندگانه در رویکرد معادلات ساختاری، پی به نابرابری های منطقه‌ای و توسعه نامتعادل درکشور برده اند. براساس نتایج حاصل از مدل، مهاجرت به کلان شهرها و مناطق توسعه یافته‌تر باعث گسترش اشتغال غیررسمی در این مناطق می‌شود که تمهیداتی ملزوم است که سیاست‌گزار باید چاره اندیشی کند.

طالب‌لو و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصادسنجی فضایی، از داده‌های مربوط بـه ۲۸ استان مختلف ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۹ استفاده نموده و به برآورد و مقایسه الگوهای پانل دوربین فضایی و هم برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سریزهای فضایی) مربوط به متغیرهای توضیحی در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته‌اند. به‌منظور انتخـاب بهتـرین الگوی فضایی سازگار با الگوی نظری تعیین قیمت مسکن از روش‌شناسی الهورست استفاده شده و

آزمون‌های نسبت درستنمایی و آزمون ضریب لاگرانژ برای مقایسه الگوهای فضایی اخذ شده است و در نهایت نتیجه می‌گیرند الگوی پویای فضایی بهترین تصریح را ارائه می‌کند. علاوه بر این، متغیر تأخیری قیمت مسکن و اثرات فضایی این متغیر سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن داشته، لکن در خصوص متغیر مخارج خانوار تنها اثرات فضایی آن تأثیرگذار بوده است. علاوه بر این، متغیرهایی مثل قیمت زمین، هزینه ساخت و اجاره ضمن تأثیر مستقیم از طریق سرریزهای فضایی اثرات چشمگیری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران داشته‌اند.

باصری و همکاران(۱۴۰۰) در مطالعه خود عوامل موثر بر تقاضای مسکن را در ۳۱ استان کشور بررسی کرده اند.آن‌ها بیان می‌دارند که استان‌هایی که درآمد بالایی دارند کشش تقاضای بالایی دارند، در حالی که دیگر استان‌ها کشش پایین‌تری دارند که موجب شکاف عظیم بین این دو شده است. علاوه بر این اندازه جمعیت در شهرهای بزرگ در قیمت مسکن تعیین کننده است به‌طوری که تمایل به خرید دارایی بادوام مثل مسکن در این شهرها رو به افزایش است و در نتیجه آن جاذبه مهاجرتی ایجاد و این تمایل را دوچندان می‌کند و به دلیل تعمیق چرخه مالی، قیمت مسکن با رشد بیشتری رو به رو است.

هادیان‌وایزدی(۱۴۰۱) در این مطالعه‌متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن شناسایی و سپس نقش نرخ بهره تسهیلات اعطایی به بخش مسکن بر رابطه این تسهیلات و قیمت مسکن بررسی می‌شود برای این‌منظور از روش رویکردرگرسیون‌آستانه‌ای‌هانسن‌استفاده‌شده‌است. نتایج مدل‌آستانه‌ای نشان‌می‌دهد بین‌تسهیلات مسکن و قیمت مسکن ارتباط غیرخطی و معناداری وجوددارد؛ به‌طوری‌که‌باحرکت‌ازنرخ‌های پایین به نرخ‌های بالای بهره اثرمثبت تسهیلات برقیمت‌مسکن‌کاهش‌می‌یابدکه‌دلیل‌اصلی‌آن خانوارهایی با درآمد متوسط است که با افزایش بهره توانایی آن ها برای بازپرداخت تسهیلات کاهش می‌یابدکه موجب کاهش تقاضا برای مسکن می‌شودودر نتیجه کاهش شاخص قیمت مسکن می‌شود.

موسوی وهمکاران(۱۴۰۲)هدف این مطالعه ارزیابی یک مدل مبتنی بر عامل فضایی است که به‌طور خاص برای تحلیل بازار مسکن در تهران توسعه یافته است. نتایج شبیه سازی در یک دوره یازده ساله نشان می‌دهد که تقاضای رو به رشد خانوارهای جوان با پس انداز محدود برای واحدهای مسکونی زیر ۱۰۰ متر مربع به‌طور قابل توجهی قیمت این واحدهای خاص را افزایش داده است و از سایر املاک مسکونی پیشی گرفته است. علاوه بر این، یافته‌ها حاکی از افزایش قابل توجه قیمت مسکن در مناطق مرکزی شهر بود که عمدتاً ناشی از هجوم خانواده‌های جوان به این مناطق است که به دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری هستند.

با توجه به مطالعات انجام شده، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در دو دسته درون‌بخشی و برون‌بخشی قرار دارند. عوامل درون‌بخشی شامل اجزای هزینه تمام‌شده ساخت واحد مسکونی مثل قیمت زمین، دستمزد نیروی کار و عوارض و مالیات هستند؛ اما عوامل برون‌بخشی شامل درآمد خانوارها، منابع مالی بانکی و عوامل جمعیت‌شناختی می‌شوند. این عوامل، عوامل درون‌بخشی را نیز متأثر می‌سازند و در نهایت بر بازار مسکن اثر می‌گذارد. همان‌طور که در ادبیات تحقیق ذکر شد تفاوت‌های جغرافیایی به خصوص در زمینه‌های درآمدی و جمعیتی تأثیر بسزایی در مسئله قیمت مسکن منطقه موردنظر و مناطق همسایه با آن دارد؛ لذا اهمیت اثرات فضایی مناطق بر یکدیگر از خصیصه‌های مهمی است که در این مقاله مورد توجه قرار گرفته است. در این مطالعه یک چارچوب کلی معقولانه

برای تجزیه و تحلیل تعاملات و اثرات سرریز که توسط مدل‌های فضایی استاندارد مشخص می‌شود و ناهمگونی این اثرات در واحدهای جغرافیایی مختلف مانند شهرستان‌ها و مناطق ایران ارائه خواهد شد. مهم‌تر از آن در این تحقیق امکان وابستگی فضایی مستقیماً از طریق مناطق شهری به همسایه آن‌ها به‌طور هم‌زمان و به‌طور غیرمستقیم از طریق وابستگی احتمالی مقطعی در ضرایب رگرسیون فراهم خواهد شد.

۱- الگوی مدل

مدل خود رگرسیونی فضایی[1] (SAR) زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = \varphi_{i0}(\sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt}) + \beta_{i0}^{'} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که y_{it} متغیر وابسته i اُم در زمان t، $x_{it} = (x_{i1,t}, x_{i2,t}, \ldots, x_{ik,t})$ یک بردار متغیر مستقل k×1، با بردار ضرایب مرتبط $\beta_{i0} = (\beta_{i1,0}, \beta_{i2,0}, \ldots, \beta_{ik,0})'$ ،k × 1 است. ε_{it} جزء غیرقابل توضیح y_{it} است که از آن به‌عنوان خطای واحد مقطع یا به‌اختصار «خطا» با واریانس $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma^2$ یاد می‌شود.

علاوه بر این، $y_{it}^{*} = \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} = w_{i}^{'} y_t$ میانگین اثر واحدهای دیگر بر واحد i در زمان t است که، $y_t=(y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{Nt})'$ و w_i'ردیف iاُم از ماتریس وزن فضایی $W=(w_{ij})$، $N \times N$است، که w_{ij} ، به ازای هر $i,j = 1,2,\ldots,N$دارای وزنه فضایی مشخص است وبه طور کلی فرض می‌کنیم که به ازای هر i، $w_{ii} = ۰$ و $w_{ij} \geq ۰$ است.

فرض وزن‌های غیرمنفی ($w_{ij} \geq ۰$) را می‌توان با جایگزین‌کردن W با دو ماتریس وزنی نیز ارائه داد: یکی برای وزن‌های مثبت، $W^{+} = (w^{+}_{ij})$، اگر $w_{ij} > ۰$و در غیر این صورت صفر و یکی برای وزن‌های منفی، $W^{-} = (w^{-}_{ij})$اگر $w_{ij} < ۰$و در غیر این صورت صفر باشد. علاوه بر این چون‌که به متغیرها اجازه داده می‌شود که ضعیف برون‌زا باشند، تحلیل مدل‌های مکانی - زمانی را کاملاً پوشش دهد؛ مانند تعمیم زیر از الگوی (۱) که به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$y_{it} = (\sum_{q=1}^{h_\lambda} \lambda_{iq0} y_{i,t-q}) + \left[\sum_{q=0}^{h_\varphi^{+}} \varphi_{iq0}^{+} (\sum_{j=1}^{N} w_{ij}^{+} y_{j,t-q})\right] + \left[\sum_{q=0}^{h_\varphi^{-}} \varphi_{iq0}^{-} (\sum_{j=1}^{N} w_{ij}^{-} y_{j,t-q})\right] + \beta_{i0}^{'} \tilde{x}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که h_λ، h_φ^{+}وh_φ^{-}مؤلفه ثابت وλ_{iq0}، φ_{iq0}^{+}وφ_{iq0}^{-}شیب ضرایب اثرات زمانی و اثرات فضایی برای واحدهای مثبت و منفی مرتبط را اندازه‌گیری می‌کند.

مدل (۲) را می‌توان در دو جهت مهم تصریح داد. اول، فرض عناصر مورب صفر در ماتریس وزن را می‌توان جایگزین کرد که در این صورت مدل (۱) با فرض $w_{ii} \neq ۰$ و $\sum_{j=1}^{N} w_{ij} = v_i$که$v_i$مؤلفه ثابت است به‌صورت زیر درخواهد آمد:

$$y_{it} = \dot{\varphi}_{i0}(\sum_{j=1}^{N} \dot{w}_{ij} y_{jt}) + \dot{\beta}_{i0}^{'} x_{it} + \dot{\varepsilon}_{it} \quad (۳)$$

[1] Spatial autoregressive

که درآن اجزابه $\dot{\varepsilon}_{it}$ $Var(\dot{\varepsilon}_{it}) = \dot{\sigma}_{i0}^2 = (1 - \varphi_{i0}w_{ii})^{-1}\varphi_{i0}v_i$، $\dot{\varphi}_{i0} = (1 - \varphi_{i0}w_{ii})^{-1}\beta_{i0}$ و $\dot{\beta}_{i0} = (1 - \varphi_{i0}w_{ii})^{-2}\sigma_{i0}^2$ تغییر خواهد کرد.دوم، وزن های w_{ij} را تا زمانی می‌توان تخمین زد که هر واحد تعداد محدودی همسایه شناخته‌شده داشته باشد. در این صورت می‌توان مدل SAR را به‌صورت زیر نوشت:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \varphi_{ij0} I(w_{ij}) y_{jt} + \beta_{i0}^{'} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که $I(w_{ij})$ در اینجا یک بردار یکا برای همسایه‌های واحدهای موردنظر است. این خصیصه فقط از اطلاعات کیفی موجود در $I(w_{ij})$ استفاده می‌کند که از مدل فضایی همگن معمولی نیز می‌توان استخراج کرد.

الگوی (۱) رامی توان به‌صورت زیر نیز بازنویسی کرد:

$$(I_N - \Psi_0 W) y_{0t} = B_0 x_{0t} + \varepsilon_{0t} \quad (۵)$$

که $y_{0t} = (y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{Nt})'$ I_N یک ماتریس مشخصه $N \times N$، Ψ_0 یک ماتریس قطری که قطر اصلی آن $\varphi_{0t} = (\varphi_{10}, \varphi_{20}, \ldots, \varphi_{N0})'$ می‌باشد، B_0 ماتریس مورب $N \times KN$ با عناصر β'_{i0} است و $x_{0t} = (x'_{1t}, x'_{2t}, \ldots, x'_{kt})'$ بردار مشاهدات متغیرهای برون‌زا می‌باشد. سرانجام ε_{0t} $Var(\varepsilon_{0t}) = \Sigma_0 = Diag(\sigma_0^2)$ که بردار آن $\sigma_0^2 = (\sigma_{10}^2, \sigma_{20}^2, \ldots, \sigma_{N0}^2)'$ می باشد. به‌جای عبارت $(I_N - \Psi_0 W)$ عبارت $S(\psi_0)$ را قرار می‌دهیم وفرض می‌کنیم که معکوس‌پذیر است در این صورت الگوی(۵)به شکل زیر درخواهد آمد:

$$y_{0t} = S^{-1}(\Psi_0)[B_0 x_{0t} + \varepsilon_{0t}] \quad (۶)$$

برای تخمین ضرایب هر واحد، تمام پارامترهای N واحد در بردار θ را جمع‌آوری می‌کنیم که بردار θ شامل $\theta = (\varphi', \beta', \sigma^{2'})'$ و بردار مربوط به مقادیر واقعی به‌وسیل $\theta_0 = (\varphi_0', \beta_0', \sigma_0^{2'})'$ را نشان می‌دهد.

تابع لگاریتم درستنمایی (۶) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\ell(\theta) = \ln L(\theta) = -\frac{NT}{2}\ln(2\pi) - \frac{T}{2}\sum_{i=1}^{N} \ln\sigma_i^2 + \frac{T}{2}\ln\left|S'(\psi)S(\psi)\right| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left[S(\psi)y_{\cdot t} - Bx_{\cdot t}\right]' \Sigma^{-1}\left[S(\psi)y_{\cdot t} - Bx_{\cdot t}\right] \quad (۷)$$

با به حداکثر رساندن تابع لگاریتم درستنمایی به مدل خود رگرسیون فضایی دست خواهیم یافت که در پژوهش آکورا و همکاران[1] (۲۰۲۱) ارائه‌شده است.

در این تحقیق نیز از مدل خودرگرسیونی فضایی (SAR) که در پژوهش آکورا و همکاران (۲۰۲۱) استفاده‌شده برای برآورد تغییرات ماهانه قیمت مسکن در شهرستان‌های ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ استفاده خواهد شد که اجازه می‌دهد تا اثرات مکانی - زمانی تورم قیمت مسکن در آن وجود داشته باشد اکنون الگو به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

[1] Aquaro et al

$$\pi_{it} = a_i + \varphi_{i0}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\pi_{jt} + \varphi_{1i}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\pi_{j,t-1} + \lambda_i\pi_{i,t-1} + \beta_i^{pop} gpop_{it} + \beta_i^{inc} ginc_{it} + \beta_i^{fin} gfin_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

که در آن π_{it} تورم قیمت مسکن به ازای هر منطقه i=1,…,N وهر زمانی t=1,…,T می‌باشد. این مدل اثرات ثابت و ناهمگنی کامل ضرایب خود رگرسیون مکانی و زمانی تغییرات قیمت مسکن $(\lambda_i, \varphi_{0i}, \varphi_{1i})$ و همچنین ضرایب عوامل مهم در قیمت مسکن کشور ایران یعنی رشد جمعیت، رشد درآمد و رشد منابع مالی $(\beta_i^{pop}, \beta_i^{inc}, \beta_i^{fin})$را در خود گنجانده است.فرض بر این است که جمله اخلال دارای توزیع نرمال است.

تعریف عملیاتی متغیرها

شاخص قیمت مسکن (π_{it}): تغییرات شاخص قیمت حقیقی یک مترمربع مسکن منطقه i در دوره زمانی t طی دوره ماهیانه سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ را به‌صورت درصدی از تاریخ شروع مشخص اندازه‌گیری می‌کند. داده‌های این متغیر از گزارش‌های بانک مرکزی و مرکز آمار اخذ شده است.

شاخص رشد جمعیت $(gpop_{it})$: تغییرات رشد کل جمعیت منطقه i در دوره زمانی t طی دوره ماهیانه سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ را به‌صورت درصدی اندازه‌گیری می‌کند. داده‌های این متغیر از گزارش‌های بانک مرکزی و مرکز آمار اخذ شده است.

تولید ناخالص داخلی $(ginc_{it})$: مجموع ارزش افزوده شده ناخالص توسط همه تولیدکنندگان منطقه شهری i به‌اضافه هرگونه مالیات بر محصول که در ارزیابی تولید لحاظ نشده آن اقتصاد طی دوره زمانی t طی دوره ماهیانه سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ را به‌صورت سرانه به قیمت جاری جمع‌آوری‌شده است. داده‌های این متغیر از گزارش‌های بانک مرکزی اخذ و طی محاسباتی گردآوری شده است.

میزان اعتبار عمومی $(gfin_{it})$: تغییرات میزان سپرده‌های بخش بانکی منطقه شهریi در دوره زمانی t طی دوره ماهیانه سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ به‌عنوان منبع اصلی تأمین مالی استفاده شده است. داده‌های این متغیر از گزاراشات بانک مرکزی و مرکز آمار استخراج شده است.

برای ماتریس وزن $W = (w_{ij})$، طرح وزن‌دهی مبتنی بر فاصله در پژوهش یانگ (۲۰۲۰) در نظر گرفته شده است که در ادبیات اقتصادسنجی فضایی رایج است. به‌طور دقیق‌تر، فاصله جغرافیایی بین هر جفت مختصات طول و عرض جغرافیایی برای شهرستان‌های موجود در نمونه با استفاده از فرمول هاورسین به‌صورت چندضلعی خواهد بود که از مرکز هر شهرستان معین محاسبه شده است. سپس، یک آستانه شعاع خاص در نظر گرفته خواهد شد که در آن شهرستان‌های مجاور به‌عنوان همسایه در نظر گرفته می‌شوند. در این مورد، ورودی‌های مربوطه در ماتریس وزن نرمال نشده W_0 به‌صورت یک تعیین می‌شوند و شهرستان‌هایی که خارج از این شعاع قرار می‌گیرند غیر همسایه و ورودی‌های مربوطه آن‌ها در W_0 روی صفر تنظیم می‌شوند. درنهایت، W_0 نرمال‌سازی خواهد شد و W نرمال شده به دست می‌آید و در معادله (۱) استفاده خواهد شد. در این تحقیق نسخه‌ای از W در نظر گرفته‌شده که با مقادیر آستانه شعاعی ۱۲۰ کیلومتری است که یک ماتریس وزنی نسبتاً کم‌وزن ارائه می‌دهد.

مدل مکانی - زمانی تخمین زده شده (۸) همچنین می‌تواند برای تجزیه و تحلیل پاسخ ضربه‌ای استفاده شود که تمرکز اصلی‌اش بر روی اثرات شوک‌های خاص مناطق و یا برای تغییرات در متغیرهای برون‌زا (درآمد، جمعیت و منابع مالی) می‌باشد. در این مقاله بر مقوله دوم متمرکز می‌شویم. حال اگر الگوی شماره (۸) را به‌صورت ماتریسی بازنویسی کنیم عبارت (۹) را خواهیم داشت:

$$\pi_{t+h} = \Phi^{h+1}\pi_{t-1} + \left(\sum_{s=0}^{h-1}\Phi^{s}\right)c + \sum_{s=0}^{h-1}\Phi^{s}\,Ax_{t+h-s} + \sum_{s=0}^{h-1}\Phi^{s}\,u_{t+h-s} \quad (۹)$$

که بردار $x_t = (x'_{1t}, x'_{2t},\ldots,x'_{Nt})$ همان بردار $x_{it} = (x_{i1,t}, x_{i2,t})' = (gpop_{it},,\ldots, gfin_{it})'$ می‌باشد. علاوه بر این:

$$c = (I_N - \Psi_0 W)^{-1}a, \Phi = (I_N - \Psi_0 W)^{-1}(\Psi_1 W + \Lambda) \quad (۱۰)$$
$$A = (I_N - \Psi_0 W)^{-1}B, u_t = (I_N - \Psi_0 W)^{-1}\varepsilon_t \quad (۱۱)$$

اثرات نهایی مستقیم و غیرمستقیم یک تغییر واحد در $x_{jl,t}$ بر $\pi_{i,t+h}$ به‌صورت الگوی (۱۲) درخواهد آمد:

$$\frac{\partial \pi_{t+h}}{\partial x_{jl,t}} = \left[\Phi^{h}(I_N - \Psi_0 W)^{-1}\varepsilon_j\right]\beta_{jl} \quad (۱۲)$$

بدین ترتیب اثرات مستقیم و غیرمستقیم (تجزیه‌شده به اثرات درون‌ریز و برون‌ریز) در سطوح مناطق به دست خواهد آمد.

۴-یافته‌های تجربی

بنیاد تخمین ما مستلزم آن است که تغییرات قیمت مسکن به‌صورت مقطعی به‌طور ضعیفی وابسته باشد. آزمون بسط‌یافته توسط پسران را برای قیمت مسکن اعمال می‌کنیم تا میزان وابستگی مقطعی را ارزیابی کنیم. آماره CD[1] به دست آمده ۶۳.۷۶۸ است که به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بالاتر از مقدار بحرانی ۱.۹۶ در سطح ۵ درصد است؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر نبود وابستگی ضعیف بین مقاطع کاملاً رد می‌شود. بسیار واضح است که تغییرات قیمت مسکن به‌شدت در سراسر شهرستان‌ها به‌هم‌وابسته هستند، صرفاً رد آزمون لزوماً به این معنا نیست که همبستگی ضعیفی ندارند بلکه شاید عوامل متعددی هم بی‌ربط نباشند.

با توجه به اینکه داده‌های موردبررسی از ۴۲۹ مقطع متفاوت با دوره زمانی ۱۲ سال می‌باشد، به‌منظور بررسی مانایی متغیرها ازآزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج انواع آزمون‌های ریشه واحد در جدول (۱) ارائه‌شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، در سطح خطای ۵ درصد همه متغیرها مانا هستند.

[1] Cross-sectional dependence

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها

نام متغیر	ADF		PP	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
(π_{it})	-۴.۵۴۳	۰.۰۰۰	-۶.۰۱۵	۰.۰۰۰
$(gpop_{it})$	-۵.۷۳۱	۰.۰۰۰	-۵.۵۴۶	۰.۰۰۰
$(ginc_{it})$	-۵.۳۵۷	۰.۰۰۰	-۶.۴۲۳	۰.۰۰۰
$(gfin_{it})$	-۴.۱۷۴	۰.۰۰۰	-۳.۱۶۴	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در ادبیات سنجی فضایی آزمون‌های مختلفی برای شناسایی اثرات فضایی، نوع و تصریح مدل وجود دارد که در جدول (۲) میزان آماره و احتمال آن گزارش‌شده است. از نتایج می‌توان گفت اثرات فضایی وجود دارد و بهترین مدل خود رگرسیون فضایی (SAR) است.

علاوه براین، برای بررسی وجود اثرات ثابت فضایی و زمانی مورد نظر از آزمون درست نمایی (LR) استفاده شده است. براساس نتایج جدول (۳) اثرات مشترک فضایی و زمانی وجود ندارد.

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون وجود، نوع وتصریح الگوی فضایی

آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
Moran's I	-۴.۱۷۰	۰.۰۰
Lagrange Multiplier (lag)	۱.۱۰۱	۰.۸۶
Robust LM (lag)	۱.۵۹۲	۰.۹۲
Lagrange Multiplier (error)	۱.۶۱۳	۰.۹۴
Robust LM (error)	۰.۱۹۱	۰.۶۶
Wald test for spatial lag	۷.۲۴۷	۰.۶۹۱
LR test for spatial lag	۶.۹۹۲	۰.۷۲۸
Wald test for spatial error	۷.۷۰۲	۰.۶۵۴
LR test for spatial error	۷.۶۰۵	۰.۶۵۶

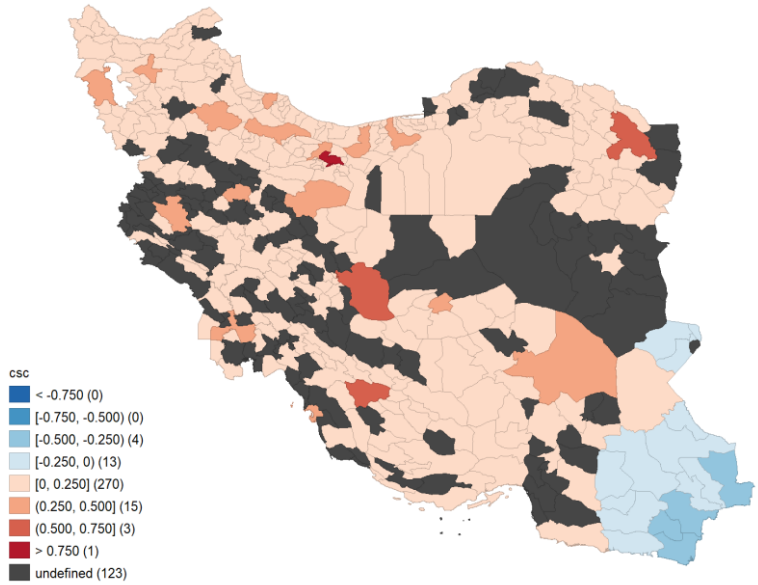
منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۳): آزمون‌های بررسی اثرات ثابت زمان وفضا

اثرات مشترک	LR Test	ارزش احتمال
اثرات ثابت فضایی	۱۶۵.۳۶۲	۰.۰۰
اثرات ثابت زمانی	۶۲.۵۴	۰.۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

برآوردهای منحصر به فرد هم‌زمان و خالص اثرات مکانی و زمانی شهرستان‌ها در شکل‌ها ارائه خواهد شد. از میان برآوردها ۲۸۹ برآورد (یا ۶۷ درصد) از ضرایب فضایی هم‌زمان ($\widehat{\psi}_{0i}$) مثبت و ازنظر آماری معنی‌دار بودند، تنها ۱۷ برآورد به‌طور قابل‌توجهی منفی است. با این‌حال، این اثرات مثبت گذارا هستند و تا حدودی پس از شش ماه خنثی می‌شوند، به‌طوری‌که با ضرایب منفی نیز روبه‌رو می‌شویم، اما به‌صورت کلی نیست و در بعضی مواقع این اثر مثبت دوچندان می‌شود. درنتیجه اثرات فضایی خالص محاسبه‌شده $\widehat{\psi}_{1i} + \widehat{\psi}_{0i}$، کوچک‌تر هستند و کمتر از نظر آماری معنی‌دار هستند. شکل(۱) برآوردهای مربوط به اثرات خالص را نشان می‌دهد. تخمین فضایی خالص مربوطه هر شهرستان در نقشه کاملاً مشخص است. شهرستان‌های قرمز رنگ ضرایب فضایی خالص مثبت با طیف‌های مختلف را نشان می‌دهد. طیف‌های روشن‌تر به محدوده‌های نزدیک به صفر اشاره دارد. درحالی‌که طیف‌های تیره‌تر به ضریب تخمین تأخیر فضایی خالص نزدیک به مقدار یک را نشان می‌دهد. به‌طور مشابه، شهرستان‌های آبی‌رنگ ضرایب تأخیر فضایی خالص منفی با طیف‌های مختلف را نشان می‌دهد. طیف‌های روشن‌تر به محدوده‌های نزدیک به صفر اشاره دارد. درحالی‌که طیف‌های تیره‌تر به ضریب تخمین تأخیر فضایی خالص نزدیک به مقدار یک را نشان می‌دهد.

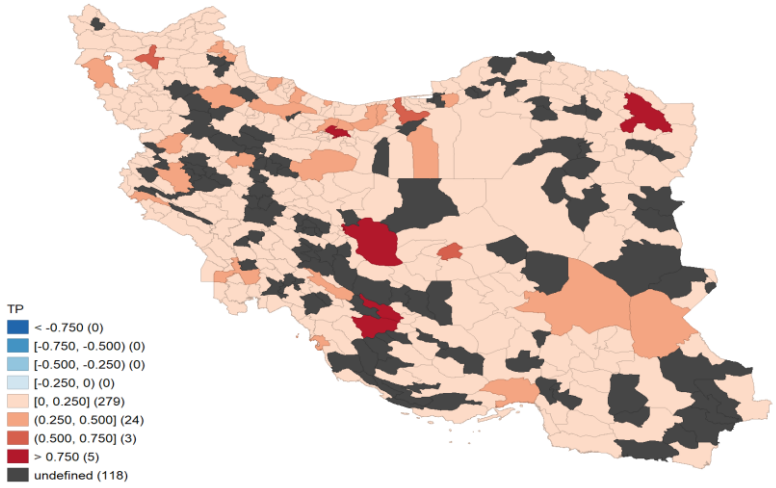


شکل (۱): برآوردهای ضرایب خودرگرسیون فضایی خالص ($\widehat{\psi}_{1i} + \widehat{\psi}_{0i}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

شکل (۲) تخمین‌های ضرایب زمانی ($\hat{\lambda}_{1i}$)را نشان می‌دهد، که به‌طورکلی مثبت و معنی‌دار هستند. به‌طورکلی، این ضرایب تأخیر فضایی خالص به وجود اثرات سرریز مهم در ایران اشاره دارد. نشان دادن اثرات سرریز ملی در تغییرات قیمت مسکن در سراسر شهرستان‌ها کار آسانی است، اما چنین شواهدی از تأثیرات پیوندهای محلی تأثیر می‌پذیرد و می‌تواند گمراه‌کننده باشد. نمایش فضایی تخمین‌ها در شکل‌ها نشان می‌دهد که چگونه میزان و نحوه اثرات سرریز محلی با حرکت از شهرستان‌های کمتر توسعه‌یافته اقتصادی به سمت همسایه‌های توسعه‌یافته‌تر بیشتر می‌شود. ضمن این‌که ناهمگونی در سراسر شهرستان‌ها مشهود است. با این‌حال، اثرات فضایی و زمانی در مراکز استان‌ها و کلان شهرها در مقایسه با سایر مناطق بیشتر مشهود است.



شکل (۲): برآوردهای ضرایب خود رگرسیون زمانی ($\hat{\lambda}_{1i}$) برای شهرستان‌های ایران

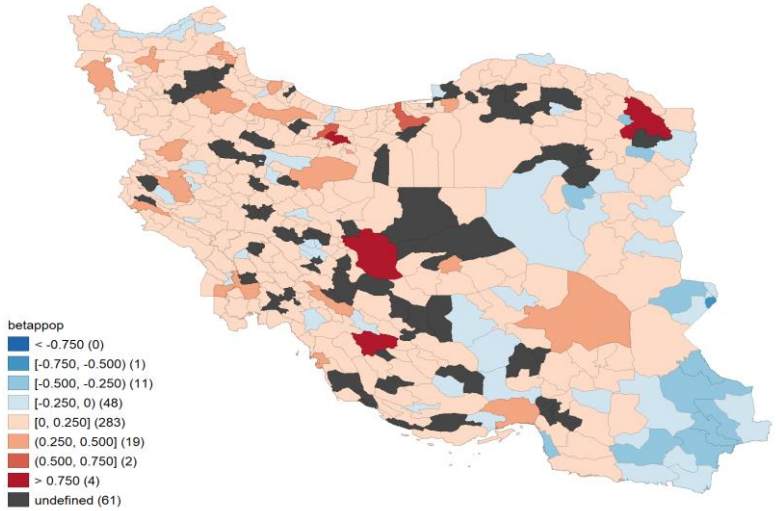
توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

ضریب‌های مشابه را می‌توان در برآورد کشش‌های تغییرات قیمت مسکن نسبت به جمعیت، درآمد و منابع مالی نیز مشاهده کرد که در شکل‌های (۳)، (۴) و (۵) نشان‌داده شده است.

متغیرهای جمعیت و درآمد به‌طورکلی هم‌زمان تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارند، اما این اثر نیز در شهرهای بزرگ دو چندان است و به نظر می‌رسد که علاوه بر این، عوامل دیگری در این اثر حائز اهمیت می‌باشد. بیش از ۶۰ درصد مناطق برآوردهای مثبتی از ضرایب فضایی جمعیتی، درآمدی و منابع مالی را نشان می‌دهد که از مهم‌ترین مناطق می‌توان تهران، مشهد، اهواز، شیراز و اصفهان را نام برد. در عوض، مناطق با ضرایب منفی به‌طور پراکنده در سراسر ایران وجود دارد و بیش‌تر مناطق مربوط به مناطق کمتر فعال اقتصادی مانند سراوان، سرباز، خاش و ایرانشهر

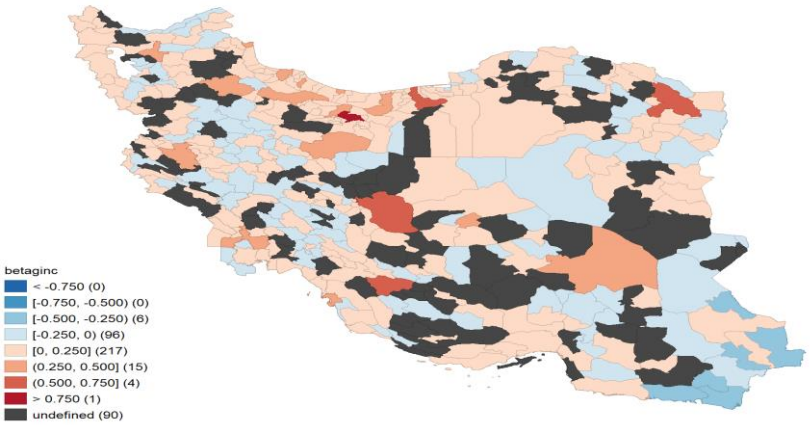
(استان سیستان و بلوچستان) می‌باشد. نکته حائز اهمیت در مورد ضریب منابع مالی در شهرستان‌ها این است که گویی خط‌مشی‌ها بر این منوال بوده است که این منابع به‌طور برابر در آن مناطق پخش شده است.



شکل (۳): برآوردهای ضرایب رگرسیون فضایی جمعیتی ($\hat{\beta}_i^{pop}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

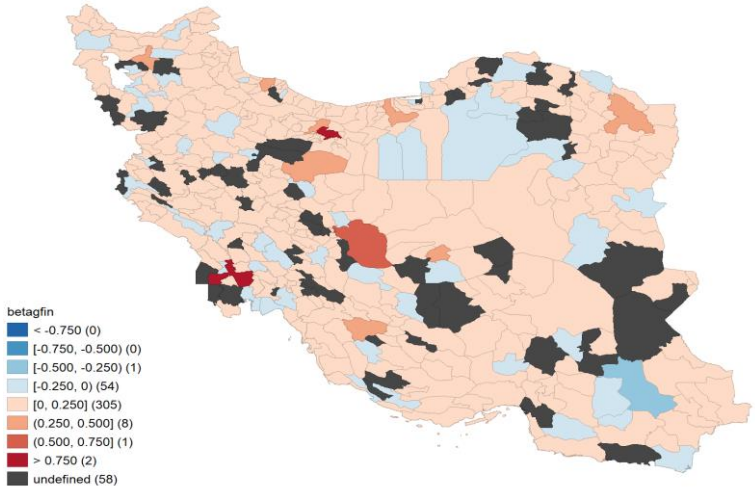
منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل (۴): برآوردهای ضرایب رگرسیون فضایی درآمدی ($\hat{\beta}_i^{ginc}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

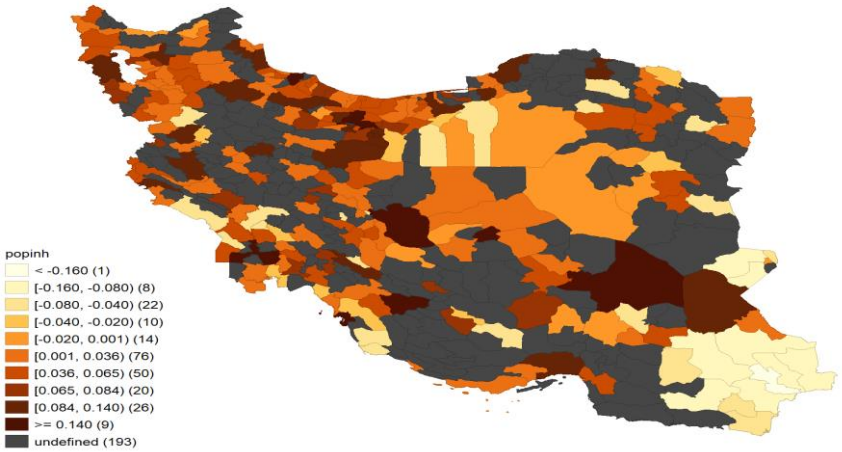


شکل (۵): برآوردهای ضرایب رگرسیون فضایی منابع مالی ($\widehat{\beta}_i^{gfin}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

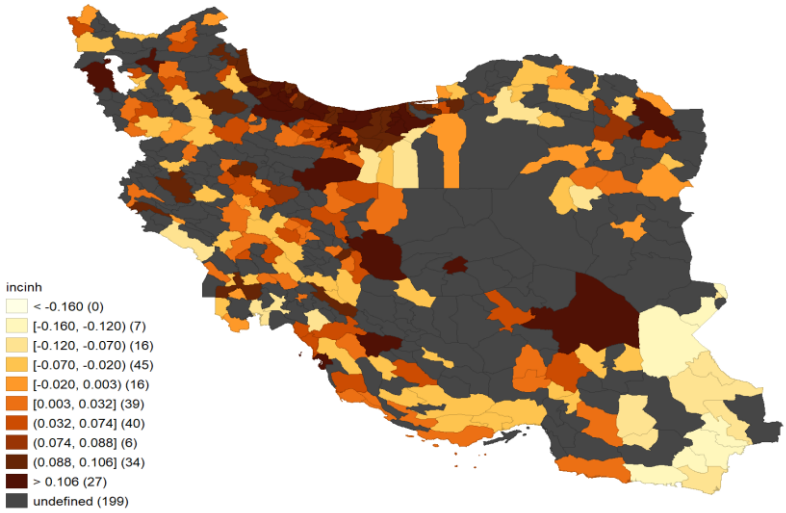
اثرات غیرمستقیم فضایی مناطق در شکل‌های (۶)، (۷) و (۸) نشان داده شده است. این شکل‌ها برآوردهایی را نشان می‌دهند که در افق شش‌ماهه پس از یک درصد افزایش جمعیت، درآمد و منابع مالی چه میزانی بر قیمت مسکن در این مناطق داشته است. اهمیت نسبی این تأثیرات در طول زمان و مکان مشهود است، اما قیمت مسکن تأثیر قابل‌توجهی از تغییرات در متغیرهای جمعیت، درآمد و منابع مالی خود مناطق یا همسایه نزدیک می‌پذیرد، درحالی‌که اثرات بین‌منطقه‌ای در مقایسه ناچیز است. به‌طورکلی کمتر از ۰.۵ درصد از اثرات مستقیم می‌باشد. در مورد تأثیرات درون منطقه‌ای تغییر در جمعیت در مقایسه با درآمد و منابع مالی در سراسر کشور قابل‌توجه‌تر است و در طول زمان به‌سرعت کاهش می‌یابد. برای هر سه متغیر جمعیت، درآمد و منابع مالی اثرات مستقیم بر اثرات غیرمستقیم در سراسر مناطق نسبتاً غالب است. با این‌وجود، همچنان ناهمگونی قابل‌توجهی در سراسر مناطق وجود دارد. به‌طور مثال، اثرات غیرمستقیم در مناطق پرجمعیت تهران، اصفهان، کرج، شیراز و تبریز نسبت به دیگر دو متغیر خودشان بیشتر است.



شکل (۶): برآوردهای ضرایب رگرسیون فضایی غیرمستقیم جمعیتی ($\hat{\beta}_i^{pop}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

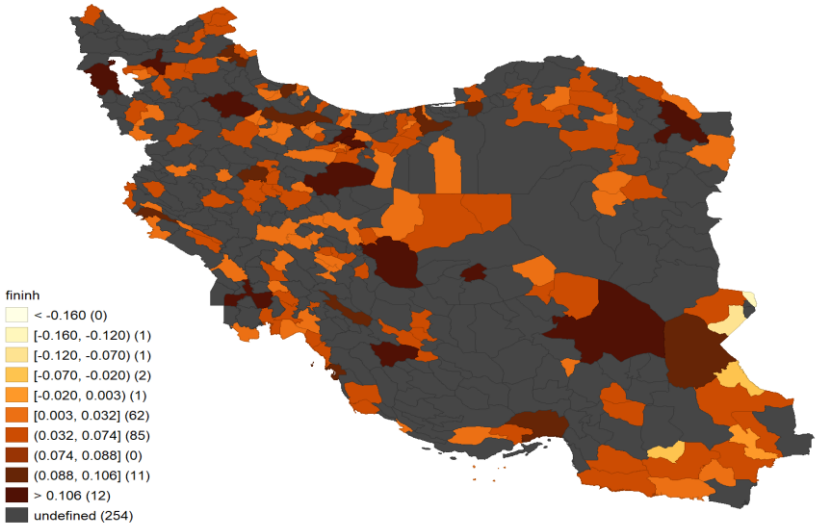
منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل (۷): برآوردهای ضرایب رگرسیون فضایی غیرمستقیم درآمدی ($\hat{\beta}_i^{ginc}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل (۸): برآوردهای ضرایب رگرسیون فضایی غیرمستقیم منابع مالی ($\hat{\beta}_i^{gfin}$) برای شهرستان‌های ایران

توجه: مناطق سیاه‌رنگ در نقشه به دلیل عدم معنی‌داری به‌صورت تعریف‌نشده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-.بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی یک مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) که در آن وابستگی فضایی مستقیماً از طریق وابستگی هم‌زمان واحدهای منفرد به همسایگان آن‌ها و به‌طور غیرمستقیم از طریق وابستگی مقطعی احتمالی در متغیرهای مستقل می‌تواند ایجاد شود، می‌پردازد. کاربست این مدل بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم مکانی - زمانی تغییرات جمعیت، درآمد و منابع مالی در بازار مسکن ایران در سطح شهرستان‌ها در این مقاله می‌باشد.

برآوردهای منحصربه‌فرد هم‌زمان و خالص اثرات مکانی و زمانی شهرستان‌ها مثبت می‌باشد، اما بعد از چند دوره تغییر علامت می‌دهند که نشان از ادواری بودن قیمت مسکن در شهرستان‌های ایران است و لیکن به‌صورت کلی نیست و گاه نقض می‌شود و اثری مضاعف دارد. ضرایب فضایی تخمین‌ها نشان می‌دهد که میزان و نحوه اثرات سرریز محلی در شهرستان‌های محروم‌تر نسبت به شهرستان‌های توسعه‌یافته‌تر ناچیز است. ضمن این‌که ناهمگونی در سراسر استان‌ها به‌خصوص در مراکز استان‌ها و کلان شهرها در مقایسه با سایر مناطق بیشتر مشهود است. شاید این امر منجر به گسستگی‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی در آینده شود.

متغیرهای جمعیت و درآمد به‌طورکلی تأثیر مثبت بر قیمت مسکن دارند، اما این اثر نیز در شهرهای بزرگ دوچندان است و این به‌منزله مهاجرت افراد به شهرستان‌های مجاور نیست، بلکه خانوارها دید کلی‌تر از اقتصاد ایران دارند و به کلان‌شهرها عزیمت می‌کنند.

طبق دیدگاه معمول با افزایش تورم خانوارها برای حفظ معیشت خود با خرید مسکن در مناطق توسعه‌یافته‌تر و فروش مسکن (در صورت تمکن مسکن) اثری دوچندان بر افزایش مسکن دراین مناطق دارند.

در زمینه منابع مالی، ضرایب اکثر شهرستان‌ها یکسان می‌باشد گویی که دستی نامرئی این منابع را تخصیص داده است. بر این اساس، افزایش تسهیلات بانکی اختصاص‌یافته بـه هـر اسـتان به نوعی قدرت استقراض خـانوار از سیسـتم بـانکی را افـزایش داده و درنتیجه انگیـزه مصرفی و سرمایه‌گذاری مسـکن با افزایش تقاضا برای مسکن در استان‌های هم‌جوار پاسخ داده می‌شود. علاوه بر این قیمت مسکن تأثیر قابل‌توجهی از تغییرات بین‌منطقه‌ای در متغیرهای جمعیت، درآمد و منابع مالی نمی‌پذیرد. به‌طورکلی کمتر از ۰.۵ درصد از اثرات مستقیم می‌باشد. با این‌حال، ناهمگونی قابل‌توجهی در سراسر شهرستان‌ها وجود دارد.

نتایج تحقیق حاضر در مقایسه با دیدگاه نظری موجود به‌طورکلی سازگاری دارد. به‌خصوص در مسئله اثرات فضایی و زمانی با مطالعات الهورست (۲۰۱۴)، لی سیج وچیه(۲۰۱۶)، کان و هاشم پسران (۲۰۲۲) و طالب‌لو و همکاران (۱۳۹۶) که اثرگذاری واحدها بر همدیگر را تأیید می‌کند. در خصوص تاثیرگذاری درآمد و جمعیت نیز با مطالعات دالینگ و همکاران (۲۰۱۳)، رن وفولمر (۲۰۲۲)، گانگ و یائو (۲۰۲۲)، کان و هاشم پسران (۲۰۲۲)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶)، صباغ کرمانی و همکاران (۱۳۸۷)، عباسی نژاد ویاری (۱۳۸۸) وطالب‌لو و همکاران (۱۳۹۶) سازگاری دارد. لیکن در مسئله منابع مالی نتایج با ادبیات معمول مخالفتی صریح دارد. در مطالعاتی مثل بولات (۱۹۸۵)، افنسو و سوسا (۲۰۱۲)، دالینگ و همکاران (۲۰۱۳)، فاویلوکس و همکاران (۲۰۱۷)، صباغ کرمانی و همکاران (۱۳۸۷)، عباسی نژاد ویاری (۱۳۸۸) وطالب‌لو و همکاران (۱۳۹۶) اغلب اظهار داشتند که با افزایش منابع مالی قیمت مسکن افزایش خواهد یافت. بر اساس نتایج مطالعه حاضر نیز اگرچه به‌طورکلی افزایش پیدا می‌کند، اما به خاطر مسائل تورمی اثر چندانی ندارد.

افزایش قیمت مسکن به‌شدت تحت‌تأثیر تغییرات جمعیت، درآمد و منابع مالی می‌باشد. اقتصاد مالی و بازار مسکن خیلی به هم مرتبط و باهم تعیین می‌شوند. ازآنجایی‌که مسکن یک کالای سرمایه‌ای است، انباشت سرمایه تحت‌تأثیر تغییرات خریدهای دولتی قرار خواهد گرفت و فعالان اقتصادی به‌طور طبیعی با مشاهده دخالت دولت هم در بخش تجاری و هم غیرتجاری مسکن، سرمایه گذرای پایین‌تری خواهند داشت و ناکارایی بازار بیشتر و به‌این‌ترتیب شاهد سقوط سرمایه‌گذاری خواهیم بود. این امر در نتایج این پژوهش به‌وضوح در یکسان بودن ضرایب مالی در شهرستان‌های ایران نمایان است و لذا باید بازنگری در سیاست‌های دولت به طور جدی پی‌گیری شود.

ارتباط بین قیمت مسکن شهرستان و ساختار جمعیتی و درآمدی به چند دلیل مختلف می‌باشد. اول، گرایش فزاینده بین جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی متمرکز در شهرها وجود دارد. بیشتر نوسانات بازار مسکن ممکن است درواقع از تغییرات در مناطق شهری ناشی شود. دوم، همبستگی بین قیمت مسکن و درآمد شهر بسیار کمتر از متوسط اقتصاد ملی است، که این امر نشان می‌دهد ممکن است تخصیص مجدد قابل‌توجهی در فعالیت‌های اقتصادی و منابع (شامل سرمایه و نیروی کار) سراسر شهرها در طول زمان وجود داشته باشد و قیمت نسبی مسکن در سراسر شهرها ممکن است به‌طور قابل‌توجهی تغییر کرده باشد. از طرف دیگر، برخی شهرها جایگزین شهرهای دیگر شده‌اند. سوم، ساختار خرد و تعاملات غیر بازاری مانند اثرات همسایگی ممکن است تأثیرات مهمی بر رفتار

خانوار داشته باشد. شاید نوسانات کلان بازار مسکن (قیمت‌ها، تعداد ساختمان‌های جدید، فضای خالی و ...) با تجمیع رفتار خرد در شهرها بهتر توضیح داده شود. نتایج مقاله رهنمون مناسبی را در اختیار ارائه‌دهندگان اعتبار و اعتبارسنجی مستغلات، سازمان‌های بیمه‌گر و شرکت‌های سرمایه‌گذاری برای متنوع‌سازی دارایی‌ها قرار می دهد. این مطالعه ادبیات موجود در مورد عوامل مؤثر بر قیمت مسکن با الگوی فضایی را بررسی کرد. بسیاری از موضوعات تحقیقاتی جالب دیگر در مورد پیوند اقتصاد مالی و مسکن وجود دارد که نیازمند توجه ویژه است. به‌طور مثال عملکرد بازار مسکن رهنی چگونه خواهد بود و سیستم مالی کلان مسکن و بازار سرمایه در آینده (به‌خصوص در مناطق محروم) چگونه تغییر می‌کند؟ امیدواریم پژوهشگران و سیاست‌گذاران توجه مبذولی به مسئله مسکن در پژوهش‌های آتی داشته باشند.

فهرست منابع

باصری، بیژن، کیانی، غفاری و ملکی پور, محمود. (۱۴۰۰). جذابیت مسکن به عنوان یک دارایی مالی در برابر پوشش تورم و اثرگذاری آن بر تقاضای مسکن در ایران. اقتصاد مالی، ۱۵(۵۵), ۷۹-۱۰۶.

جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا (میلا) و هادی زاده، آرش. (۱۳۸۶). عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۹(۳۲)، ۳۱-۵۳.

جلوداری ممقانی، محمد، نیسی، عبدالساده، گلدانی، مهدی و رحیمیان، سعید. (۱۳۹۵). محاسبه و تحلیل ریسک اعتباری بخش‌های اقتصادی (صنعت، کشاورزی، خدمات و مسکن). پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۶(۶۲)، ۱۰۳-۱۳۵.

خلیلی عراقی، سید منصور؛ مهر آرا، محسن؛ عظیمی، سید رضا(۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، (۵۰)، ۶۳ - ۳۳.

دژپسند، فرهاد و محتوی، لادن. (۱۳۹۳). بررسی همگرایی بلند مدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران. اقتصاد مالی، ۸(۲۶), ۷۷-۹۴.

رحمانی، تیمور؛ و اصفهانی، پوریا. (۱۳۹۵). ارزیابی رابطه بین سیکل‌های بخش مسکن، تسهیلات بخش مسکن و مطالبات معوق، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، (۵۷).

ستاری فر، محمد، زارعی، حمیدرضا و شکری، نوشین. (۱۳۹۳). اثر مهاجرت و شهرنشینی بر اشتغال غیررسمی در مناطق مختلف ایران (روش شاخص های چندگانه-علل چندگانه (MIMIC)). اقتصاد مالی، ۸(۲۹), ۴۹-۷۰.

شیرمردی احمدآباد، حسین، ندری، کامران. (۱۳۹۶). اوراق سلف موازی؛ ابزاری مناسب برای تأمین مالی مسکن. دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد اسلامی ۱۴(۲۸)۱۵۱-۱۲۱.

صباغ کرمانی، مجید، احمدزاده، خالد و موسوی نیک، سید هادی. (۱۳۸۹). عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن با رویکرد روابط علیتی در مدل تصحیح خطای برداری: مطالعه موردی تهران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰(۳۷), ۲۶۷-۲۹۳.

طالب‌لو، رضا، محمدی، تیمور و پیر دایه، هادی. (۱۳۹۶). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصادسنجی فضایی. پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۷(۶۶)، ۵۵-۹۵.

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

عسگری، نقی، زمان زاده، سهراب و چاوشی، کاظم. (۱۳۹۳). روش‌های تأمین مالی نوسازی مسکن در بافت‌های فرسوده شهری (مطالعه موردی: شهر تهران). اقتصاد و مدیریت شهری، ۳(۹)، ۸۷-۱۰۳.

موسوی، میرحسین، خضری، اوین, راغفر، حسین و سنگری مهذب، کبری.(۱۴۰۲). شبیه سازی قیمت مسکن شهر تهران با رویکرد مبتنی بر عامل فضایی .*مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۸(۱)، ۱۵۱-۱۸۳.

نصرالهی، خدیجه، و آزادغلامی، اعظم. (۱۳۹۲). تحلیل تاثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران. روند (روند پژوهش های اقتصادی)، ۲۰(۶۳-۶۴)، ۱۵-۳۷.

هادیان، ابراهیم و ایزدی، بهنام. (۱۳۹۹). تعیین نرخ بهینه تسهیلات مسکن و بررسی نقش آن بر پیوند تسهیلات و شاخص قیمت مسکن در ایران .*اقتصاد شهری*، ۵(۲)۱۱۳-۱۲۲.

Afonso, A. Sousa, R.M. (2012). The macroeconomic effects of fiscal policy. *Applied Economics*,44(34), 4439-4454.

Agnello, L. Castro, V. Sousa, R.M. (2012). How does fiscal policy react to wealth compositionand asset prices? *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 874-890.

Ajija, S. R., Pratiwi, I. R., & Wasiaturrahma (2023). How to Control the House Price Through the Demand Sides? *Iranian Economic Review*, 27(1), 1-15.

Anundsen, A. K. & Jansen, E. S. (2013). Self-reinforcing effects between housing prices and credit. *Journal of Housing Economics*, *22*(3), 192-212.

Aquaro, M, Bailey, N, Pesaran, MH. (2021).Estimation and inference for spatial models with heterogeneous coefficients: An application to US house prices. *J Appl Econ*. 2021; 36: 18– 44.

Aquaro, M. Bailey, N. & Pesaran, M. H. (2021). Estimation and inference for spatial models with heterogeneous coefficients: An application to US house prices. *Journal of Applied Econometrics*, *36*(1), 18-44.

Araujo, J. D. Patnam, M. Popescu, M. A. Valencia, M. F. & Yao, W. (2020). *Effects of macroprudential policy: Evidence from over 6,000 estimates*. International Monetary Fund.

Bahadir, B. & Gumus, I. (2022). House prices, collateral effects and sectoral output dynamics in emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, *129*, 102724.

Bernanke, B. S. (2010). Monetary policy and the housing bubble.

Calomiris, C. W. Kahn, C. M. & Longhofer, S. D. (1994). Housing-finance intervention and private incentives: helping minorities and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(3), 634-674.

Chiquier, Loic and Lea, Michael, (2009). *Housing Finance Policy in Emerging Markets*, The World Bank Group.

Chiu, K. C. (2023). A long short-term memory model for forecasting housing prices in Taiwan in the post-epidemic era through big data analytics. *Asia Pacific Management Review*.

Coskun, E. A. Apergis, N. & Coskun, Y. (2022). Threshold effects of housing affordability and financial development on the house p rice-consumption nexus. *International Journal of Finance & Economics*, *27*(2), 1785-1806.

Cun, W. & Pesaran, M. H. (2022). A spatiotemporal equilibrium model of migration and housing interlinkages. *Journal of Housing Economics*, *57*, 101839.

Davis, M. A. & Van Nieuwerburgh, S. (2015). Housing, finance, and the macroeconomy. *In Handbook of regional and urban economics* , (5), 753-811.

de Araujo, D. K. G. Barroso, J. B. R. B. & Gonzalez, R. B. (2020). Loan-to-value policy and housing finance: Effects on constrained borrowers. *Journal of Financial Intermediation*, *42*, 100830.

Debarsy, N. and C. Ertur (2010), "Testing for Spatial Autocorrelation in a Fixed Effects Panel Data Model", *RegionalScience and Urban Economics*, 40(6), 453–470.

Doling, J. Vandenberg, P. & Tolentino, J. (2013). Housing and housing finance-A review of the links to economic development and poverty reduction. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, (362).

Elhorst, J. P. (2003), "Specification and Estimation of Spatial PanelData Models", *International Regional Science Review*, 26(3), 244–268.

Elhorst, J. P. (2010), "Dynamic Panels with Endogenous InteractionEffects when T is Small", *Regional Science and Urban Economics*,40(5), 272–282.

Elhorst, J. P. (2012), "Dynamic Spatial Panels: Models, Methods andInferences*", Journal of Geographical Systems*, 14(1), 5–28.

Elhorst, J. P. (2014), Handbook of Regional Science, (M. M. Fischerand P. Nijkamp, Eds.), Handbook of Regional Science, Berlin,Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

Elhorst, J. P. (2014). Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. *Springer: Berlin Heidelberg*.

Favara, G. & Imbs, J. (2015). Credit supply and the price of housing. *American Economic Review*, *105*(3), 958-992.

Favara, Giovanni. & Imbs, Jean. (2014). Credit supply and the price of housing, *The American Economic Review*, 105(3), 958-992.

Favilukis, J. Ludvigson, S. C. & Van Nieuwerburgh, S. (2017). The macroeconomic effects of housing wealth, housing finance, and limited risk sharing in general equilibrium. *Journal of Political Economy*, 125(1), 140-223.

Financial Crisis Inquiry Commission. (2011). *The financial crisis inquiry 0report: The final report of the National Commission on the causes of the financial and economic crisis in the United States including dissenting views*. Cosimo, Inc.

Gong, Y. & Yao, Y. (2022). Demographic changes and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, *95*, 103734.

Goodhart, C. Hartmann, P. Llewellyn, D. T. Rojas-Suarez, L. & Weisbrod, S. (2013). *Financial regulation: Why, how and where now?* Routledge.

Gorton, G, & Metrick, A. (2012). Securitized banking and the run on repo. *Journal of Financial economics*, *104*(3), 425-451.

Henderson, J. V. Su, D. Zhang, Q. & Zheng, S. (2022). Political manipulation of urban land markets: Evidence from China. *Journal of Public Economics*, *214*, 104730.

Holly, S. M. H. Pesaran, and T. Yamagata (2010). A spatio-temporal model of house prices in the USA. *Journal ofEconometrics* 158, 160–173.

Howard, G. & Liebersohn, J. (2022). Regional divergence and house prices. *Review of Economic Dynamics*.

Jiang, X. Zhao, N. & Pan, Z. (2022). Regional housing wealth, relative housing wealth and labor market behavior. *Journal of Housing Economics*, *55*, 101811.

Kunovac, D. & Zilic, I. (2022). The effect of housing loan subsidies on affordability: Evidence from Croatia. *Journal of Housing Economics*, *55*, 101808.

Leamer, E. E. (2007). Housing is the business cycle.

Lee, L. J. and Yu (2010), "Some recent Developments in Spatial Panel Data Models", *Regional Science and Urban Economics*,40(5), 255–271.

LeSage, J. and Y.Y. Chih (2016). Interpreting heterogeneous coefficient spatial autoregressive panel models. *EconomicLetters* 142, 1–5.

Levitin, A. J. & Wachter, S. M. (2012). The public option in housing finance. *UCDL Rev*, 46, 1111.

Liu, F. Ren, H. Liu, C. & Tan, D. (2022). Formation of Financial Real Estate Risks and Spatial Interactions: Evidence from 35 Cities in China. *Journal of Risk and Financial Management*, *15*(12), 576.

Lusardi, A, & Mitchell, O. S. (2007). Baby boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth. *Journal of monetary Economics*, *54*(1), 205-224.

Oh, S. Ku, H. & Jun, D. (2022). A comparative analysis of housing prices in different cities using the Black–Scholes and Jump Diffusion models. *Finance Research Letters*, *46*, 102241.

Pellegrini, C. B. Cincinelli, P. Meoli, M. & Urga, G. (2022). The role of shadow banking in systemic risk in the European financial system. *Journal of Banking & Finance*, *138*, 106422.

Shiller, R. J. (2012). The subprime solution: how today's global financial crisis happened, and what to do about it. In *The Subprime Solution*. Princeton University Press.

Snyder, T. C. & Vale, S. (2022). House prices and household credit in the Eurozone: A single monetary policy with dissonant transmission mechanisms. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *84*, 243-256.

Suzuki, M. Hino, K. & Muto, S. (2022). Negative externalities of long-term vacant homes: Evidence from Japan. *Journal of Housing Economics*, *57*, 101856.

Taruttis, L. & Weber, C. (2022). Inefficient markets for energy efficiency-empirical evidence from the German Rental Housing Market.

Taylor, J. B. (2007). *Housing and monetary policy* (No. w13682). National Bureau of Economic Research.

Warnock, V. C. & Warnock, F. E. (2008). Markets and housing finance. *Journal of Housing economics*, 17(3), 239-251.

Wilhelmsson, M. (2022). What is the impact of macroprudential regulations on the Swedish housing market? *Journal of Housing Economics*, *57*, 101840.

Wojewódzka-Wiewiórska, A., & Dudek, H. (2023). Housing deprivation in Poland: a panel data analysis. *Procedia Computer Science*, *225*, 1947-1956.

Yang, C. F. (2020). Common factors and spatial dependence: An application to US house prices. Econometric Reviews,forthcoming.

Yu, J. R. de Jong and L. Lee (2008), "Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effectswhen both n and T are Large", *Journal of Econometrics*, 146(1),118–134.

Yusupova, A. Pavlidis, N. G. & Pavlidis, E. G. (2022). Dynamic linear models with adaptive discounting. *International Journal of Forecasting*

Financial Economics
Vol. (18) Issue (69) January 2025

Abstract

The application of the spatial approach in the analysis of factors affecting housing prices in Iranian cities with an emphasis on financing

Yaghoub Fahid Azar[1]
Ali Rezazadeh[2]
Samad Hekmati Farid[3]

Received: 04/ October /2024 Accepted: 03/ December /2024

Abstract

This paper analyzed factors affecting housing prices in Iranian metropolitan with a spatial model.For this purpose, the spatial auto-regression (SAR) method with panel data approach has been used to explore the existence of the internal relationship between economic variables of different regions on housing prices in these regions and the coefficients of economic variables affecting housing prices related to 429 counties of Iran from 2011 to 2022. Finally, it examines how likely it is that housing prices lead to regional economic changes and financial crises. Estimates show a significant degree of heterogeneity among counties. As expected, the net spatial coefficient estimates (simultaneous and lagged) are mostly positive and indicate a high degree of spillover effects of housing price changes to neighborhood regions. By generalizing the results of this paper to the capital characteristics of house, it also confirmed that house is an asset. This article is of great help to credit providers and insurance organizations and financial funds to diversify assets.

Keywords: Financing, Housing prices, Spatial panel data models
JEL Classification: C23، G18، R12.

[1] Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. fahidazer94@gmail.com
[2] Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding author).a.rezazadeh@urmia.ac.ir
[3]Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Irans.hekmati@urmia.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org