اقتصاد و توسعه منطقه‌ای سال بیست و هشتم، دوره جدید شمارهٔ ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

تحلیل وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران

بهرام حکمت
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان
شکوفه فرهمند[1]
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان
نعمت الله اکبری
استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

نوع مقاله: پژوهشی
DOI: 10.22067/erd.2022.72814.1073

چکیده

به دلیل اهمیت نقش مسکن در اقتصاد، بخصوص در کلان‌شهری مانند تهران، تحلیل قیمت مسکن و شناخت عوامل تأثیرپذیر بر روی قیمت مسکن از اهمیت خاصی برخوردار است. مطالعات مختلف نشان می‌دهند که تغییرات قیمت مسکن در یک ناحیه از نواحی مجاور خود تأثیرپذیر است؛ بنابراین تحلیل قیمت مسکن بدون در نظر گرفتن تفکر فضایی عاری از خطا نخواهد بود. در این مقاله با استفاده از اقتصادسنجی فضایی، به تحلیل قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران پرداخته شد. در این راستا، متغیرهای تعیین‌کننده نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران به کمک مدل خود رگرسیون فضایی اثر ثابت پویا (SAR) مشخص شدند. نتایج حاکی از یک نوع وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی شهر تهران بوده است. متغیرهای نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد درآمد سرانه اثر معنادار مثبتی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن دارند. متغیر تعداد پروانه‌های ساختمانی اثر منفی بر روی قیمت مسکن داشته است. رابطه معناداری بین قیمت مسکن و نرخ بیکاری یافت نشد. نتایج وجود یک همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در بین نواحی ۲۲ گانه را تأیید می‌کند. در واقع تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود اثر مثبتی می‌پذیرد. بر اساس نمودار موران محلی مشخص شد، همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی جنوب شهر با نواحی شمال شهر تهران متفاوت است.

کلیدواژه‌ها: قیمت مسکن، وابستگی فضایی، پانل اثر ثابت، مدل فضایی پویا.

طبقه‌بندی JEL: C31, C33, R31.

۱- نویسنده مسئول: sh.farahmand@ase.ui.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۲۰
صفحات: ۱۳۰-۱۱۰

۱- مقدمه

مسکن همواره به‌عنوان یکی از نیازهای اصلی انسان معرفی شده است. مخارج مسکن، بخش زیادی از مخارج خانوارها را تشکیل می‌دهد. این موضوع در کلان‌شهر تهران نسبت به سایر کلان‌شهرهای کشور بیشتر است. همچنین بیشترین رشد قیمت مسکن در بین کلان‌شهرهای کشور متعلق به کلان‌شهر تهران بوده است؛ لذا تحلیل قیمت مسکن در شهر تهران از اهمیت خاصی برخوردار است. نکته قابل‌توجه در تحلیل تغییرات قیمت مسکن در کلان‌شهر تهران این است که نرخ رشد قیمت در نواحی مختلف شهر تهران به‌صورت یکسان نبوده است. تجربه نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن از یک ناحیه شروع و در مراحل بعدی به سایر نواحی انتشاریافته است. به همین دلیل بحث مجاورت و وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی، مطرح است. گسترش قیمت مسکن در طول فضا نشان از یک خودهمبستگی فضایی بین نواحی است. به همین خاطر باید در نظر داشت که مطالعه تغییرات قیمت مسکن در سطح نواحی شهری حاوی اطلاعات مفیدتری نسبت به مطالعات در سطح کلان و ملی است. این موضوع به این دلیل است که در مطالعات سطح کلان اثرات خود وقفه‌ای و اثرات فضایی بین نواحی شهری در آن مبهم باقی می‌ماند؛ بنابراین مطالعه در سطح خرد و آن هم در بین نواحی شهری و درک ارتباط فضایی بین این نواحی مختلف شهری ما را در فهم بهتر، نوسانات قیمت مسکن یاری می‌نماید(Cohen & Ioannides, 2015). ورود اصول و قواعد جغرافیایی در اقتصاد یک زمینه بنام اقتصاد فضایی ایجاد کرده است. در اقتصاد فضایی مشخصه مکان نیز بر ارزش، تأثیرگذار است. ازاین‌رو در بازار مسکن در مکان‌های مختلف و نواحی مختلف باید شاهد قیمت‌های مختلفی برای مسکن بود. نکته قابل‌ذکر این است که میزان ارتباطات بین مکان‌ها و مناطق، باعث تأثیرپذیری قیمت مسکن از همدیگر می‌گردد. بیشتر مشاهده شده است، مناطق شهری که از لحاظ جغرافیایی به همدیگر نزدیک‌تر هستند و یا ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی (جمعیت، اقتصاد، فرهنگ و غیره ...) مشابه ای دارا هستند، دارای الگوهای نوسانات قیمت مسکن مشابه هستند و این نشان می‌دهد، ویژگی‌های مشترک این مناطق شهری باعث بالارفتن ارتباطات بین آن‌ها گردیده است. هرچه ارتباطات بیشتر باشد، تأثیرپذیری از همدیگر بیشتر است و باعث یکسان‌سازی الگوهای تغییر قیمت مسکن در این مناطق می‌گردد. به‌نوعی شاهد خودهمبستگی فضایی قیمت مسکن بین مناطق خواهیم بود(Holly et al., 2011).

این مقاله به دنبال کشف وجود همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران است. همچنین به شناخت عوامل تأثیرگذار، بر نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران پرداخته شده است. مطالعات محدودی در زمینه تعاملات فضایی وجود دارد و اگر هم مطالعاتی در این

زمینه صورت گرفته باشد، در سطح نواحی شهری صورت نگرفته است. بلکه در سطح منطقه‌ای یعنی استان‌ها بررسی گردیده است که این باعث می‌گردد، ناهمسانی فضایی در درون استان‌ها و شهرها نادیده گرفته شود. این موضوع نشان می‌دهد حتی در میان نواحی مختلف در درون یک شهر نیز درنظرگرفتن رفتار یکسان در نوسانات قیمت‌ها ما را دچار خطای محاسباتی می‌نماید(Aquaro et al., 2021).

بنابراین این مطالعه در مقایسه با بقیه مطالعات انجام شده نوآوری جدیدی دارد. در اغلب مطالعات داخلی بحث عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و هم‌بستگی فضایی قیمت مسکن در مقیاس استانی انجام‌گرفته است. درحالی‌که این مطالعه برای اولین‌بار در مقیاس نواحی شهری در شهر تهران انجام‌گرفته است؛ بنابراین این مقاله از اهمیت خاصی در شناخت تحلیل بازار مسکن شهر تهران برخوردار است. جهت این کار در ابتدا به بحث ادبیات موضوع شامل ادبیات نظری و ادبیات تجربی (پیشینه مطالعات) پرداخته‌شده است. پس از آن به بیان روش تحقیق و ارائه مدل در زمینه اقتصادسنجی فضایی پرداخته شده است. پس از آن یافته‌های تحقیق و نتایج و پیشنهادها به ترتیب در این مقاله ارائه گردیده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱ ادبیات نظری

فرایند ایجاد داده‌های قیمت مسکن که به‌نوعی داده‌های فضایی هستند، بدون شک تحت تأثیر وابستگی فضایی قرار دارند. به همین دلیل تعداد زیادی از مطالعات تجربی شواهد قوی از وابستگی فضایی در بازار مسکن بین مناطق شهری را نشان داده است. وابستگی فضایی در قیمت مسکن، به‌عنوان اثر موجی نیز از آن یاد می‌شود به این معنا است که قیمت مسکن در یک منطقه باعث تغییرات قیمت مسکن در مناطق هم‌جوار می‌گردد(Meen, 1999). اخیراً مطالعات زیادی به تجزیه‌وتحلیل وابستگی فضایی قیمت مسکن پرداخته‌اند (Anselin, 2003)، استدلال می‌کند که معامله گران مسکن قیمت‌های مسکن نواحی شهری هم‌جوار را به‌عنوان معیاری برای قیمت مسکن موردعلاقه خود مورد ارزیابی قرار می‌دهد. این باعث همبستگی فضایی در قیمت مسکن بین نواحی شهری می‌گردد(Guo & Qu, 2018). شواهد نشان می‌دهد، وقتی در یک ناحیه از شهر افزایش قیمت مسکن رخ می‌دهد این افزایش به سایر نواحی هم‌جوار با یک وقفه زمانی کشیده می‌شود؛ یعنی تغییر قیمت مسکن در یک ناحیه بر سایر نواحی دیگر تأثیر می‌گذارد که این موضوع حکایت از وابستگی فضایی بین داده‌های قیمت مسکن است. به‌عبارت‌دیگر این انتقال قیمت مسکن در طول مکان، حاکی از وابستگی فضایی است. میزان این وابستگی به سطح ارتباطات بین مناطق بستگی دارد(Meen, 1999). همچنین (Genesour & Mayer, 2001)، ویژگی بی‌نظیری از وابستگی قیمت مسکن

را نشان دادند و استدلال کردند که وابستگی فضایی بین دو مشاهده نه‌تنها به فاصله بین آن دو، بلکه به جهت وابستگی هم‌بستگی دارد؛ بنابراین وابستگی فضایی بین مناطق شهری متفاوت است. به همین خاطر اثر تغییر قیمت مسکن از یک منطقه به مناطق هم‌جوار آن متفاوت می‌گردد. شواهد تجربی زیادی وجود دارد که بازار مسکن در هر منطقه‌ای دارای ویژگی‌هایی همچون هزینه جستجو، هزینه دادوستد و اطلاعات ناقص است. اگر این موارد نبود، قیمت مسکن خیلی به‌سرعت خود را با شوک‌ها تعدیل می‌نمود و اثر موجی غیرممکن می‌گردید و قیمت مسکن در بین مناطق به‌سرعت به سمت یکسان شدن پیش می‌رفت(Wood, 2003). دلایل نظری که می‌تواند پدیده وابستگی فضایی در بین مناطق شهری را بیان کند، اقتصاد رفتاری است. تحلیل رفتاری بیان می‌کند که مناطق شهری در مجاورت نزدیک دارای فرهنگ، تاریخ، محیط‌زیست و همچنین دارای سیاست‌گذاری‌های یکسان هستند؛ ازاین‌رو خانوارها در این شهرها ممکن است از رفتار مصرفی یکسانی پیروی کنند و همچنین عرضه‌کنندگان مسکن به‌احتمال زیاد تمایل به رفتار ساختار مشابه در ساخت مسکن همچون اندازه مسکن، طراحی و شیوه معماری و غیره دارند؛ ازاین‌رو مناطق در هنگام تعیین انتقال قیمت مرتبط هستند. دلیل دیگر که بیان می‌گردد، منطقه‌ای که همسایه یکدیگر هستند، سهم یکسانی از ارائه خدمات عمومی و دسترسی به امکانات دارند؛ لذا وابستگی فضایی بیشتری دارند (Oikarinen, 2018). پدیده دیگری که وابستگی فضایی در بین بازار مسکن مناطق شهری را بیان می‌کند توسط (Jones & Leishman, 2003)، مطرح گردید که تحت عنوان، نظریه مهاجرت و انتقال سرمایه است. به این صورت که مهاجرت خانوارها در میان بازار مسکن مناطق موجب فرایند آربیتراژ فضایی در انتقال سرمایه گردیده که منجر به وابستگی فضایی می‌گردد. مهاجرت بین مناطق به دو دلیل جریان پیدا می‌کند: نخست اینکه مهاجرت به‌وسیله تحولات اقتصادی مناطق رخ می‌دهد، در ابتدا مناطق از لحاظ بازار اقتصادی تقسیم‌بندی‌شده و در مناطق پررونق‌تر، نرخ دستمزدهای واقعی افزایش می‌یابد این افزایش دستمزد واقعی منجر به افزایش جریان مهاجرت نیروی کار می‌شود که به‌نوبه خود منجر به افزایش قیمت مسکن شده تا بخشی از بهره‌مندی از دستمزدهای بالاتر با مخارج بالاتر مسکن تعدیل گردد. با انتقال سرمایه و مسکن خود به منطقه محل کار خود، یک نوع وابستگی فضایی منفی ایجاد شده است؛ چراکه قیمت مسکن در منطقه‌ای که از آن مهاجرت صورت می‌گیرد، کاهش می‌یابد. ولی درصورتی‌که کارگرانی که از مناطق کمتر توسعه‌یافته به مناطق توسعه‌یافته هم‌جوار خود برای شغل خود رفت‌وآمد می‌کنند، سبب انتقال جریان درآمد از مناطق توسعه‌یافته به مناطق کمتر توسعه‌یافته گردیده و این انتقال درآمد باعث افزایش قیمت مسکن در مناطق کمتر توسعه می‌گردد. دومین دلیل مهاجرت این

واقعیت است که خانوارها با توجه به متفاوت بودن مزیت مسکن بین مناطق مختلف، برای حداکثر کردن رضایت و مطلوبیت خود اقدام به مهاجرت می‌کنند. جابه‌جایی خریداران مسکن از مناطقی که قیمت مسکن بالاتری دارند به مناطق دیگر به دلیل بالا بودن قدرت خرید باعث افزایش قیمت مسکن سایر مناطق می‌گردند. به‌طوری‌که باعث می‌شود بازار مسکن مناطق مجاور به هم بسیار مرتبط شود و ارتباط بیشتری داشته باشند(Gong et al., 2014). مین (۱۹۹۹)، در بررسی نوسانات قیمت مسکن در بین مناطق انگلستان و با کشف وابستگی فضایی بین مناطق مختلف به بیان پدیده اثر موجی پرداخته است. دلیل مهم برای ایجاد اثر موجی را جریان مهاجرت، انتقال سرمایه، آربیتراژ فضایی[1] الگوهای فضایی در تعیین قیمت مسکن نظر می‌گیرند. هرچند در بسیاری از مطالعات، شواهد تجربی نشان‌دهنده ضعیف بودن جریان مهاجرت و انتقال سرمایه در ایجاد پدیده اثر موجی بوده است و آربیتراژ فضایی که ناشی از جریانات مالی و الگوهای فضایی است در تعیین قیمت مسکن نقش مهم‌تری داشته‌اند.

۲-۱ ادبیات تجربی

جهت شناخت بیشتر ادبیات موضوع این مطالعه در این قسمت، برخی مطالعات انجام شده که مرتبط با این موضوع پژوهش است که در داخل کشور و خارج کشور صورت گرفت است، به‌صورت خلاصه در جدول (۱) ارائه گردیده است.

جدول (۱): خلاصه پیشینه مطالعات خارجی و داخلی تحقیق

محققان	عنوان تحقیق	روش تحقیق	نتایج تحقیق
سلمر (۲۰۲۰)	تجزیه‌وتحلیل فضایی قیمت بازار مسکن با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی[2](GWR)	رگرسیون وزنی جغرافیایی	متغیرهای اثرگذار بر رشد قیمت مسکن، شاخص‌های مهاجرتی و آلودگی هوا هستند. همچنین وجود همبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی رابین مناطق شهری لهستان تأیید نمود.

۲- آربیتراژ به معنای بهره گرفتن از تفاوت قیمت بین دو یا چند بازار برای کسب سود است. آربیتراژ فضایی اشاره به موقعیتی دارد که در آن انتقال اطلاعات جدید قیمتی، ابتدا بین مناطق هم‌جوار اتفاق می‌افتد که باعث ایجاد اثر موجی قیمت‌ها می‌گردد (نیج و همکاران، ۲۰۱۲، ص۳).

2 - Geographic Weighted Regression

مورالی (۲۰۲۰)	تحلیل وابستگی فضایی در قیمت املاک و مستغلات	مدل رگرسیون هدانیک	کنترل عوامل فاکتورهای وابستگی فضایی (عواملی ساخت‌وساز، خدمات اجتماعی مشترک و ایجاد مجتمع‌های مسکونی بزرگ) باعث کاهش وابستگی فضایی در بین املاک و مستغلات می‌گردد.
ژنگ و همکاران (۲۰۱۹)	ارزیابی قیمت مسکن در بین مناطق شهری (مطالعه در منطقه شهری یانگ تسه چین)	مدل رگرسیون پانل فضایی	نتایج نشان از وابستگی فضایی بین مناطق شهری را دارد.
پیجنبرگ (۲۰۱۷)	بررسی ابعاد فضایی قیمت مسکن در ایالات متحده آمریکا	پانل پویای اثر ثابت با شیب ملایم	نتایج وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی و ناهمسانی فضایی در وابستگی فضایی بین مناطق شهری را تأیید می‌کند.
کوهن و همکاران (۲۰۱۶)	اثرات فضایی و پویایی قیمت مسکن در ایالات متحده آمریکا	مدل رگرسیون پانل پویای فضایی	الگوهای سرریز فضایی اثر معنی‌داری بر نرخ رشد قیمت مسکن مناطق شهری دارد. قیمت مسکن در یک منطقه خاص بستگی به وقفه قیمت مناطق هم‌جوار دارد
پورمحمدی و همکاران (۲۰۱۸)	مقایسه رهیافت‌های رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل‌های مکانی	رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی	روش رگرسیون وزنی جغرافیایی در مقایسه با روش‌های معمول و متعارف برآورد مدل‌های مکانی به دلیل درنظرگرفتن تفاوت‌های مکانی، وابستگی و ناهمسانی فضایی در بین مشاهدات نتایج مطلوب‌تری ارائه می‌دهد.
صارمی و همکاران (۲۰۱۸)	تحلیل فضایی قیمت مسکن موردمطالعه: منطقه دو شهرداری تهران.	رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی	نتایج، علاوه بر شناسایی عوامل مؤثر، حاکی از مطلوب‌تر بودن تکنیک رگرسیون وزنی جغرافیایی نسبت به تکنیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی در توضیح‌دهندگی قیمت مسکن است
طالبلو و همکاران (۲۰۱۷)	تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران	مدل پانل پویای دوربین فضایی	نتایج در الگوی پانل پویای فضایی نشان می‌دهد متغیر تأخیری قیمت مسکن سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن دارد.

خلیلی و همکاران (۲۰۱۳)	اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی	مدل پانل پویایی خود رگرسیونی فضایی	اثر انتشار فضایی قیمت مسکن عاملی بسیار مهم در توضیح رفتار قیمت مسکن است، به‌طوری‌که متوسط افزایش ۱۰درصدی قیمت مسکن در سایر استان‌ها، قیمت مسکن هر استان را ۶ درصد افزایش می‌دهد.

در جمع‌بندی پیشینه پژوهش باید گفت، با ارزیابی مطالعات داخلی قبلی در حوزه بازار مسکن آشکار است که اغلب پژوهش‌هایی که روی بازار مسکن صورت‌گرفته است، صرفاً روی تابع قیمت هدانیک مسکن در یک منطقه شهری خاص صورت‌گرفته است یا کمتر به موضوع اثرات تعاملات فضایی قیمت مسکن بین نواحی شهری پرداخته شده است. اگر مطالعات محدودی هم در زمینه تعاملات فضایی صورت‌گرفته باشد، مطالعات در سطح نواحی شهری صورت نگرفته است. بلکه در سطح منطقه‌ای یعنی استان‌ها بررسی گردیده است. این باعث می‌گردد، ناهمسانی فضایی در درون استان‌ها و شهرها نادیده گرفته شود. حتی در میان نواحی مختلف در درون یک شهر نیز درنظرگرفتن رفتار یکسان در نوسانات قیمت‌ها ما را دچار خطای محاسباتی می‌نماید؛ بنابراین این مطالعه در مقایسه با بقیه مطالعات انجام شده نوآوری جدیدی دارد در اغلب مطالعات داخلی بحث عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و هم‌بستگی فضایی قیمت مسکن در مقیاس استانی انجام‌گرفته است. درحالی‌که این مطالعه برای اولین‌بار در مقیاس نواحی شهری در شهر تهران انجام‌گرفته است.

۳- روش تحقیق و ارائه مدل

ویژگی داده‌های آماری روش مناسب برای تحلیل آن‌ها را مشخص می‌کند. یکی از ویژگی‌های اصلی مسکن جنبه فضایی یا مکانی آن است. تأثیر فضا در مدل‌های داده‌های تابلویی را می‌توان به‌صورت متغیر فضایی درون‌زا، برون‌زا یا به‌وسیله خودهمبستگی خطای فضایی[1] در نظر گرفت؛ بنابراین، در یک مدل عمومی، تأثیر فضا به‌صورت زیر در مدل اعمال می‌شود:

$$Y_t=\rho W_N Y_t+X_t\beta+W_N X_t\theta+\mu_t \qquad (۱)$$

$$\mu_t=\lambda W_N \mu_t+\varepsilon_t$$

1 - Spatial Error Autocorrelation

در اینجا Y_t برداری با ابعاد $N\times1$ از متغیر وابسته می‌باشد. X_t ماتریسی $N\times K$ از متغیر توضیحی است. ماتریس وزنی فضایی W_N به ابعاد $N\times N$ می‌باشد که ارتباطات همسایگی بین واحدهای مقاطع را نشان می‌دهد. ساخت ماتریس وزنی فضایی برحسب مجاورت، فاصله مکانی، فاصله اقتصادی یا روابط اجتماعی بین مقاطع شکل پیدا می‌کند. طبق قرارداد عناصر قطر اصلی ماتریس W_N همگی صفر هستند. ماتریس وزنی عموماً براساس سطرها نرمالیز می‌گردد. در اغلب مطالعات ماتریس وزنی فضایی را در طول زمان ثابت در نظر می‌گیرند. W_NY_t به‌عنوان متغیر درون‌زا فضایی در نظر گرفته می‌شود. اثر تعاملات متغیر وابسته همسایگان را در مدل اعمال می‌کند. معنادار بودن ضریب ρ نشان دهنده وجود تعاملات فضایی درون‌زا است. W_NX_t اثر تعاملات فضایی برون‌زا متغیرهای توضیحی همسایگان را در مدل اعمال می‌کند. معنادار بودن ضریب θ نشان‌دهنده وجود تعاملات فضایی برون‌زا است. تعاملات فضایی را همچنین می‌توان به صورت شوک‌های مشاهده‌نشده از همسایگان، در جزء خطا منظور نمود. $W_N\mu_t$ تعاملات خطا فضایی را در مدل اعمال می‌کند. معنادار بودن λ در مدل تائیدکننده تعاملات فضایی به‌صورت خطای فضایی می‌باشد. برحسب این‌که در یک مدل فضایی چه تعاملاتی در نظر داشته باشیم، با انواع مدل‌های فضایی مواجهیم (Elhorst, 2017).

یکی از موضوعات مهم در پژوهش‌های مرتبط با اقتصادسنجی فضایی انتخاب نوع مدل فضایی است. متناسب با در نظر گرفتن نوع تعاملات فضایی با انواع مدل‌های فضایی از جمله مدل خود رگرسیونی فضایی (SAR)، مدل خطای فضایی(SEM)، مدل دوربین فضایی (SDM)، مدل ترکیبی خودرگرسیونی فضایی (SAC)، مدل خطا دوربین فضایی (SDEM) و مدل عمومی فضایی (GNS) مواجه خواهیم بود. همچنین مدل‌های فضایی می‌توانند به صورت مدل‌های ایستا و پویا نیز باشند. برای انتخاب مدل‌های فضایی ابتدا می‌توان مدل عمومی فضایی را در نظر گرفت و با آزمون‌های مربوطه از وجود نوع عامل تعاملات فضایی اطمینان حاصل کرد. سپس بعد از معناداری عامل تعامل فضایی می‌توان نوع مناسب مدل را انتخاب نمود (Elhorst, 2017). در ارتباط با در نظر گرفتن اثرات واحدهای فضایی به‌صورت اثر تصادفی یا اثر ثابت در مدل‌های ایستا با آزمون هاسمن نوع مدل اثر ثابت و اثر تصادفی مشخص می‌گردد، اما در مدل‌های پویا نیازی به این آزمون نیست و مدل به صورت اثر ثابت باید در نظر گرفته شود (Elhorst, 2011). به پیروی از مدل الهورست (۲۰۱۴) مدل تأخیر فضایی اثر ثابت پویا به‌طورکلی به‌صورت زیر است:

$$Y_t=\rho w y_{t-1}+\beta x_t+\mu+\partial_t l_N+\varepsilon_t \qquad (۲)$$

در اینجا Y_t یک بردار $N\times1$ که شامل یک مشاهده متغیر وابسته برای هر واحد فضایی $(i=1,2,\ldots,N)$ در زمان t است. ρ پارامتر وابستگی فضایی و x_t یک ماتریس $N\times K$ از K متغیر توضیحی است . μ اثر ثابت فضایی مقاطع می‌باشد. $\hat{\alpha}_t$ دوره زمانی اثر فضایی یا همان متغیر دامی زمان است و l_N یک بردار یکه $N\times1$ است. معنادار بودن ρ نشان از همبستگی فضایی بین مقاطع دارد. به پیروی از مدل الهورست(۲۰۱۴) مدل تأخیر فضایی اثر ثابت، سعی گردید تحلیل فضایی قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران مدل‌سازی گردد. با توجه به اینکه متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن برخی مربوط به طرف تقاضای مسکن و برخی مربوط به طرف عرضه مسکن می‌باشد. در این جا متغیرهای توضیحی در مدل متغیرهای نرخ رشد جمعیت سالانه نواحی، نرخ رشد سالانه درآمد قابل تصرف سرانه واقعی که نشان دهنده طرف تقاضا تأثیرگذار بر قیمت مسکن هستند. تعداد پروانه‌های ساختمانی و نرخ بیکاری سالیانه به عنوان طرف عرضه تأثیرگذار بر قیمت مسکن درنظرگرفته شده است. متغیر وابسته میانگین نرخ رشد واقعی سالانه قیمت مسکن نواحی در نظر گرفته شده است. این متغیرها بر اساس پژوهش پیجنبرگ (۲۰۱۷)، در تحلیل فضایی قیمت مسکن ایالت‌های آمریکا انتخاب گردیده‌اند. از طرف دیگر این متغیرهای توضیحی بر اساس ادبیات موضوع متغیرهای طرف تقاضا و طرف عرضه مؤثر بر قیمت مسکن در نظر گرفته شده است که پیشینه تحقیق بسیاری از محققان از این متغیرها برای تأثیرپذیری آن‌ها بر نرخ رشد قیمت مسکن استفاده کرده‌اند؛ بنابراین مدل اثر ثابت فضایی پانل پویا به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\text{(۳)}\quad rhusp_{it} = \mu_i+\alpha rpopp_{it}+\beta unemploy_{it}+\pi rincomp_{it}+\delta buldper_{it}+\rho\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\, rhusp_{jt-1}+\varepsilon_{it}$$

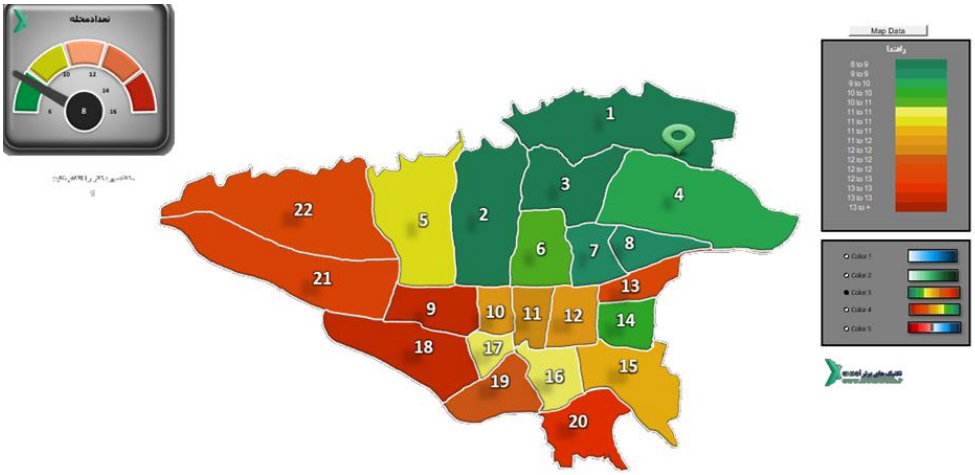
در معادله بالا $rhusp$ متغیر وابسته نرخ رشد واقعی قیمت مسکن را نشان می‌دهد. متغیرهای نرخ رشد جمعیت$(rpopp)$، نرخ بیکاری$(unemploy)$، نرخ رشد درآمد سرانه$(rincomp)$ تعداد پروانه ساختمانی$(buldper)$، به‌عنوان متغیرهای توضیحی مدل محسوب می‌گردند. قابل‌ذکر است اطلاعات این داده‌ها از سالنامه‌های آماری شهر تهران جمع‌آوری‌شده است. همچنین $rhusp_{t-1}$ به‌عنوان متغیر وابسته وقفه فضایی با یک دوره تأخیر زمانی در نظر گرفته شده است؛ که موجب پویا شدن مدل گردیده است. μ_i به‌عنوان متغیر اثرات ثابت مقاطع در نظر گرفته شده‌است. ε_{it} جز اخلال مدل می‌باشد. وارد کردن یک متغیر وابسته به صورت تأخیر فضایی در برآورد پانل موجب می‌گردد، انتشار فضایی قیمت مسکن در نواحی شهری هم‌جوار موردبررسی قرار گیرد. میزان هم‌جواری نواحی شهری بر اساس ماتریس وزنی

فضایی w_N تعریف می‌شود. ماتریسی به ابعاد $N\times N$ که N تعداد نواحی شهری می‌باشد. هر عنصر ماتریس وزنی W_{ij} قدرت تعامل بین نواحی شهری i و j را مشخص می‌کند. اگر هیچ گونه تعاملی بین ناحیه i و j وجود نداشته باشد، W_{ij} برابر با صفر می‌باشد. بر اساس قراردادی عناصر قطر اصلی W_{ij} برابر صفر هستند. در تخمین ماتریس فضایی عناصر ماتریس با استفاده از هم‌جواری نواحی تعیین گردیده است، به صورتی که اگر نواحی هم‌جوار و مرز مشترک داشته باشند، $W_{ij}=1$ ایجاد می‌گردند. اگر مرز مشترک و هم‌جواری نداشته باشند، آنگاه $W_{ij}=0$ می‌باشد. همچنین بر اساس قراردادی عناصر قطر اصلی ماتریس یعنی $W_{ij}=0$ می‌باشد(Astuti et al., 2020). پس از آن ماتریس وزنی بر حسب مجموع سطری معادل یک نرمالیز می‌شوند؛ یعنی جمع وزن‌های هر سطر یک می‌شود. برای حالت پانل ماتریس وزنی با زمان T مشخص می‌گردد.

فرض می‌شود، ماتریس وزنی فضایی در طول زمان تغییر نمی‌کند. از حاصل‌ضرب این ماتریس وزنی در متغیر وابسته که در اینجا قیمت مسکن نواحی شهری است، بردار متغیر وابسته وقفه فضایی به دست می‌آید. آماره موران جهت بررسی وابستگی فضایی از آزمون های لازم می باشد.

پژوهش انجام شده در ارتباط با تحلیل فضایی قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران می‌باشد. قابل ذکر است، منظور از نواحی ۲۲گانه همان اصطلاح متعارف مناطق ۲۲ گانه شهر تهران بر اساس تعریف سازمان شهرداری تهران می‌باشد؛ اما در این پژوهش سعی شده است، از اصطلاح علمی در مفاهیم اقتصاد شهری، کلمه نواحی به کارگرفته شود. ازاین‌رو جمع‌آوری اطلاعات متغیرهای توضیحی در مدل، نرخ رشد جمعیت سالانه نواحی، نرخ سالیانه بیکاری، نرخ رشد سالانه درآمد قابل تصرف سرانه واقعی و تعداد پروانه‌های ساختمانی و متغیر وابسته نرخ رشد واقعی قیمت مسکن بر اساس داده‌های موجود در آمارنامه‌های شهرداری تهران، سامانه اطلاعات و فناوری شهرداری تهران و مرکز آمار بوده‌است. داده‌ها برای یک دوره ۱۱ ساله از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۸ برای نواحی ۲۲ گانه شهر تهران جمع‌آوری گردیده است. محدودیت‌های آماری و کمبود اطلاعات در این زمینه مانع بیشتر شدن دوره زمانی پژوهش مربوطه گردید. تحلیل داده‌ها مدل با استفاده از نرم افزار استاتا و پکیج های لازم برای این نرم‌افزار انجام شده است. همچنین در تحلیل نمودار و تهیه شکل‌ها از نرم‌افزار جیودا و آرک مپ استفاده گردیده است.

شکل (۱) نقشه میانگین نرخ رشد قیمت سالانه مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران در سال ۱۳۹۸



منبع: نتایج پژوهش

برای انتخاب نوع مناسب مدل فضایی برای این پژوهش از آزمون والد و والد چندگانه برای تعیین نوع اثر تعاملات فضایی و انتخاب نوع مدل به کار گرفته شد.

همچنین معیارهای اطلاعات نکویی برازش آکائیک (AIC) و معیار اطلاعاتی بیزی – شوارتز (BIC) نیز پس از تخمین انواع مدل‌های فضایی به کار گرفته شد تا مناسب‌ترین نوع مدل فضایی انتخاب گردد. در جدول شماره (۲) و (۳) این نتایج مشخص گردیده است.

جدول (۲): نتایج آزمون والد و والد چندگانه برای تعیین نوع مدل و اثرات فضایی

نوع آزمون	فرض صفر آزمون	میزان آماره آزمون	احتمال
والد	تعاملات فضایی برون‌زا است (مدل SDM).	۰/۶۳	۰/۸۹۰۵
والد چندگانه	تعاملات فضایی در جزء خطا است (مدل SEM).	۳/۹۲	۰/۴۱۶۴

منبع: نتایج پژوهش

بنابراین مطابق نتایج جدول (۲) آزمون والد، مدل‌های فضایی که در آن تعاملات فضایی به‌صورت برون‌زا و اثرات فضایی بین متغیرهای توضیحی است، مانند مدل SDM را رد می‌کند. همچنین مطابق نتایج آزمون والد چندگانه، مدل‌های فضایی که در آن تعاملات فضایی به‌صورت جزء خطا در نظر گرفته می‌شود مانند

مدل SEM را رد می‌کند. پس به نظر می‌رسد تعاملات فضایی به‌صورت برون‌زا باشد و تخمین مدل به‌صورت SAR و معنادار بودن ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته می‌تواند دلیل این موضوع باشد؛ اما معیارهای اطلاعات نکویی آکائیک و بیزی - شوارتز نیز برای انتخاب مدل مناسب فضایی به کار گرفته شده است. نتایج این معیارها پس از تخمین انواع مدل‌های فضایی برای هر مدل، در جدول (۳) مشاهده می‌گردد.

جدول (۳): نتایج آزمون AIC، BIC برای تعیین مناسب‌ترین نوع مدل فضایی

نوع مدل فضایی	SEM	SDM	SAC	SAR ایستا	SAR پویا
معیار AIC	۱۴۹۳/۶۶	۱۴۹۷/۶۹	۱۴۵۸/۸۷	۱۳۸۰/۹۴	۱۲۶۶/۱۰
معیار BIC	۱۵۱۴/۶۰	۱۵۳۲/۵۸	۱۴۸۳/۳۰	۱۴۱۴/۲۷	۱۲۸۹/۸۵

منبع: نتایج پژوهش

بررسی نتایج جدول (۳) نیز حاکی از مناسب‌ترین عدد معیار AIC، BIC برای مدل فضایی SAR پویا از بین تمامی مدل‌های تخمین‌زده فضایی برای این پژوهش است؛ بنابراین با توجه به نتایج آزمون‌های مربوطه مدل (SAR) پویا به‌عنوان مدل مناسب انتخاب شده است. با توجه به پویا درنظرگرفتن مدل (SAR)، نیازی به آزمون هاسمن نبوده و مدل اثر ثابت است؛ بنابراین مدل نهایی برگزیده، مدل پویای خود رگرسیونی اثرات ثابت فضایی است. در مدل، ماتریس وزنی وقفه فضایی ($wrhusp_{t-1}$) از حاصل ضرب ماتریس مجاورت نرمالیز شده در متغیر وابسته با یک دوره تأخیر حاصل گردیده است که به‌نوعی معنادار بودن ضریب مربوطه نشان دهنده همبستگی فضایی قیمت مسکن در بین نواحی ۲۲ گانه خواهد بود. نتایج برآورد و آزمون بر روی معنادار بودن ضرایب مدل فوق به صورت جدول (۴) به دست آمده است.

جدول (٤): نتایج برآورد ضرایب مدل (۳)، مدل پویای فضایی اثر ثابت (SAR)

میانگین نرخ رشد سالانه قیمت مسکن (متغیر وابسته)	rhusp	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره	مقدار احتمال	فاصله اطمینان (۹۵ درصد)
وقفه متغیر وابسته	$wrhusp_{t-1}$	۰/۰۳۳	۰/۰۰۷	۴/۲۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۷ - ۰/۰۴۸
نرخ رشد درآمد سالانه	rincomp	۰/۰۵۹۱	۰/۰۳۶	۱۶/۱۷	۰/۰۰۰	۰/۵۱۹ - ۰/۶۶۳
نرخ رشد جمعیت	rpopp	۰/۶۰۱	۰/۰۴۸	۱۲/۳۹	۰/۰۰۰	۰/۵۰۶ - ۰/۶۹۶
تعداد پروانه ساختمانی	buldper	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	-۶/۱۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶ -۰/۰۰۳

نرخ بیکاری	unemploy	۰/۲۶۵	۰/۱۴۵	۱/۸۳	۰/۰۶۸	۰/۰۱۹- ۰/۵۴۰
اثرات فضایی	spatial rho	۰/۸۷۴	۰/۰۱۳	۶۴/۴۱	۰/۰۰۰	۰/۹
واریانس	variance	۱۴/۳۱۴	۱/۲۵	۱۱/۳۸	۰/۰۰۰	۱۶/۷۷
میانگین اثر ثابت	mean of fix effects	-۱۰/۰۷				
تابع درستنمایی	log-likelihood	- ۶۲۶/۵۴				

منبع: نتایج پژوهش

از مشاهده نتایج تخمین مدل (SAR) اثر ثابت پویا برای نواحی ۲۲ گانه شهر تهران در جدول (۴)، مشاهده می‌گردد وقفه فضایی متغیر وابسته با یک وقفه تأخیر زمانی ($wrhusp_{t-1}$) ضریب برآوردی آن برابر با ۰/۰۳۳ بوده است و ضریب مربوطه معنادار و دارای اثر مثبت بوده است. در واقع وقفه فضایی متغیر وابسته با یک دوره تأخیر زمانی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی۲۲ گانه شهر تهران مؤثر بوده است. این نشان از وجود اثر فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران را دارد؛ به عبارت دیگر نرخ رشد قیمت مسکن دریک ناحیه از نرخ رشد نواحی همجوار خود تأثیر مثبت می‌پذیرد و وجود اثرات سرریز فضایی تأیید می‌گردد. از بین متغیرهای توضیحی مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران مشاهده می‌گردد، که به‌جز متغیر نرخ بیکاری بقیه متغیرها اثر معناداری بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران داشته‌اند. متغیرهای نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ رشد جمعیت بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران اثر مثبتی داشته‌اند؛ اما متغیر تعداد پروانه ساختمانی اثر منفی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران داشته است. طبیعی است، که این نتایج با مباحث تئوریکی بازار مسکن همخوانی دارد. چراکه متغیرهای نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ رشد جمعیت به عنوان متغیرهای طرف تقاضا سبب افزایش تقاضا برای مسکن می‌گردند؛ بنابراین اثر مثبتی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن خواهند داشت؛ اما متغیر تعداد پروانه‌های ساختمانی به عنوان متغیر طرف عرضه باعث می‌گردد با افزایش تعداد پروانه‌های ساختمانی عرضه مسکن افزایش ازاین‌رو قیمت مسکن نیز کاهش یابد. به همین دلیل نتایج پژوهش نیز با این تئوری تطبیق داشته است و اثر متغیر تعداد پروانه‌های ساختمانی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن مناطق ۲۲ گانه شهر تهران منفی شده است و ضریب آن منفی در مدل برآورد شده است. همچنین نتایج نشان داده است که رابطه معناداری بین نرخ بیکاری و نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه مشاهده نشده است. نتایج معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی حاکی بر این موضوع است که متغیرهای طرف تقاضا موثرتر از متغیرهای طرف عرضه بر روی قیمت مسکن تأثیرگذار می‌باشند.

همچنین برای برآورد وجود همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران نیاز است، آزمون‌های مربوطه همچون آزمون موران عمومی و آزمون جری سی و غیره انجام گیرد که در جدول (۵) نتایج این آزمون‌ها به دست آمده است.

جدول (۵) نتایج آزمون همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران

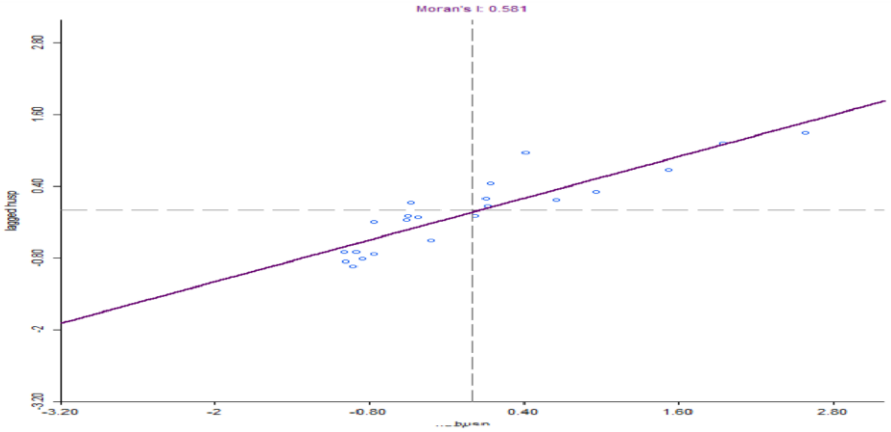
جدول (۵): نتایج آزمون همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران

همبستگی فضایی وجود ندارد :Ho همبستگی فضایی وجود دارد :H1		
نوع آزمون	آماره مقدار	**مقدار احتمال**
GLOBAL Moran MI	۰/۲۸۴	۰/۰۰۰
GLOBAL Geary GC	۰/۵۶۲	۰/۰۰۰
GLOBAL Getis–Ords GO	-۱/۳۲۹	۰/۰۰۰
Moran MI Error Test	۱/۹۰۶	۰/۰۳۶

منبع: نتایج پژوهش

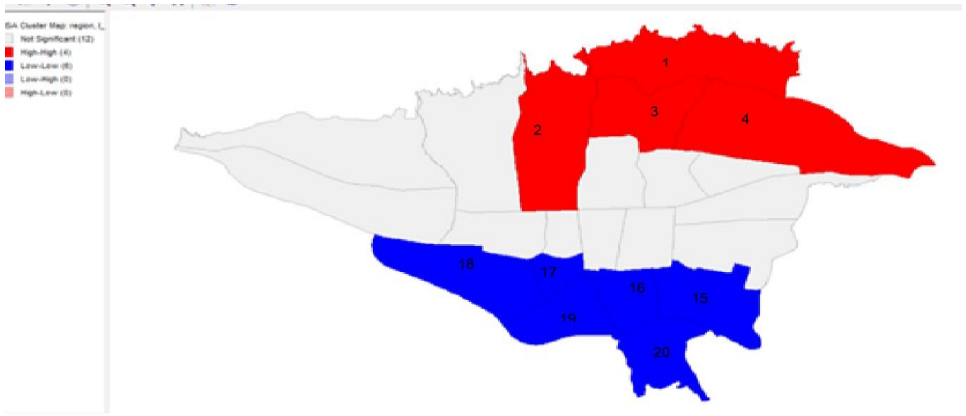
همان‌گونه که از نتایج آزمون خودهمبستگی فضایی در جدول (۵) مشاهده می‌گردد، تمامی آزمون‌ها همبستگی فضایی حاکی از این موضوع است که فرض که گویایی عدم خودهمبستگی فضایی است، رد شده است. وجود یک همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه تأیید گردیده است. آماره موران عمومی به عنوان معیاری برای شناخت ارتباط پراکنش فضایی داده‌ها است. معنادارشدن آماره موران عمومی تأییدکننده وجود روابط فضایی بین داده‌های فضایی است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، مقدار آماره موران عمومی، ۰/۲۸۴ بوده و معنادار بوده است. این نشان می‌دهد، نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیرپذیر است. به‌عبارت‌دیگر زمانی که افزایش یا کاهش نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نواحی ۲۲ گانه شهر تهران رخ می‌دهد، این تغییرات قیمت در طی یک دوره زمانی به نواحی هم‌جوار تأثیر می‌گذارد. در واقع یک ارتباط فضایی در انتشار قیمت بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران وجود دارد. به‌طوری‌که تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود اثر مثبتی می‌پذیرد؛ اما برای مشخص شدن نوع ارتباط فضایی از نمودار موران محلی استفاده می‌گردد که به‌خوبی نوع و شکل ارتباط فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران را بیان می‌کند. شکل (۲) نمودار موران محلی مربوط به

خودهمبستگی فضای نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه است که با استفاده از نرم افزار Geo Da به دست آمده است.



منبع: نتایج پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Geo Da

همان‌گونه که از نمودار موران محلی مشخص است، نمودار موران دارای شیب مثبت و صعودی است. این موضوع وجود رابطه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران را تأیید می‌کند. همچنین مثبت و صعودی بودن نمودار موران بیان‌کننده رابطه مستقیم و مثبت تأثیرپذیری هرکدام از نواحی ۲۲ گانه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی همسایگان خود است. در نمودار موران پراکنش نقاط بیشتر در دو ناحیه HH و ناحیه LL نمودار است. ناحیه HH نشان‌دهنده نواحی است که نرخ رشد قیمت مسکن بالا و همچنین اثر وقفه فضایی آن نیز بالا است. برعکس ناحیه LL نمودار نواحی را نشان می‌دهد که نرخ رشد قیمت مسکن پایین و اثر وقفه فضایی آن نیز پایین است. در شکل(۳) این نواحی بر روی نقشه نواحی ۲۲ گانه شهر تهران مشخص گردیده است.



شکل ۳: تعیین نوع روابط فضایی نواحی ۲۲ گانه شهر تهران بر اساس شاخص موران محلی

منبع: نتایج پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Geo Da

شکل (۳) پراکنش روابط فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران بیان می‌کند. روابط فضایی در نواحی که در جنوب شهر تهران هستند، با نواحی که در شمال شهر تهران هستند متفاوت است. بر اساس نمودار موران محلی نواحی ۱،۲،۳،۴ که در شمال و شمال شرق شهر تهران واقع هستند، در ناحیه HH نمودار موران قراردارند؛ یعنی اینکه نرخ رشد قیمت مسکن در این نواحی بالاست و همچنین اثر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نیز بالا است. به‌عبارت‌دیگر اثرپذیری نرخ رشد قیمت مسکن در این نواحی از همسایگان خود نیز بالا است. نواحی ۱۵،۱۶،۱۷،۱۸،۱۹،۲۰ مناطقی هستند که در موقعیت جنوب شهر تهران قرار دارند، در ناحیه LL نمودار موران واقع شده‌اند؛ یعنی اینکه نرخ رشد قیمت مسکن در این نواحی پایین است و همچنین اثر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نیز پایین است. به‌عبارت‌دیگر اثرپذیری نرخ رشد قیمت مسکن در این نواحی از همسایگان خود نیز کمتر است؛ بنابراین با توجه به نتایج برآورد مدل و تحلیل‌های مربوطه مهم‌ترین نتایج حاصله از این پژوهش به‌صورت می‌توان بیان داشت:

الف) نتایج نشان داد از بین متغیرهای تعریف شده در مدل همه متغیرهای طرف تقاضا بر روی قیمت مسکن اثرگذار بوده است. مشاهده گردید که متغیرهای نرخ رشد جمعیت و متغیر نرخ رشد درآمد سرانه به‌عنوان متغیرهای طرف تقاضا، رابطه مستقیمی با نرخ رشد قیمت مسکن داشته‌اند. متغیرهای طرف عرضه، تعداد پروانه‌های ساختمانی رابطه معکوسی با نرخ رشد قیمت مسکن داشته است. به‌طوری‌که با افزایش تعداد

پروانه‌های ساختمانی عرضه مسکن افزایش‌یافته بنابراین قیمت مسکن کاهش می‌یابد؛ اما اثرگذاری متغیر دیگر طرف عرضه، نرخ بیکاری بر روی نرخ رشد قیمت مسکن معنادار نبوده است.

ب) نتایج حاکی از وجود همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران بوده است. نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیر می‌پذیرد. به‌عبارت‌دیگر زمانی که افزایش یا کاهش نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نواحی ۲۲ گانه شهر تهران رخ می‌دهد، این تغییرات قیمت در طی یک دوره زمانی به نواحی هم‌جوار تأثیر می‌گذارد. یک ارتباط فضایی در انتشار قیمت در بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران وجود دارد و تغییرات قیمت مسکن در یک ناحیه از قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود اثر مثبتی می‌پذیرد.

ج) با استفاده از تحلیل نمودار موران محلی همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی شمال شهر تهران با نواحی جنوب شهر تهران متفاوت است.

۵ - نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از ویژگی‌های اصلی مسکن، جنبه فضایی یا مکانی آن است. تجربه نشان می‌دهد تغییرات قیمت مسکن از یک ناحیه شروع و در مراحل بعدی به سایر نواحی انتشاریافته است. به همین دلیل بحث مجاورت و وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی مطرح است. گسترش قیمت مسکن در طول فضا نشان از یک خودهمبستگی فضایی بین نواحی است. مدل‌سازی این آثار می‌تواند، در قالب اقتصادسنجی فضایی صورت گیرد. این مقاله به دنبال شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن در بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران بوده است. همچنین به شناسایی وجود همبستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران پرداخته شده است. با استفاده از داده‌های نواحی ۲۲ گانه شهرداری تهران در طول سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ که بر اساس سالنامه‌های آماری شهر تهران و اطلاعات حاصل از مرکز آمار در مورد نواحی ۲۲ گانه شهر تهران جمع‌آوری گردیده است. سعی شده است با استفاده از مدل پانل پویایی اثر ثابت فضایی به شناسایی تأثیر متغیرهای توضیحی همچون نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد درآمد سرانه، نرخ بیکاری و تعداد پروانه‌های ساختمانی بر روی متغیر وابسته نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه پرداخته شود. در این مدل پویا وقفه فضایی، متغیر وابسته نرخ رشد قیمت مسکن با یک دوره تأخیر زمانی در نظر گرفته شده است. همچنین ماتریس وزنی فضایی بر اساس مجاورت نواحی تعیین گردید. نتایج حاکی از این موضوع است، از بین متغیرهای توضیحی مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران مشاهده گردید، به‌جز متغیر نرخ بیکاری بقیه متغیرها اثر معناداری بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران

داشته‌اند. متغیرهای نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ رشد جمعیت بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران اثر مثبتی داشته‌اند؛ اما متغیر تعداد پروانه ساختمانی اثر منفی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲ گانه شهر تهران داشته است. طبیعی است که این نتایج با مباحث تئوریکی بازار مسکن همخوانی دارد. چراکه متغیرهای نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ رشد جمعیت به‌عنوان متغیرهای طرف تقاضا سبب افزایش تقاضا برای مسکن می‌گردند؛ بنابراین اثر مثبتی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن خواهند داشت؛ اما متغیر تعداد پروانه‌های ساختمانی به‌عنوان متغیر طرف عرضه باعث می‌گردد، با افزایش تعداد پروانه‌های ساختمانی عرضه مسکن افزایش یابد. لذا قیمت مسکن نیز کاهش می‌یابد. به همین دلیل نتایج پژوهش نیز با این تئوری تطبیق داشته است. اثر متغیر تعداد پروانه‌های ساختمانی بر روی نرخ رشد قیمت مسکن مناطق ۲۲ گانه شهر تهران منفی شده است و ضریب آن منفی در مدل برآورد شده است. همچنین نتایج نشان داد که رابطه معناداری بین نرخ بیکاری و نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه مشاهده نشده است. معناداری ضریب وقفه فضایی در مدل نشان‌دهنده وجود اثر فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران است. تمامی آزمون‌های لازم حاکی از این موضوع است که فرض H_0 که گویایی عدم خودهمبستگی فضایی است، رد شده است و وجود یک همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه تأیید گردیده است. این نشان می‌دهد که نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیر می‌پذیرد. در واقع وجود اثرات سرریز فضایی تأیید می‌گردد؛ به عبارت دیگر زمانی که افزایش یا کاهش نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه از نواحی ۲۲گانه شهر تهران رخ می‌دهد، این تغییرات نرخ رشد قیمت در طی یک دوره زمانی به نواحی هم‌جوار تأثیر می‌گذارد. در واقع یک ارتباط فضایی در انتشار نرخ رشد قیمت در بین نواحی ۲۲گانه شهر تهران وجود دارد. با استفاده از تحلیل نمودار موران محلی مشخص گردید، همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی شمال شهر تهران با نواحی جنوب شهر تهران متفاوت است.

پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران حوزه مسکن از ارتباط فضایی قیمتی بین نواحی ۲۲گانه شهر تهران غافل نباشند. تغییر عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد قیمت مسکن دریک ناحیه می‌تواند علاوه بر تأثیر مستقیم بر روی نرخ رشد قیمت مسکن آن ناحیه، متناسب با ارتباط بین نواحی به صورت غیرمستقیم بر روی نرخ رشد قیمت مسکن سایر نواحی تأثیرگذار باشد. همچنین به سیاست‌گذاران حوزه مسکن توصیه می‌گردد، با توجه به متفاوت بودن همبستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی جنوب شهر تهران در مقایسه با

نواحی شمال شهر تهران برای هرکدام از نواحی شمال و جنوب شهر تهران، سیاست‌گذاری خاص خود باید به کار گرفته شود.

References

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.

Anselin, L. (2003). Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International regional science review*, *26*(2), 153-166.

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.

Astuti, A. M., Zain, I., & Purnomo, J. D. T. (2020, March). A Review of Panel Data on Spatial Econometrics Models. In *Journal of Physics: Conference Series* (Vol. 1490, No. 1, p. 012032). IOP Publishing.

Brady, R. R. (2014). The spatial diffusion of regional housing prices across US states. *Regional Science and Urban Economics*, *46*, 150-166.

Cellmer, R., Cichulska, A., & Bełej, M. (2020)**.** Spatial Analysis of Housing Prices and Market Activity with the Geographically Weighted Regression**.** *International Journal of Geo – Information*, 9(6), 380.

Cohen, J. P., Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. W. (2016). Spatial effects and house price dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics*, *31*, 1-13.

DeFusco, A., Ding, W., Ferreira, F., & Gyourko, J. (2018). The role of price spillovers in the American housing boom. *Journal of Urban Economics*, *108*, 72-84.

Elhorst, J. P. (2014). Dynamic spatial panels: models, methods and inferences. In *Spatial econometrics* (pp. 95-119). Springer, Berlin, Heidelberg.

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels*. Springer.

Elhorst, J. P. (2017). Spatial Panel Data Analysis. *Encyclopedia of GIS*, *2*, 2050-2058.

Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The quarterly journal of economics*, *116*(4), 1233-1260.

Gong, Y., Boelhouwer, P., & de Haan, J. (2014). Spatial Dependence in House Prices: Evidence from China's Interurban Housing Market.

Guo, J., & Qu, X. (2019). Spatial interactive effects on housing prices in Shanghai and Beijing. *Regional Science and Urban Economics*, *76*, 147-160.

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.

Hyun, D., & Milcheva, S. (2018). Spatial dependence in apartment transaction prices during boom and bust. *Regional Science and Urban Economics*, *68*, 36-45.,

Khalili Iraqi, Mansour and Mehrara, Mohsen. (2013). The Effect of Spatial Diffusion of Housing Price Changes in Iran Using Spatial Interruption Model and Combined Data. Quarterly Journal of Economic Research and Policy. No. 67, Fall 2013, Pages 48 - 25. (In persian)

Lassage, James and Pace, Kelly. (2009). Introduction to Space Sanpi Economics, translated by Jalaei Esfandiari. Abdolmajid and Jamshid Nejad, Arash, Noor Alam Publications.First Edition, 2013. (In persian)

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

Moralı, O., & Yılmaz, N. (2020). An analysis of spatial dependence in real estate prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1-23.

Oikarinen, E., Bourassa, S. C., Hoesli, M., & Engblom, J. (2018). US metropolitan house price dynamics. *Journal of Urban Economics*, *105*, 54-69.

Pijnenburg, K. (2017). The spatial dimension of US house prices. *Urban Studies*, *54*(2), 466-481.

Poor, Mohammadi, Mohammad, Reza et al. (2018). A comparative study of geographical weight regression approaches and ordinary squares in estimating place models. Journal of Geographical Research and Mapping. *23* (63), 76-53. (In persian)

Saremi, H., Heydari, M., & Aghaei, F. (2018). Spatial analysis of housing price using geographically weighted regression (A case study in District 2 of Tehran Metropolitan City, Iran). Urban Economics, *3*(2), 19-38. (In persian)

Taleblou, R., Mohamadi, T., & Pirdayeh, H. (2017). Analysis of Spatial Diffusion of Housing Price Changes in Iranian Provinces; Spatial Econometrics Approach. (In persian)

Wood, R. (2003). The information content of regional house prices: can they be used to improve national house price forecasts. *Bank of England. Quarterly Bulletin*, *43*(3), 304.

Zhang, L., Wang, H., Song, Y., & Wen, H. (2019). Spatial spillover of house prices: An empirical study of the Yangtze Delta urban agglomeration in China. *Sustainability*, *11*(2), 544.