

تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصاد سنجی فضایی

رضا طالبلو*، تیمور محمدی** و هادی پیردایه***

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۳۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۰۹

چکیده

پژوهش‌های بخش مسکن نشان می‌دهند اثر متغیرهای اقتصادی مختلف بر قیمت مسکن در مناطق مختلف یک کشور متفاوت است و قیمت مسکن در مناطق مختلف کشور دارای ارتباطی درونی با یکدیگر هستند، مدل‌سازی این آثار در قالب اقتصادسنجی فضایی صورت می‌گیرد. در این پژوهش از داده‌های مربوط به ۲۸ استان مختلف ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۹ به برآورد و مقایسه الگوهای پانل پویای دوربین فضایی با الگوهای پانل دوربین فضایی و همچنین برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سریزهای فضایی) مربوط به متغیرهای توضیحی در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت به کمک ماتریس وزنی فضایی جمعیتی در چارچوب نرم‌افزار متلب پرداخته شده است. به منظور انتخاب بهترین الگوی فضایی سازگار با الگوی نظری تعیین قیمت مسکن از روش شناسی الهورست و در هر مرحله از آزمون نسبت درستمایی (LR) و آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای مقایسه الگوهای فضایی استفاده شده است و مشخص شد الگوی پویای فضایی بهترین تصریح را نشان می‌دهد. با مقایسه نتایج در الگوهای پانل پویای فضایی، متغیر تأخیری قیمت مسکن و اثرات فضایی این متغیر سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن نشان می‌دهد، این در حالی است که تنها اثرات فضایی متغیر مخارج خانوار اثر معناداری بر قیمت مسکن داشته و سایر متغیرها از جمله قیمت زمین، هزینه ساخت و اجاره واحد مسکونی هم به صورت مستقیم و هم در قالب سریزهای فضایی اثرات معناداری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران داشته‌اند.

طبقه‌بندی JEL: R12, C23, C01

کلیدواژه‌ها: الگوی پانل پویای فضایی، تغییرات قیمت مسکن، الگوی پانل فضایی، ماتریس‌های وزنی فضایی براساس جمعیت و نرم‌افزار متلب.

talebloo.r@gmail.com

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی:

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

*** دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی - نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:

hadipirdaye.69@gmail.com

۱- مقدمه

بخش مسکن یکی از بخش‌های پیشران در اقتصاد کلان بوده در عین حال مهم‌ترین دارایی خانوارها به حساب می‌آید که دارندگان آن به منظور عدم پذیرش ریسک‌های بالاتر در سایر بازارهای مالی به نگهداری از آن مبادرت می‌ورزند. همچنین بخش مسکن یکی از پرنوسان‌ترین بخش‌های اقتصاد است.

سهم بخش ساخت‌وساز و مسکن در سرمایه‌گذاری اقتصادهای پیشرفته حدود ۱۶ درصد است، اما سهم متوسط در کاهش تولید ناخالص داخلی در رکودها نسبت به رشد عادی در کشورها بیش از ۳۱ درصد است (رومر، ۲۰۱۱). بنابراین، لزوم شناخت عوامل موثر بر عرضه و تقاضا و همچنین به کارگیری ابزارهای سیاستی مناسب در این بازار را بیش از پیش پراهمیت می‌کند. در کنار این موضوعات، بخش مسکن به دلیل ارتباطات پسین و پیشین^۱ قوی با سایر بخش‌های اقتصادی به عنوان یکی از بخش‌های محرک رشد اقتصادی در کشور مطرح بوده و هرگونه تحرک تولید در این بخش زمینه‌ساز رشد تولید و اشتغال در سایر بخش‌های وابسته است (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

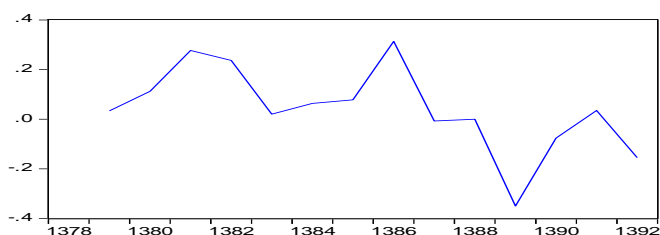
همچنین قیمت مسکن به عنوان یک کالای غیرمنقول، تابع شرایط عرضه و تقاضای مسکن در بازار است و در این بازار عوامل متعددی از جمله پدیده‌های جغرافیای بر این توابع اثر می‌گذارند (فروغی و فرهمند، ۱۳۹۰). تغییرات قیمت مسکن از جمله مقولاتی است که در سال‌های اخیر در پژوهش‌های اقتصاد سنجی بسیار مورد توجه قرار گرفته است. در این راستا مطالعات متعددی به صورت بررسی عوامل تعیین‌کننده عرضه و تقاضای مسکن و نیز قیمت آن انجام شده است.

از منظر بررسی سیکل‌های تجاری، بخش مسکن در ایران طی سال‌های اخیر نوسانات بسیاری را پشت سر گذاشته است که این نوسانات در سطح استان‌ها و شهرهای مختلف دارای ابعاد مختلف بوده است. در سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۸۱ بر اثر رونق بازار مسکن و افزایش تعداد معادلات، نرخ رشد قیمت مسکن به شدت افزایش پیدا کرده است. این روند مجدد در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۸۳ در بسیاری از شهرها به صورت کاهش نرخ رشد قیمت مسکن همراه با افزایش ملایم‌تر قیمت مسکن خود را نشان داد و در سال ۱۳۸۵ نرخ رشد قیمت

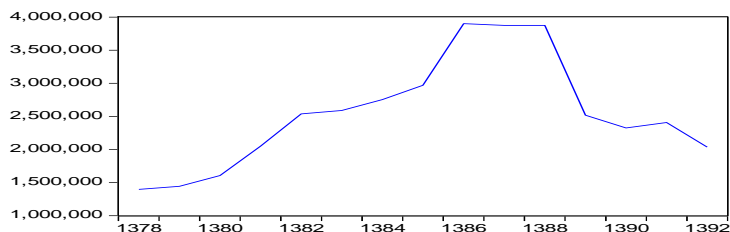
مسکن دوباره افزایش می‌یابد و در سال ۱۳۸۶ به اوج خود می‌رسد. به‌طور متوسط بیشترین نرخ رشد قیمت مسکن در سال ۱۳۸۶ است. روند کاهشی قیمت مسکن در سال‌های ۱۳۸۸ به بعد شروع شد به گونه‌ای که بازار مسکن کمترین نرخ رشد را در ۱۴ سال اخیر در این سال تجربه کرد. در سال‌های پس از آن، روند قیمت مسکن همراه با نوسان بوده که در برخی سال‌ها ثبات یا کاهش جزئی در قیمت را نشان می‌دهد (نمودار (۱)).

به دلیل همگن نبودن بازار مسکن در تمام استان‌ها، شواهد نشان می‌دهد باید به بازار مسکن به صورت منطقه‌ای نگاه کرد و برای هر استان بررسی جداگانه‌ای ارائه داد. وجود نگاه ملی در بخش مسکن می‌تواند همراه با خطاهای بزرگ باشد (عراقی، کمیجانی، مهرآرا و عظیمی، ۱۳۹۲).

نمودار (۱) - نرخ رشد قیمت مسکن
Groth Rate PH



Fluctuations PH



ماخذ: یافته‌های پژوهش

مطالعات نشان داده‌اند اثر متغیرهای اقتصادی مختلف بر قیمت مسکن در مناطق مختلف یک کشور یا یک شهر متفاوت است و قیمت مسکن در مناطق مختلف کشور دارای ارتباطی درونی با یکدیگر هستند (Baltagi and Bresson, 2011). بنابراین در این مقاله به منظور بررسی ارتباطات درونی و نحوه تسری قیمت بین استان‌ها از اقتصادسنجی فضایی

استفاده شده است. اقتصاد سنجی فضایی دو کاربرد مهم در توضیح قیمت مسکن دارد؛ یک کاربرد مربوط به توابع هدانیک قیمت مسکن بوده و کاربرد دیگر در مورد الگوسازی ساختاری مسکن است.

در این پژوهش به کمک الگوهای ساختاری مسکن که عوامل فضایی (مکانی) نیز در این الگوها تعبیه شده است به این پرسش‌ها پاسخ داده می‌شود: آیا انتشار فضایی قیمت مسکن در استان‌های ایران به لحاظ آماری معنادار است؟ به عبارت دیگر، آیا متغیرهای در سطح اقتصاد کلان، قدرت توضیح‌دهندگی قیمت مسکن در مناطق مختلف را دارند یا باید به منظور دستیابی به نتایج معنادارتر، عوامل محیطی از جمله مجاورت و همسایگی و همچنین فاصله استان‌ها از یکدیگر را لحاظ کرد؟

در این مطالعه برای نخستین بار به تخمین الگوهای پانل پویای فضایی در قالب الگوی دوربین فضایی، اثرات مستقیم و غیرمستقیم مربوط به متغیرهای توضیحی در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین مقایسه این الگوها با الگوهای پانل فضایی به کمک نرم‌افزار متلب پرداخته شده است. به منظور انتخاب بهترین الگوی فضایی سازگار با الگوی نظری تعیین قیمت مسکن از روش شناسی الهورست^۱ و در هر مرحله، از آزمون نسبت درستنمایی (LR) و آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای مقایسه الگوهای فضایی استفاده شده است. همچنین از مجموعه داده‌های مربوط به ۲۸ استان ایران در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ به همراه ماتریس وزنی فضایی جمعیتی استاندارد شده برای برآورد و نتیجه‌گیری بهره گرفته‌ایم.

موضوعات این مقاله به این صورت سازماندهی شده است که در ادامه و بعد از مقدمه در بخش دوم پیشینه نظری پژوهش در قالب مبانی نظری شکل‌گیری قیمت مسکن از منظر عرضه و تقاضا و همچنین مبانی نظری اقتصاد سنجی فضایی در قالب اقتصاد سنجی پانل پویای فضایی ارائه شده است. در این چارچوب موضوعاتی همچون نحوه ساختن ماتریس وزنی فضایی و استانداردسازی این گونه ماتریس‌ها ارائه شده و نحوه انتخاب الگو مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم به پیشینه پژوهش در داخل و خارج کشور و در بخش چهارم به تحلیل نتایج با استفاده از روش شناسی الهورست و همچنین استخراج اثرات

کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهیم پرداخت. در بخش پنجم و پایانی نیز جمع بندی و خلاصه‌ای از نتیجه‌گیری‌های انجام شده، بیان می‌شود.

۲- پیشینه نظری پژوهش

۲-۱- پیشینه نظری پویایی‌های قیمت مسکن

مسکن یکی از اشکال مهم دارایی‌های غیرمنقول^۱ است که در برخی متون مستغلات نیز نامیده می‌شود. مسکن به عنوان دارایی غیرمنقول، دارای دو بازار جداگانه است که عبارتند از: بازار املاک و بازار دارایی‌های غیرمنقول. در بازار املاک سرپناه تامین شده و تقاضای مصرفی مسکن مورد خرید و فروش قرار می‌گیرد و در بازار دارایی‌های غیرمنقول که خود جزئی از بازار سرمایه است، ساختمان‌های مسکونی به عنوان نوعی سرمایه و یا دارایی مورد خرید و فروش قرار می‌گیرد (قلی‌زاده، ۱۳۷۸).

بازار مسکن مشابه سایر بازارهای اقتصادی از دو بعد عرضه و تقاضای مسکن تشکیل شده است و برابری عرضه و تقاضا، تعادل در بازار مسکن را در قالب قیمت مسکن برقرار می‌سازد. از این رو، شناسایی عوامل طرف عرضه و تقاضای مسکن که قیمت‌های واقعی مسکن را تحریک می‌کنند و تمایز میان عواملی که تاثیر کوتاه‌مدت و عواملی که تاثیر بلندمدتی روی قیمت مسکن دارند، بسیار مفید و ارزشمند است.

تاکید می‌شود که توجه کامل به بازار مسکن مستلزم توجه همزمان به نیروهای تقاضا و عرضه است، اما ویژگی‌های خاص بازار مسکن باعث پیچیدگی در مدل‌سازی این بازار می‌شود که باید ملاحظات را برای آن در نظر گرفت؛ اول، مسکن به عنوان یک دارایی تحت تاثیر بازار و بازدهی سایر دارایی‌ها قرار دارد. این یک ملاحظه مهم در مدل‌سازی بازار مسکن است. دوم، به دلیل قیمت بالای مسکن در مقایسه با درآمد خانوارها، خرید مسکن معمولاً با قرض گرفتن همراه است (خلیلی عراقی، مهرآرا و عظیمی، ۱۳۹۱).

در ادامه الگوی نظری تعیین قیمت مسکن مورد استفاده در این مطالعه را ارائه می‌کنیم.

۲-۲- الگوی نظری تعیین قیمت مسکن

در این مقاله به منظور دستیابی به رویکرد جدیدی از عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن، بحث خود را با مساله حداکثرسازی مطلوبیت چند دوره‌ای مصرف‌کننده با وجود دو کالای مسکن و کالای مصرفی ترکیبی که بیانگر سایر کالاها غیر از مسکن است (c)، آغاز می‌کنیم. به منظور ساده‌سازی فرض می‌کنیم که جریان خدمات مسکن به طور مستقیم با انبار مسکن (H) متناسب است و r نرخ بهره حقیقی را نشان می‌دهد، مطلوبیت طول عمر مصرف‌کننده به صورت معادله (۱) خواهد بود.

$$\int_0^{\infty} e^{-nt} \mu(H(t), C(t)) dt \quad (1)$$

معادله (۱) به کمک قید بودجه در معادله (۲) و دو محدودیت فنی در معادله‌های (۳) و (۴) که توصیف‌کننده رشد انبار دارایی در طول زمان هستند، حداکثر می‌شود.

$$P(t)X(t) + S(t) + C(t) = (1-\theta)RY(t) + (1-\theta)i(t)A(t) \quad (1)$$

$$\dot{H}(t) = X(t) - \delta H(t) \quad (3)$$

$$\dot{A}(t) = S(t) - \pi A(t) \quad (4)$$

در معادله‌های (۲)، (۳) و (۴)، $P(t)$ قیمت حقیقی خرید مسکن، $X(t)$ خریدهای جدید مسکن، $S(t)$ پس‌انداز حقیقی، θ نرخ نهایی مالیات بر مسکن، $RY(t)$ درآمد حقیقی خانوار، $i(t)$ نرخ بهره بازار، $A(t)$ ارزش حقیقی خالص دارایی‌های غیرمسکونی، δ نرخ استهلاک مسکن، π نرخ تورم است. همچنین فرض می‌شود θ ، δ و π در طول زمان ثابت هستند.

از شرط اول بهینه‌یابی، نرخ نهایی جانشینی بین مسکن و کالاهای ترکیبی مصرفی، μ_b/μ_c به صورت معادله (۵) به دست می‌آید.

$$\frac{\mu_b}{\mu_c} = P(t) \left[1 - \theta i(t) - \pi + \delta - \frac{\dot{P}}{P} \right] \quad (5)$$

در معادله (۵) $\frac{\dot{P}^e}{P(t)}$ عایدی سرمایه‌ای^۱ انتظاری مسکن را نشان می‌دهد. این معادله از روش‌های دیگری نیز قابل برآورد است. یک رویکرد که توسط مین^۲ (۲۰۱۲، ۲۰۰۲) و (۱۹۹۰) نیز استفاده شده است، بازار موجودی مسکن را از دو منظر متفاوت مورد بررسی قرار می‌دهند؛ یک جنبه مسکن را از بعد جریان خدماتی که عاید مصرف‌کنندگان می‌کند و از منظری دیگر، مسکن را به عنوان دارایی مورد بررسی قرار می‌دهند. در مورد اول فرض می‌شود که انباره موجودی مسکن (H) حاصل جریان خدمات است. بنابراین، فرض می‌شود تقاضا برای خدمات مسکن که با اندازه درآمد خانوار، اجاره ضمنی خدمات مسکن ($R(t)$) و همچنین با متغیرهای جمعیتی وابسته باشد، یعنی $HS^d = f(R, D)$ $f_R < 0$ که در آن HS^d تقاضا برای خدمات مسکن، R اجاره ضمنی حقیقی به عنوان قیمت خدمات و D بردار انتقال‌دهنده‌های تقاضا شامل متغیرها و پارامترها است. در این رابطه، $R(t)$ قیمت حقیقی پرداختی توسط مصرف‌کنندگان برای جریان خدمات هر واحد از انباره مسکن در هر دوره زمانی را نشان می‌دهد. همچنین عرضه جریان خدمات مزبور براساس رابطه $HS^s = h(H)$ برقرار می‌شود. در تعادل، عرضه و تقاضا برابر هستند، بنابراین $HS^d = HS^s$ را داریم. به این ترتیب، اجاره تسویه‌کننده بازار $R(t)$ برابر $R(t) = R(h(H), D)$ ، $R'_H < 0$ است که در آن R تقاضای معکوس برای خدمات مسکن را نشان می‌دهد. باید توجه کرد که $R(t)$ غیرقابل مشاهده و مطابق با هیچ‌یک از داده‌های انتشار یافته نیست، بنابراین باید از متغیرهای جایگزین استفاده کرد. بنابراین خواهیم داشت: $R = h(RY, W, HH, H)$. در این رابطه اجاره ضمنی به ترتیب تابعی از درآمد خانوار، ثروت خانوار، تعداد خانوار و موجودی مسکن در نظر گرفته می‌شود. به دلیل آنکه $R(t)$ در بازار خدمات مسکن تعیین می‌شود، قیمت دارایی‌های حقیقی باید با تعادل بازار سرمایه در پاسخ به شوک‌های برونزا تعدیل شود، این رابطه را می‌توان به صورت معادله (۶) نشان داد.

1- Capital Gain

2- Meen

$$P(t) = R(t) \left/ \left[(1-\theta)i(t) - \pi + \delta - \frac{\dot{P}^e}{P(t)} \right] \right. \quad (۶)$$

در معادله (۶)، صورت کسر اجاره ضمنی هر واحد مسکونی در هر احد زمان و مخارج کسر هزینه استفاده^۱ از مسکن را نشان می‌دهد. هزینه استفاده از مسکن به صورت

$$r_H = (1-\theta)i(t) - \pi + \delta - \frac{\dot{P}^e}{P(t)}$$

تعریف می‌شود که در آن r_H به عنوان هزینه استفاده از مسکن و برابر $R(h(H), D) = Pr_H$ است.

در ادبیات مربوط به بازار مسکن از جمله در (Poterba, 1985) و (Meen, 1990) آنچه هزینه‌های خرید مسکن با آن سنجیده می‌شود، هزینه سالانه مالکیت^۲ و هزینه استفاده از مسکن است. هزینه سالانه مالکیت مسکن که از حاصلضرب هزینه استفاده مسکن در قیمت حقیقی مسکن به دست می‌آید، اما طبق معادله تعادلی (۶)، شرط تعادل ایجاب می‌کند که هزینه مالکیت سالانه مسکن با منفعی که از اجاره ضمنی به دست می‌آید، برابر باشد؛ یعنی: $R(h(H), D) = Pr_H$.

نکته‌ای که وجود دارد این است که تمام الگوهای نظری ارائه شده با فرض عدم وجود محدودیت اعتباری هستند. با این وجود در بیشتر مطالعات تجربی، محدودیت‌های اعتباری را به معادله‌های تقاضای مسکن اضافه می‌کنند. در واقع، فرض کامل بودن بازار مالی باعث می‌شود خانوار برای خرید مسکن با محدودیتی برای قرض گرفتن روبه‌رو نباشد، اما در واقعیت اینگونه نیست. وجود محدودیت‌ها در بازار مالی باعث می‌شود، خریدار بالقوه مسکن نتواند در نرخ سود بانکی رایج و یا به اندازه‌ای که تمایل دارد، قرض بگیرد. بنابراین، به منظور دستیابی به الگوی نظری کاربردی‌تر، نرخ نهایی جانشینی بین مسکن و ترکیب کالاهای مصرفی را می‌توان به صورت معادله (۷) بازنویسی کرد.

$$\frac{\mu_b}{\mu_c} = P(t) \left/ \left[(1-\theta)i_m - \pi + \delta - \frac{\dot{P}^e}{P(t)} + \frac{\lambda(t)}{\mu_c} \right] \right. \quad (۷)$$

تحت این شرایط، هزینه استفاده از سرمایه به اندازه نسبت قیمت سایه‌ای محدودیت سهمیه‌ای بازار مالی ($\lambda(t)$) به مطلوبیت نهایی کالای ترکیبی (μ_c) افزایش می‌یابد. در

1- User Costs

2- Annual Cost of Ownership

معادله (۷) بجای استفاده از نرخ بهره بازار از نرخ بهره بانکی استفاده شده است. مشابه با حالت عدم محدودیت اعتباری، معادله قیمت مسکن را در شرایط وجود محدودیت اعتباری می‌توان به صورت معادله (۸) نوشت.

$$P(t) = R(t) \left/ \left[(1-\theta)i_m - \pi + \delta - \frac{\dot{P}^e}{P(t)} + \frac{\lambda(t)}{\mu_c} \right] \right. \quad (8)$$

با جایگذاری عوامل جایگزین^۱ متغیر اجاره ضمنی و لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله (۸) می‌توان به معادله برآورد خطی عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن (معادله (۹)) دست یافت.

$$\log(P_t) = f \left(\log RY_t, \log HH_t, \log H_t, \log W_t, \log \left[(1-\theta)i_m - \pi + \delta - \frac{\dot{P}^e}{P(t)} + \frac{\lambda_t}{\mu_c} \right] \right) \quad (9)$$

معادله (۹)، معادله کاربردی عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن را نشان می‌دهد که با اضافه کردن متغیرهای مربوط به سمت عرضه مسکن (جزء موجودی مسکن) و همچنین عوامل فضایی برای برآورد مورد استفاده قرار می‌گیرد.

با توجه به نحوه تهیه اطلاعات آماری در کشور، الگوی مطرح شده با تعدیلاتی از جمله اضافه کردن اثرات فضایی در قالب الگوهای فضایی مبنای بررسی در قسمت بعدی خواهد بود.

۳-۲- الگوهای اقتصادسنجی فضایی

اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از اقتصادسنجی مرسوم است که اثرات تعامل‌های فضایی میان واحدهای جغرافیایی (دارای عنصرهای مکانی) را در نظر می‌گیرد. سه مدل اصلی در اقتصادسنجی فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که عبارتند از: مدل وقفه فضایی^۲، مدل خطای فضایی^۳ و مدل دورین فضایی^۴. شکل چهارم نیز که به الگوی SAC معروف است، اثرات فضایی را با وجود همزمان وقفه و خطای فضایی در نظر می‌گیرد (Elhorst, 2014). الگوهای

1- Proxy

2- Spatial Lag Model

3- Spatial Error Model

4- Spatial Durbin Model

رگرسیون فضایی ساختار وابستگی پیچیده‌ای را بین مشاهداتی که نشان‌دهنده کشورها، مناطق، استان‌ها و... هستند، استخراج می‌کنند. به همین دلیل، تخمین‌های پارامترها حاوی اطلاعات ارزشمندی در روابط بین مشاهدات یا مناطق است (Behrens and Thisse, 2007).

۴-۲- الگوهای پانل پویای فضایی^۱

در سال‌های اخیر، علاقه به تصریح و تخمین روابط اقتصادسنجی بر اساس پانل فضایی در ادبیات اقتصادسنجی فضایی رشد چشمگیری داشته است. یکی از دلایل توجه متخصصان اقتصاد سنجی و پژوهشگران به اقتصاد سنجی فضایی را می‌توان در افزایش احتمال بروز همبستگی فضایی در داده‌های پانل نسبت به سایر داده‌ها (مقطعی و سری زمانی) در طول زمان جست‌وجو کرد. دلیل دیگر را در امتیازات ویژه‌ای که این داده‌ها نسبت به سایر داده‌ها در اختیار محققان قرار می‌دهند، می‌توان یافت که از جمله آن بروز همخطی کمتر در متغیرها، دستیابی به درجات آزادی بیشتر و در نهایت کارایی بیشتر در تخمین‌ها و در نهایت امکان مدل‌سازی آثاری (اثرات ثابت و تصادفی^۲) که قابلیت بررسی آن در سایر داده‌ها (مقطعی و سری زمانی) وجود ندارد، است.

ساختار انواع داده‌ها در الگوهای فضایی به صورت معادله‌های (۱۰)، (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) است.

$$Y = \rho WY + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (۱۰) \text{ داده‌های مقطعی}$$

$$Y_t = \rho WY_t + \alpha I_N + X_t\beta + WX_t\theta + u_t, \quad u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t \quad (۱۱) \text{ داده‌های فضا-زمان}^۳$$

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \alpha_t I_N + u_t \quad (۱۲) \text{ داده‌های پانل فضایی}^۴$$

برداری از اثرات ثابت فضایی یا اثرات تصادفی فضایی: μ

اثرات ثابت و یا تصادفی دوره زمانی ($t = 1, \dots, T$): α_t

$$Y_t = \tau Y_{t-1} + \rho WY_t + \eta WY_{t-1} + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \alpha_t I_N + u_t \quad (۱۳) \text{ داده‌های پانل دیتای فضایی}$$

1- Dynamic Spatial Panel data Models

2- Fixed and Random Effect

3- Space-Time Data

۴- اثرات زمانی و فضایی می‌توانند به صورت ثابت یا تصادفی رفتار کنند. در الگوی اثرات ثابت برای هر واحد فضایی (در اینجا استان‌ها) و هر دوره زمانی یک متغیر مجازی تعریف می‌شود. در حالی که در الگوی اثرات تصادفی علاوه بر آنکه فرض می‌شود μ و α_t به صورت متغیری تصادفی رفتار می‌کنند، فرض می‌شود این دو از یکدیگر مستقل هستند.

در چهار معادله (۱۰) تا (۱۳) متغیر WY اثرات متقابل درون‌زا میان متغیرهای وابسته، WX اثرات متقابل برون‌زا میان متغیرهای توضیحی و Wu اثرات متقابل میان جملات اخلاص واحدهای مختلف را نشان می‌دهد. ρ ضریب خودهمبستگی فضایی متغیر وابسته، λ ضریب خودهمبستگی فضایی جملات اخلاص، θ ضریب خودهمبستگی فضایی متغیرهای توضیحی و W ماتریس وزنی فضایی $N \times N$ که به واحدهای فضایی وزن می‌دهد. فرض می‌شود عناصر روی قطر اصلی ماتریس وزنی فضایی، صفر است؛ زیرا هیچ واحد فضایی با خودش هم‌جوار و هم‌سایه نخواهد بود. همچنین معادله (۱۰) و (۱۱) الگوی با همه اثرات فضایی که به الگوی عمومی آشیانه‌ای فضایی (GNSM)^۱ را نشان می‌دهد که با اعمال محدودیت‌های مختلف روی پارامترهای فضایی می‌توان به الگوهای جزیی‌تر دست یافت.^۲

همان‌گونه که از معادله (۱۲) مشخص است، تفاوت این الگو با الگوی فضا-زمان در لحاظ اثرات ثابت و تصادفی فضایی و همچنین اثرات خاص زمانی در این الگوها است. در واقع الگوهای مقطعی با N مشاهده در صورتی که در طول T دوره زمانی تغییر کند، الگوهای فضا-زمان به دست می‌آید. با اضافه کردن اثرات خاص فضایی و زمانی به این الگوها، الگوی داده‌های پانل به دست خواهد آمد. سرانجام با اضافه کردن متغیر وابسته وقفه‌دار (Y_{t-1}) و اثرات فضایی این متغیر (WY_{t-1}) در سمت راست معادله (۱۳)، می‌توان به الگوی دوربین پویای فضایی دست یافت (Debarsy and Ertur, 2010). در این الگو τ ، پارامتر وقفه در زمان^۳ متغیر وابسته و η ، پارامتر وقفه در فضا^۴ متغیر وابسته را نشان می‌دهد.

اله‌ورست (۲۰۱۲) با اعمال قیود مختلف در معادله (۱۳) به معرفی انواع اثرات متقابل فضایی در الگوی پویای فضایی می‌پردازد: اگر $\theta = 0$ باشد اثرات متقابل برون‌زا (متغیرهای توضیحی) از الگو حذف خواهد شد (WX_t)، اگر $\rho = 0$ اثرات متقابل درون‌زای (متغیر

1- General Nesting Spatial Model (GNSM)

۲- برای مثال با اعمال قید $\lambda = 0$ در الگوی آشیانه‌ای فضایی، می‌توان به الگوی دوربین فضایی (SDM)، با اعمال قید $\rho = 0$ در الگوی عمومی به الگوی دوربین خطای فضایی (SDEM)، با اعمال قید $\lambda = \theta = 0$ به الگوی وقفه‌فضایی (SAR) و در نهایت با اعمال قید $\rho = \theta = 0$ در الگوی عمومی به الگوی خطای فضایی (SEM) دست یافت. برای مطالعات بیشتر در این باره می‌توان به اله‌ورست (۲۰۱۲) مراجعه کرد.

3- Lagged in Time

4- Lagged in Space

وابسته) همزمان از الگو حذف می‌شود (WX_t)، اگر $\eta = 0$ اثرات متقابل متغیر وابسته تاخیری حذف می‌شود (WY_{t-1})، بنابراین با اعمال این قیود یکی از انواع اثرات متقابل حذف خواهد شد.

به طور کلی سه روش به منظور تخمین الگوهای پویای فضایی در ادبیات اقتصادسنجی فضایی تاکنون توسعه یافته است؛ اولین روش، رویکرد ارباب اصلاح شده^۱ حداکثر درستنمایی (ML) یا تخمین زنده‌ی شبه حداکثر درستنمایی (QML)^۲، دومین روش، رویکردی بر پایه متغیرهای ابزاری^۳ و متغیرهای گشتاوری تعمیم یافته (IV/GMM)^۴ و سومین روش، استفاده از رویکرد بیزین (MCMC)^۵ است. با توجه به این نکته که در این پژوهش از روش نخست برای تخمین الگوی موردنظر استفاده شده است در ادامه به شرح مختصری از این رویکرد خواهیم پرداخت.

یو و لی^۶ (۲۰۰۸) نخستین بار ساختار تخمین زنده‌ی ارباب اصلاح شده^۷ برای الگوهای پویا (Y_{t-1} و WY_{t-1}) با اثرات ثابت فضایی ارائه کرد. این دو در ادامه (۲۰۱۰) این الگوی پویای فضایی را با معرفی اثرات ثابت زمانی توسعه دادند. روند شکل‌گیری این تخمین زنده به این صورت بود که آن‌ها در ابتدا الگوی خود را با تخمین زنده حداکثر درستنمایی (ML) الگوهای وقفه فضایی (SAR) با اثرات ثابت زمان و فضا که نخستین بار توسط الهورست (۲۰۱۰ و ۲۰۰۳) ارائه شد، برآورد کردند. این تخمین زنده که به تخمین زنده LSDV معروف بود بر پایه تابع لگاریتم درستنمایی شرطی استوار بود. پس از آن آن‌ها با ارائه چارچوب نظری مناسب برای تخمین زنده LSDV در قالب الگوهای پویای فضایی، تخمین زنده LSDV با ارباب اصلاح شده (BCLSDV) برای حالتی که حد واحدهای فضایی (N) و دوره‌های زمانی (T) در بازه $(0 < \lim(N/T) < \infty)$ قرار داشته

-
- 1- Bias-Correct
 - 2- Quasi-Maximum Likelihood
 - 3- Instrumental Variables
 - 4- Generalized Method of Moments
 - 5- Markov Chain Monte Carlo
 - 6- Yu and Lee
 - 7- Bias Corrected

باشد^۱. همچنین تخمین زنده BCLSDV برای شرایطی که از متغیرهای (Y_{t-1}) و (WY_{t-1}) در الگوی فضایی استفاده نشود نیز قابل استفاده خواهد بود (اله‌ورست، ۲۰۱۴)^۲.

۲-۵- اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزها) در الگوهای پویای فضایی

یکی از بزرگ‌ترین خصوصیات الگوهای دوربین فضایی (SDM)، دوربین خطای فضایی (SDEM) و الگوی (SLX) نسبت به سایر الگوهای فضایی (مانند الگوی وقفه فضایی (SAR) و خطای فضایی (SEM)) اهمیت ویژه‌ای است که این الگوها به اثرات سرریزهای فضایی می‌دهند، بنابراین همین عامل باعث شده است که در مطالعات تجربی بیشترین استفاده از این الگوها صورت گیرد^۳ (اله‌ورست، ۲۰۱۴).

در یک الگوی دوربین فضایی پویا، اثرات مستقیم و غیرمستقیم از لحاظ تئوریک به این صورت $Y_t = \tau Y_{t-1} + \rho WY_t + \eta WY_{t-1} + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \alpha_t I_N + u_t$ است و فرم بسط یافته این الگو به صورت $Y_t = (I - \rho W)^{-1}(\tau I + \eta W)Y_{t-1} + (I - \rho W)^{-1}(X_t\beta - WX_t\theta) + R$ است و در آن R جمله‌ای شامل مقدار ثابت رگرسیون و جملات اخلال است. مشتق ماتریس Y نسبت به k متغیر توضیحی از یک تا N به صورت معادله (۱۴) است.

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right]_t = (I - \rho W)^{-1} [\beta_k I_N + \theta_k W] \quad (14)$$

این مشتق در واقع اثر تغییر یک متغیر توضیحی خاص در یک واحد فضایی خاص (در یک استان خاص) را روی متغیر وابسته همه واحدهای فضایی دیگر (قیمت مسکن استان‌های دیگر) در کوتاه‌مدت^۴ نشان می‌دهد. به طور مشابه اثرات بلندمدت^۵ به صورت معادله (۱۵) است.

۱- این شرط در واقع گویای این نکته است که وقتی $T \rightarrow \infty$ میل می‌کند، نباید T نسبت به N بیش از اندازه کوچک باشد. برای مطالعه بیشتر در این باره می‌توان به مطالعات Lee and Yu (2010c, p. 2) مراجعه کرد.

۲- البته اله‌ورست (۲۰۱۰) خصوصیات تخمین‌زنده BCLSDV را برای نمونه‌های کوچک (برای مثال T=۵) نیز بررسی کرد. براساس کار ایشان در نمونه‌های کوچک استفاده از این تخمین‌زنده، همچنان ضرایب الگو از سازگاری و نارایی بالایی برخوردار هستند.

۳- الگوی وقفه فضایی (SAR) و الگوی خطای فضایی (SEM) برای هر متغیر توضیحی اهمیت اثرات مستقیم به اندازه اثرات غیرمستقیم است. بنابراین، قدرت کمتری در کشف سرریزهای فضایی نسبت به سایر الگوهای ذکر شده دارند. برای مطالعه بیشتر می‌توان به اله‌ورست (۲۰۱۴، ۲۰۱۰، ۲۰۱۲) مراجعه کرد.

4- Short Term

5- Long Term Effects

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_k} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right]_f = \left[(1-\tau)I - (\rho + \eta)W \right]^{-1} [\beta_k I_N + \theta_k W] \quad (15)$$

لیسیج و پیس (۲۰۰۸) و دبارسی و ارتور (۲۰۱۰) اثرات مستقیم را میانگین عناصر قطری ماتریس سمت راست معادلات (۱۴) و (۱۵) و اثرات غیرمستقیم را میانگین مجموع سطری یا ستونی عناصر غیرقطری این ماتریس‌ها تعریف کردند. در صورتی که در معادلات (۱۴) و (۱۵)، $\theta_k = 0$ و $\rho = -\eta$ باشد، اثرات غیرمستقیم در کوتاه‌مدت و در صورتی که $\theta_k = 0$ باشد، اثرات غیرمستقیم در بلندمدت وجود نخواهد داشت.

همچنین در پایان باید به این نکته اشاره کرد که در الگوهای غیرپویای فضایی، امکان محاسبه اثرات (مستقیم و غیرمستقیم) در کوتاه‌مدت وجود ندارد و دلیل این عامل را باید در پویایی الگوهای پویای فضایی جست‌وجو کرد.

۶-۲- نحوه استخراج ماتریس وزنی فضایی برای داده‌های ۲۸ استان کشور

یکی از بزرگ‌ترین مشکلات در الگوسازی اقتصادسنجی فضایی عدم امکان تخمین ماتریس‌های وزنی فضایی به بهترین شکل ممکن است. از آنجا که برای تخمین الگوهای فضایی باید ساختار ماتریس‌های فضایی را مشخص کرد، اما نظریه‌های اقتصادسنجی فضایی مکانیزم کمی برای مشخص کردن این ماتریس‌ها ارائه کرده است (LeSage, 2008).

با هر بار تخمین یک الگوی اقتصادسنجی فضایی با انواع مختلفی از ماتریس‌های فضایی، می‌توان به نتایج متفاوتی دست یافت به همین دلیل با انجام تخمین‌های مکرر به کمک ماتریس‌های وزنی مختلف می‌توان به ماتریس‌های وزنی قابل اعتمادی دست یافت. بنابراین، سوال اساسی این است که کدام ماتریس وزنی، مناسب الگو و نمونه داده‌ها است. این احتمال نیز وجود دارد که با انتخاب نامناسب ماتریس وزنی فضایی، ضرایبی که تخمین زده شده‌اند، اریب بسیار شدیدی داشته باشند. به عنوان یک قاعده کلی در صورتی که با هر بار تخمین، پارامتر فضایی محاسبه شده (λ و δ) از نظر مقدار بیشتر باشد، می‌توان احتمال وقوع چنین خطایی را کم دانست (الهورست، ۲۰۱۴).

در مطالعات، از دو روش بیشتر استفاده می‌شود؛ یکی روش مبتنی بر مجاورت است و دیگری بر اساس فاصله مکان‌ها تعریف می‌شود. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطق که از لحاظ جغرافیایی نقاط هم‌مرز داشته باشند) محدود می‌شوند.

در این روش عنصر متناظر با نقاط غیرهم‌مرز در ماتریس وزنی فضایی صفر در نظر گرفته می‌شود، اما در ماتریس مبتنی بر فاصله به نوعی تمام مکان‌ها با هم همسایه تلقی می‌شوند. بنابراین، عامل فاصله (نزدیک بودن) است که شدت اثرگذاری نقاط را بر هم تعیین می‌کند. بر این اساس، مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند، نسبت به آن دسته از مشاهدات که از هم دور هستند باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. این گونه از ماتریس‌ها انواع مختلفی دارند که در ادامه به سه مورد از آن‌ها اشاره می‌شود.

در ماتریس نوع اول، عناصر ماتریس وزنی فضایی به صورت صفر و یک^۱ مشخص می‌شوند. به این صورت که اگر فاصله بین دو مشاهده (دو مرکز استان) بیشتر از یک فاصله مشخص باشد (c)، مقدار صفر و در غیر این صورت مقدار یک به آن تعلق خواهد گرفت. عناصر این ماتریس به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } d_{ij} \leq c \\ 0 & \text{if } d_{ij} > c \text{ or } i = j \end{cases}$$

اما در ماتریس‌های نوع دوم از این دسته، معکوس مسافت بین دو مشاهده (دو مرکز استان)، عناصر ماتریس وزنی را تشکیل خواهند داد. نکته‌ای که در این باره باید به آن توجه کرد، این است که در این گونه از ماتریس‌ها پیش از معکوس کردن مسافت بین دو مشاهده، مسافت بین دو مشاهده به توان خواهند رسید که ضریب تعدیل‌کننده^۲ نامیده می‌شود. در واقع این ضریب نشان می‌دهد با چه سرعتی ارتباط فضایی بین دو مشاهده با افزایش مسافت کاهش خواهد یافت؛

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^\alpha} & \text{if } d_{ij} \leq c \\ 0 & \text{if } d_{ij} > c \text{ or } i = j \end{cases}$$

انتخاب مقادیر α و c کاملاً تجربی است. در این رویه میزان α برای تعدیل ماتریس‌های وزنی فضایی مقادیر بین ۰/۵ تا ۲/۵ را خواهد پذیرفت (Jeanty, Partridge, and Irwin, 2010). البته تغییر پارامتر α از ۰/۵ تا ۲ تاثیر چندانی در تغییر نتایج رگرسیون نهایی نخواهد داشت (Boarnet, 2005).

1- Binary

2- Dampening Coefficient

در ماتریس نوع سوم از عوامل جمعیتی به منظور ساخت ماتریس وزنی فضایی استفاده می‌شود. بر این اساس، برای ایجاد هر سطر از ماتریس وزنی فضایی، جمعیت واحد فضایی اثر (استان مورد نظر) را بر حاصل جمع جمعیت واحدهای اثرگذار و اثرپذیر تقسیم می‌کنیم.^۱ به منظور دستیابی به نتایج بهتر از مشاهدات باید ماتریس وزنی فضایی مورد نظر را استاندارد سازی کنیم، بنابراین در قسمت بعد به نحوه استانداردسازی ماتریس‌های فضایی پرداخته می‌شود.

۷-۲- روش‌های استانداردسازی

در این بخش، روش‌هایی را برای استانداردسازی ماتریس‌های وزنی ارائه می‌کنیم. در همه روش‌ها، ماتریس استانداردشده به صورت $\tilde{W} = (w_{ij})$ از ماتریس اولیه $W = (w_{ij})$ متمایز می‌شود. کلیجان و پروشا (۲۰۱۰) روش‌های بسیاری برای استانداردسازی ماتریس‌های وزنی ارائه کردند که در ادامه به اختصار به سه مورد از آن اشاره می‌شود. * استانداردسازی سطری^۲: در یک ماتریس سطری استانداردشده، هر عنصر (i, j) در ماتریس

اولیه W به کمک الگوی $\tilde{w}_{ij} = \frac{w_{ij}}{r_i}$ استاندارد شده و یک عنصر از ماتریس استانداردشده

\tilde{W} را تشکیل می‌دهد. در این الگو r_i جمع سطری هر سطر از ماتریس اولیه را نشان می‌دهد که بعد از استانداردسازی مجموع هر سطر از ماتریس \tilde{W} باید برابر با یک باشد. در این روش استانداردسازی ماتریس متقارن^۳ W باعث ایجاد ماتریس نامتقارن^۴ \tilde{W} می‌شود.

* استانداردسازی حداقل حداکثر^۵: در یک ماتریس استانداردشده به روش حداقل

حداکثر، هر عنصر (i, j) در ماتریس اولیه W به کمک الگوی $\tilde{w}_{ij} = \frac{w_{ij}}{m}$ استاندارد شده،

و یک عنصر از ماتریس استانداردشده \tilde{W} را تشکیل می‌دهد. در این الگو $m = \min \{ \max_i (r_i), \max_i (c_i) \}$ بزرگ‌ترین جمع سطری

۱- در این حالت هر ستون از ماتریس وزنی فضایی، یک واحد فضایی اثرگذار و هر سطر از ماتریس وزنی فضایی یک واحد فضایی اثرپذیر را تشکیل می‌دهد.

- 2- Row-Normalize
- 3- Symmetric
- 4- Asymmetric
- 5- Minmax-Normalize

ماتریس اولیه W و $\max_i(c_i)$ بزرگ‌ترین جمع ستونی ماتریس اولیه W را نشان می‌دهد. نکته آخر آنکه استانداردسازی به وسیله یک مقیاس^۱ تقارن ماتریس اولیه را در صورت متقارن بودن حفظ می‌کند.

* استانداردسازی طیفی^۲: در یک ماتریس استاندارد شده به روش طیفی، هر عنصر (i, j) در ماتریس اولیه W به کمک الگوی $\tilde{w}_{ij} = \frac{w_{ij}}{v}$ استاندارد شده، که در آن v بزرگ‌ترین ریشه مشخصه ماتریس اولیه را نشان می‌دهد. هم مانند استانداردسازی حداقل حداکثر، استانداردسازی در این روش در صورت متقارن بودن ماتریس اولیه، این تقارن در ماتریس استاندارد شده حفظ می‌شود.

در این مطالعه از استانداردسازی سطری استفاده شده است. نکته مهم در این روش استانداردسازی این است که مجموع عناصر هر سطر از ماتریس وزنی استاندارد شده برابر با یک است.

در این مطالعه به منظور تحلیل اثرات جمعیتی بر قیمت مسکن از ماتریس وزنی فضایی جمعیتی برای تحلیل نتایج استفاده شد، سپس به کمک روش استانداردسازی سطری عناصر ماتریس وزنی جمعیتی، استاندارد شد.

۳- پیشینه پژوهش

در این بخش مروری بر تعدادی از مطالعات صورت گرفته در حیطه الگوهای اقتصاد سنجی فضایی و بازار مسکن ارائه می‌شود.

محمدی و وصاف (۱۳۸۷) در مطالعه خود با عنوان «بررسی نظام فضایی قیمت زمین شهری با رویکرد تابع قیمت هدانیک مسکن، مطالعه موردی شهر مشهد» به تحلیل فضایی قیمت زمین شهر مشهد به کمک تابع هدانیک می‌پردازند. در این مطالعه، قیمت زمین مسکونی تابعی از سه گروه متغیرهای ذاتی، محیطی و فضایی در نظر گرفته می‌شود. الگوهای فضایی مورد استفاده در این مطالعه الگوی خودرگرسیون فضایی و الگوی خطای فضایی هستند. این مطالعه نشان می‌دهد که توابع رگرسیونی بدون در نظر گرفتن متغیرهای فضایی دچار همبستگی فضایی

1- Scalar

2- Spectral-Normalize

شدید بوده و لازم است مطالعات مربوط به زمین و مطالعات منطقه‌ای با استفاده از روش‌های خاص اقتصادسنجی فضایی صورت گیرد. نتایج نشان داد که برآورد الگوهای فضایی قابلیت توضیح‌دهندگی بیشتری داشته و R^2 بالاتری محاسبه می‌شود.

صوفی و سروش (۱۳۸۷) در مطالعه خود برای مدل نظری از مطالعات مین و برای روش برآورد از کارهای مارک، اوگاتی و سول^۱ استفاده کرده‌اند. مدل نظری مورد استفاده، تابع تقاضای مسکن است که با استفاده از رویکرد SUR پویا و به صورت منطقه‌ای مورد برآورد قرار گرفته است.

نگرش منطقه‌ای به مطالعات مسکن، ویژگی‌های خاصی می‌دهد. در این مطالعات فرض می‌شود بازار مسکن در کشور ماهیت منطقه‌ای دارد و مدل‌های برآورد شده در هر منطقه نسبت به مناطق دیگر متفاوت است. برای این منظور در مطالعه یاد شده، ایران به چهار منطقه به صورت زیر تقسیم شده است:

- منطقه مرکزی (صنعتی): تهران، قم، اصفهان، سمنان، مرکزی، زنجان و قزوین.
 - منطقه شرق: خراسان، یزد، کرمان، سیستان و بلوچستان.
 - منطقه شمال: آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، گیلان، مازندران و گلستان.
 - منطقه جنوب و غرب: کردستان، کرمانشاه، همدان، لرستان، ایلام، چهارمحال و بختیاری، خوزستان، کهگیلویه و بویراحمد، بوشهر، فارس و هرمزگان.
- برای تصریح و برآورد معادلات در مدل تقاضای مسکن، متغیرها به دو گروه ملی و منطقه‌ای تقسیم شده‌اند و متغیرهای منطقه‌ای به صورت انحراف متغیر در هر منطقه نسبت به مقادیر ملی آن در نظر گرفته شده‌اند. در مدل نهایی متغیر وابسته قیمت حقیقی مسکن (منطقه‌ای) و متغیرهای مستقل شامل مخارج مصرفی خانوار، موجودی مسکن، هزینه استفاده (در هر سه به صورت منطقه‌ای) و نرخ ارز واقعی مؤثر (به صورت ملی) در نظر گرفته شده‌اند.

نتایج برآورد برای دوره ۸۵-۱۳۷۰ برای چهار منطقه نشان می‌دهد که ضریب مخارج مصرفی در هر چهار منطقه مثبت و بین $1/3$ و $3/5$ است. همچنین ضریب موجودی مسکن در هر سه منطقه منفی و بین $0/2$ و $0/67$ ، ضریب هزینه استفاده منفی و بین $0/13$ و $0/38$ و در نهایت ضریب نرخ ارز در چهار منطقه بین $0/09$ و $0/28$ برآورد شده است. در نهایت،

محقق نتیجه گرفته است که تفاوت ضرایب در مناطق مختلف بیانگر این است که ساختار بازار مسکن در مناطق مختلف کشور متفاوت است و با توجه به برآزش مناسب مدل در مناطق مختلف، وجود حباب قیمت مسکن در ایران در دوره مورد بررسی رد شده است.

دوردیان، متوسلی و محمدی (۱۳۸۹) طی مطالعه‌ای به بررسی ارتباط درونی قیمت‌ها در بازار مسکن و انتقال نوسانات قیمت از یک (چند) ناحیه پیشرو به سایر مناطق (اثر موجی) پرداختند. از آنجا که برای بررسی روابط قیمتی بین مناطق، رهیافت اقتصاد سنجی فضایی کاراترین شیوه موجود برای تخمین است، مدل مورد استفاده ایشان در این چارچوب، خودرگرسیون فضایی ترکیبی با اثرات ثابت منطقه‌ای (SAR Panel) است. داده‌های آماری مورد استفاده در این مطالعه به صورت ترکیبی و مربوط به دوره ۸۵-۱۳۷۱ برای ۲۰ منطقه شهر تهران است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که ضریب فضایی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد که نشان‌دهنده ارتباط قیمتی بین مناطق است و این ضریب به گونه‌ای است که با دور شدن مناطق از هم، شدت وابستگی قیمتی کاسته می‌شود. در بین متغیرهای توضیحی نیز بیشترین تاثیر را قیمت حقیقی مسکن با یک دوره تاخیر (P_{t-1}) دارد که نشان می‌دهد قیمت مسکن دارای همبستگی زمانی بالایی است. در ادامه جهت بهره‌گیری از تجربه واریانس و تابع کنش-واکنش، از روش VECM استفاده شده است.

عراقی و همکاران (۱۳۹۲) در چارچوب الگوی وقفه‌فضایی (SAR) و با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های اصلی کشور برای دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰)، تغییرات قیمت مسکن در ایران را به کمک نرم‌افزار متلب مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه از متغیرهای هزینه مالکیت، تسهیلات بانکی، قیمت یک متر مربع زمین، هزینه‌های ساخت و ساز و هزینه‌های خانوار استفاده کردند. یکی از جنبه‌های این مطالعه تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم انتشار فضایی قیمت مسکن است. طبق یافته‌های این پژوهش اثر غیرمستقیم انتشار فضایی قیمت مسکن از اثر مستقیم بیشتر است که این موضوع اهمیت بالای همبستگی فضایی به دلیل وجود اثر انتشار فضایی را نشان می‌دهد. از دیگر یافته‌های این مطالعه این است که اثر انتشار فضایی قیمت مسکن بین استان‌های مختلف کشور عاملی بسیار مهم در توضیح رفتار قیمت مسکن است و به‌طور متوسط افزایش ۱۰ درصدی قیمت مسکن در سایر استان‌ها قیمت مسکن در استان موردنظر را به میزان شش درصد افزایش می‌دهد. سایر متغیرهای مدل شامل هزینه مالکیت، اثر منفی و معنادار و تسهیلات بانکی،

قیمت زمین و هزینه ساخت آثار مثبت و معناداری بر قیمت مسکن داشته‌اند، اما اثرگذاری هزینه خانوارها با ابهام روبه‌رو بوده است.

مین (۲۰۰۸) در مطالعه خود اقدام به آزمون پیشرانی قیمت مسکن در جنوب بریتانیا و تسری قیمت از این منطقه به سایر مناطق کرد. بنا بر فرضیه او، تغییرات قیمت مسکن در هر منطقه تحت تاثیر سه دسته از عوامل قرار می‌گیرد؛ نخست، عوامل کلان اقتصادی که بین همه مناطق یکسان است. دوم، عوامل خاص اقتصادی موجود در هر منطقه و سوم، ارتباطات موجود بین قیمت‌ها در بازارهای منطقه‌ای مسکن (اثر موجی). بر این اساس، وی با تعریف یک رابطه برای قیمت مسکن در سطح ملی و دو رابطه محلی برای جنوب و شمال بریتانیا به اثرپذیری قیمت مسکن در شمال این کشور از مراکز بزرگ اقتصادی جنوب این کشور پرداخت. وی برای این آزمون از تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) بهره برد که سه متغیر درآمد و نرخ بیکاری هر منطقه در کنار متغیر کلان نرخ بهره به عنوان متغیر توضیحی در رابطه هر منطقه گنجانده شدند. نتایج الگو، حاکی از تاثیر با وقفه قیمت‌های جنوب (به طور مشخص لندن) بر قیمت مناطق شمالی بود. بر این اساس، قیمت مسکن در جنوب در برابر شوک‌های وارده ناشی از سه متغیر تصریح شده، سریع‌تر واکنش نشان می‌دهد. همچنین حرکت متناسب قیمت‌ها در جنوب و شمال در بلندمدت با وجود وقفه کوتاه‌مدت در واکنش به شوک‌ها از سوی محقق، شاهدهی دیگر بر وجود اثر موجی تفسیر شده است.

برگ (۲۰۰۰) نیز مطالعه‌ای مشابه در اقتصاد سوئد انجام داد که هدف آن نیز آزمون تاثیرگذاری تغییرات قیمت در استکهلم بر دو کلان‌شهر دیگر (مالمو و گوتنبرگ) و چهار ناحیه پیرامونی بود. برگ رابطه تقدم-تاخر^۱ تغییرات قیمت مسکن بین استکهلم و سه منطقه بزرگ شهری دیگر و همچنین سه ناحیه پیرامونی در سوئد را مورد مطالعه قرار داد. وی از نتایج تابع عکس‌العمل (IRF) در قالب یک الگوی VAR جهت حصول به نتیجه، بهره برد. نظیر مین، وی نیز تصریح درست الگو را نیازمند ورود فاکتورهای اقتصادی علاوه بر مقادیر قیمت مناطق دانسته است. بنابراین، متغیرهای مصرف و نرخ بیکاری را به عنوان متغیرهای درون‌زا و نرخ بهره حقیقی و تغییرات قیمت سهام را به عنوان فاکتورهای برون‌زا وارد الگوی تصریحی کرد. در نهایت، نتایج تخمین بیان داشت که تغییرات قیمت مسکن

1- Lead-Lag Relationship

در استکهلم با یک وقفه، علت گرنجری تغییرات قیمت مالمو، گوتنبرگ و چهار ناحیه محلی دیگر است، اما رابطه عکس از دیگر مناطق به استکهلم وجود ندارد.

بن استاک و فلسنستین (۲۰۱۰) یک آزمون همجمعی ترکیبی بر پایه جمله اخلاص برای داده‌های ترکیبی فضایی غیرمانا برحسب مدل تصحیح خطای فضایی ارائه داده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی فضایی نامانای فلسطین اشغالی، نشان داده‌اند که این داده‌ها به‌طور کامل در بلندمدت همجمع هستند و در کوتاه‌مدت شواهدی از تصحیح خطای فضایی وجود دارد. در این مطالعه این نتیجه به دست آمده است که سه سازوکار برای تأثیرپذیری قیمت‌های منطقه‌ای مسکن از وقفه‌های فضایی وجود دارد؛ اول، یک وقفه فضایی بلندمدت وجود دارد که به مفهوم اثرگذاری قیمت‌های مسکن در مناطق مجاور در بلندمدت است. دوم، یک تصحیح خطای فضایی وجود دارد که از انتشار عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در همسایگی ناشی می‌شود. سوم، یک وقفه فضایی منظم و قاعده‌مند در مدل تصحیح خطا وجود دارد.

جیتلی و همکاران (۲۰۱۰) به منظور تعیین رابطه بین قیمت مسکن و مهاجرت جمعیت به خاطر اثرات فضایی و همزمان بین آن دو از یک مدل همزمان فضایی استفاده کرده‌اند. با استفاده از داده‌های مربوط به ایالت میشیگان در ایالت متحده، آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که مناطق مجاور احتمالاً با ورود جمعیت (مهاجرت) با افزایش قیمت مسکن مواجه می‌شوند و با افزایش قیمت مسکن بخشی از جمعیت خود را به علت مهاجرت به مناطق دیگر از دست می‌دهند. مدل مورد استفاده یک مدل SAR با وقفه زمان (SARLS) بوده و برای برآورد در کنار سایر روش‌ها مثل OLS به عنوان روش پایه از FS/2SLS استفاده شده است. در مورد ماتریس وزنی از دو روش استفاده شده است؛ در روش اول که مبتنی بر صفر و یک است، چنانچه فاصله بین دو نقطه از میزان تعیین شده C کمتر باشد، عدد یک و اگر بیشتر باشد، عدد صفر در نظر گرفته شده است. در روش دوم از معکوس فاصله استفاده شده است. در این روش اگر فاصله از C کمتر بود از عدد و در غیر این صورت از صفر استفاده شده است.

بالتاجی و برسن (۲۰۱۱) برآوردکننده حداکثر درست‌نمایی را برای رگرسیون به ظاهر نامرتب^۱ ترکیبی با وقفه فضایی و جزء خطای فضایی (الگوی SAC) ارائه کرده‌اند. در این مطالعه، اثرات فضایی در قالب جمله اخلاص فضایی و متغیر وابسته فضایی در نظر گرفته

شده است. به کمک این الگوی ترکیبی فضایی، قیمت هدانیک مسکن در ۸۰ بخش پاریس و به کمک اطلاعات توابع هدانیک مربوط به ۱۴ سال (۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳) مورد برآورد قرار می‌گیرد. همچنین به تبعیت از کار بالتاجی و دیگران (۲۰۰۷) انواع آزمون‌های ضریب لاگرائز شرطی و مشترک را به منظور آزمون وجود خودهمبستگی فضایی و همچنین اثرات تصادفی برای الگوی SUR فضایی، مورد آزمون قرار می‌دهند. نتایج به دست آمده بیانگر این است که درآمد خانوار، اثر مثبت و موجودی مسکن، اثر منفی بر قیمت مسکن داشته است. همچنین اثر انتشار فضایی معنی‌دار و همبستگی مثبتی بین قیمت‌های محلی و قیمت مسکن در مناطق همسایه وجود دارد.

ونکونن، وانگ و باگلی (۲۰۱۲) با استفاده از یک الگوی مختلط وقفه و خطای فضایی تأثیر اثرات همسایگی بر قیمت مسکن را در هنگ‌کنگ با استفاده از ۱۰۰ منطقه هنگ‌کنگ در دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۲) بررسی کردند. الگوی فوق با روش GMM مرکب (GMM/IV) با دو مرحله برآورد شده است. نتایج نشان داده است که در دوره افزایش قیمت مسکن در دهه ۱۹۹۰ پویایی‌های فضایی دو سوم از تغییرات قیمت مسکن را در هنگ‌کنگ توضیح می‌دهند.

۴- تخمین الگو و تفسیر نتایج

۴-۱- معرفی داده‌های پژوهش

در این مطالعه برای برآورد انواع الگوهای پانل و همچنین تخمین الگوی ترکیبی فضایی از اطلاعات ۲۸ استان مختلف کشور برای دوره (۱۳۹۲-۱۳۷۹) استفاده شد (جدول (۱)). همچنین به دلیل نبود داده‌های سه استان خراسان جنوبی، خراسان شمالی و البرز در کل دوره مورد بررسی از داده‌های استان خراسان رضوی و استان تهران استفاده شد.

جدول (۱)- اطلاعات زمانی و مکانی داده‌های آماری

دوره زمانی	نام استان‌ها
۱۳۷۹-۱۳۹۲	آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد

در جدول (۲) نام متغیرهای مورد استفاده در الگوهای پانلی و الگوی ترکیبی فضایی به همراه ذکر نام منبع جمع‌آوری داده‌ها ارائه شده است. همچنین با توجه به نبود اطلاعات آماری برای متغیر ثروت در استان‌ها از مخارج خانوار به‌عنوان جایگزینی برای درآمد و ثروت استفاده شد^۱.

در نهایت به دلیل نبود یک شاخص جامع از قیمت دارایی‌ها در کشور و هماهنگی با بسیاری از مطالعات از شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی (CPI) در مناطق شهری استان‌های مختلف کشور به قیمت سال پایه (۱۳۸۳) که از اداره کل آمارهای اقتصادی بانک مرکزی دریافت شده برای حقیقی کردن داده‌ها استفاده شد.

جدول (۲) - انواع متغیرهای مورد بررسی به همراه منابع گردآوری آن‌ها^۲

نام متغیر*	توضیحات	مرکز جمع‌آوری داده‌ها
Log(rPH)	قیمت حقیقی یک متر مربع واحد مسکونی	مرکز آمار ایران
Log(rEH)	اجاره واقعی یک متر مربع واحد مسکونی	مرکز آمار ایران
Log(rPL)	قیمت حقیقی یک متر مربع زمین واحد مسکونی	مرکز آمار ایران
Log(rCostH)	هزینه ساخت یک متر مربع واحد مسکونی	اداره آمارهای اقتصادی بانک مرکزی
Log(rCostHH)	مخارج خانوار	اداره آمارهای اقتصادی بانک مرکزی
Log(rCR)	تسهیلات بانکی اختصاص یافته به بخش مسکن	اداره آمارهای اقتصادی بانک مرکزی

۲-۴- آزمون ریشه واحد

با توجه به اینکه داده‌های مورد بررسی در این مطالعه از تعداد ۲۸ مقطع متفاوت با دوره زمانی ۱۴ سال تشکیل شده است به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

بالتاجی (۲۰۰۹) شرح کاملی از انواع آزمون‌های ریشه واحد ارائه نموده که می‌توان به آزمون‌های ریشه واحد مشترک لوین، لین و چو (LLC)^۳ (۲۰۰۲)، برایتونگ^۱ (۲۰۰۰) و

۱- محاسبه متغیر هزینه مالکیت (اجاره ضمنی) مسکن به دلیل پیچیده بودن و نبود داده‌های موردنیاز برای تولید این متغیر در ایران، همواره با مشکلات بسیاری همراه بوده است. بنابراین در این پژوهش به منظور ساده‌سازی از متغیر اجاره واحد مسکونی استفاده شده است. باید توجه کرد ماهیت این دو متغیر متفاوت است و این عمل به منظور ساده‌سازی انجام شده است نه جایگزینی.

۲- در این مقاله از لگاریتم داده‌ها استفاده شده است.

هادری^۲ همچنین آزمون‌های ریشه‌واحد مقطعی ایم، پسران و شین^۳ (IPS) (۲۰۰۳)، ADF-Fisher^۴ و PP-Fisher^۵ اشاره کرد. هر چند این آزمون‌ها معروف به آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی هستند، اما در واقع می‌توان آن‌ها را آزمون‌های ریشه واحد در سرهای چندگانه دانست که برای داده‌های ترکیبی نیز به کار می‌روند (Baltagi, 2008). نتایج انواع آزمون‌های ریشه‌واحد در جدول (۳) ارائه شده است. از نتایج آزمون‌ها مشخص است که تمام متغیرها در سطح خطای ۵ درصد مانا هستند.

جدول (۳) - نتایج حاصل از آزمون ریشه‌واحد بر روی لگاریتم متغیرها

نام متغیر	روند خطی	مقدار ثابت	هیچکدام	تعداد وقفه‌های بهینه	LLC		ADF-Fisher	
					آماره t	Prob	آماره χ^2	Prob
Log(RPH)	-	دارد	-	SIC	-۴/۸۳۶	۰/۰۰۰	۷۵/۶۵	۰/۰۴۱
Log(RPL)	-	-	دارد	۴	-۶/۷۹۸	۰/۰۰۰	۷۳/۴۱	۰/۰۴۹
Log(REH)	-	-	دارد	۲	-۵/۸۴۴	۰/۰۰۰	۷۹/۹۹	۰/۰۰۰
Log(RCostH)	-	دارد	-	۲	-۸/۱۷۵	۰/۰۰۰	۷۴/۸۶	۰/۰۴۶
Log(RInvestH)	دارد	دارد	-	SIC	-۶/۴۵۳	۰/۰۰۰	۸۱/۱۴	۰/۰۱۵
Log(RCostHH)	دارد	دارد	-	SIC	-۱۰/۳۱	۰/۰۰۰	۱۵۷/۰۴	۰/۰۰۰
Log(HH)	-	دارد	-	SIC	-۸/۰۱	۰/۰۰۰	۱۰۳/۷۳	۰/۰۰۰
Log(RCR)	-	دارد	-	SIC	-۱۰/۲۶	۰/۰۰۰	۱۰۱/۲۶	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۴- آزمون‌های تشخیصی انتخاب الگوی فضایی

۳-۴-۱- متدولوژی الهورست^۶ برای انتخاب الگوی فضایی مناسب

متدولوژی الهورست در چند مرحله به شرح زیر انجام می‌گیرد:

- 1- Breitung
- 2- Hadri
- 3- Im, Pesaran and Shin
- 4- Fisher-type Test Using Augment Dickey-Fuller
- 5- Fisher-type Test Using Augment Philips-Prawn

۶- الهورست از این متدولوژی بارها در مطالعات خود استفاده کرده است که می‌توان به مطالعات (۲۰۱۱، ۲۰۱۲، ۲۰۱۴، ۲۰۱۵) ایشان مراجعه کرد.

- ۱- تخمین الگوی OLS و محاسبه انواع آزمون‌های ضریب لاگرانژ (LM) برای آزمون الگوهای وقفه فضایی و خطای فضایی که وقوع چهار حالت محتمل خواهد بود:
- الف- فقط الگوی وقفه فضایی (SAR) معنادار است.
- ب- فقط الگوی خطای فضایی (SEM) معنادار است.
- ج- هم الگوی وقفه فضایی (SAR) و هم الگوی خطای فضایی (SEM) معنادار هستند.
- د- هیچ کدام از الگوهای وقفه و خطای فضایی معنادار نیستند. در این حالت به طور جداگانه الگوی وقفه فضایی و الگوی خطای فضایی را تخمین زده و بررسی می‌کنیم که آیا پارامتر وقفه فضایی (ρ) و پارامتر خطای فضایی (λ) معنادار هستند یا خیر. نتایج می‌تواند یکی از حالات الف) ب) ج) یا د) را باز تولید کند.
- ۲- اگر هر یک از نتایج قسمت الف) ب) و ج) در مرحله قبل اتفاق افتاد، آنگاه الگوی دوربین فضایی (SDM) را تخمین می‌زنیم که در ادامه آماره آزمون LR را در حالات زیر می‌توان برآورد کرد:

الف- آزمون LR با فرض $H_0: \rho = 0$ و $H_1: \theta + \rho\beta = 0$ ، اگر رد شد، الگوی دوربین فضایی (SDM) مناسب خواهد بود.^۱

ب- آزمون LR با فرض $H_0: \theta = 0$ اگر رد نشد، پس الگوی وقفه فضایی (SAR) مناسب خواهد بود، در این حالت برای اطمینان بیشتر آزمون‌های ضریب لاگرانژ را در حالات مختلف (کلاسیک و قدرتمند)^۲ برآورد کرده، اگر برقرار نبودند، الگوی دوربین فضایی (SDM) مناسب خواهد بود.

ج- آزمون LR با فرض $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ اگر رد نشد، پس الگوی خطای فضایی مناسب خواهد بود. در این حالت نیز به منظور اطمینان بیشتر از الگوی مناسب انواع آزمون‌های ضریب لاگرانژ (LM) مورد برآورد قرار می‌گیرند، اگر این آزمون‌ها برقرار نبودند، پس الگوی دوربین فضایی (SDM) مناسب خواهد بود.

۱- فرضیه نخست به معنای عدم وجود اثرات فضایی در متغیر وابسته و فرضیه صفر دوم به معنای عدم وجود اثرات فضایی در متغیرهای توضیحی و وابسته است.

۲- این فرضیه به معنای عدم وجود اثرات فضایی متغیرهای توضیحی در الگوی مورد نظر است.

۳- اگر حالت د در بخش اول اتفاق افتاد، الگوی OLS را با وجود اثرات فضایی در متغیرهای توضیحی (WX) برآورد می‌کنیم که دو حالت محتمل خواهد بود:
 الف- در صورتی که فرض $H_0: \theta = 0$ رد نشد، الگوی OLS بهترین الگو خواهد بود.
 ب- در صورتی که فرض $H_0: \theta = 0$ رد شد، الگوی دوربین فضایی (SDM) را برآورد می‌کنیم که اگر پارامتر فضایی متغیر وابسته (ρ) معنادار بود، الگوی دوربین فضایی (SDM) مناسب خواهد بود در غیر این صورت الگوی OLS با وجود اثرات فضایی در متغیرهای توضیحی (الگوی SLX) مناسب خواهد بود.

مرحله اول

از دو آزمون LMlag-panel و LMerror-panel جهت انتخاب بهترین مدل -از بین الگوهای فضایی و غیرفضایی- استفاده می‌کنیم که معناداری آزمون LMlag به معنای استفاده از مدل SAR و معناداری آزمون LMerror به معنای استفاده از مدل SEM است. در صورت معناداری هر دو آزمون از آزمون‌های LMlag-Robust-panel و LMerror-Robust-panel استفاده می‌کنیم. در صورت معناداری هر دو آزمون، انتخاب بر اساس آماره‌هایی همچون ضریب تعیین و لگاریتم درستی صورت می‌گیرد. سطح معناداری این آزمون‌ها با توجه به سطح احتمال گزارش شده ($\text{prob} = 0.05$) است.

در جدول (۴) چهار الگوی مختلف، الگوی تلفیقی^۱، الگوی اثرات ثابت فضایی^۲، الگوی اثرات ثابت زمانی^۳ و الگوی اثرات ثابت فضایی و زمانی^۴ به همراه انواع آزمون‌های تشخیصی مورد برآورد قرار گرفته‌اند. همان‌طور که نتایج آزمون‌های مختلف نشان می‌دهند، هرچند در بعضی از الگوها این آزمون‌ها تفاوت اندکی با یکدیگر دارند، اما وجود اثرات فضایی در متغیر وابسته و خطا تایید می‌شود. بر این اساس، در الگوی تلفیقی و اثرات ثابت فضایی این نتایج به قدرت تایید شده، اما در الگوهای اثرات ثابت زمانی و اثرات ثابت فضایی و زمانی با تکیه بر آزمون‌های (Robust) می‌توان به این نتیجه دست یافت.

-
- 1- Pooled OLS
 - 2- Spatial Fixed Effects
 - 3- Time-period Fixed Effects
 - 4- Spatial and Time-period Fixed Effects

جدول (۴) - نتایج برآورد وجود یا فقدان اثرات مختلف فضایی با استفاده از الگوی OLS

شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
	Pooled	Spatial fixed effects	Time-period fixed effects	Spatial and time-period fixed effects
Log PL	(۱۵/۰۷) ۰/۳۴	(۱۲/۲) ۰/۲۸	(۱۲/۰۵) ۰/۲۷	(۸/۳) ۰/۲۲
Log Costh	(۱۲/۱) ۰/۴۵	(۸/۵) ۰/۳۹	(۰/۰۰) ۰/۰۰۲	(۲/۲) ۰/۱۵
Log Costhh	(۲/۱) ۰/۱۱	(۱/۲) ۰/۰۸	(۰/۶۱) ۰/۰۲	(۰/۲۷) ۰/۰۱
Log Cr	(-۰/۳۷) -۰/۰۰۴	(۳/۲) ۰/۰۹	(-۰/۵۶) ۰/۰۰۷	(-۱/۱) -۰/۰۵
Log Eh	(۸/۹) ۰/۳۵	(۰/۱۳) ۰/۷۲	(۱۲/۴) ۰/۵۱	(۱۲/۶) ۰/۷۸
Intercept	(-۱/۹) -۰/۷۱	-	-	-
R ²	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۷۴	۰/۴۰
LogL	۴۳۵/۱۷	۵۲۶/۷	۴۹۳/۵	۵۶۳/۵
(prob) LMlag	(۰/۰۰) ۱۱۲/۳	(۰/۰۰) ۳۲/۴	(۰/۵۶) ۰/۳۳	(۰/۷۱) ۰/۱۳
RLMlag (prob)	(۰/۰۰) ۷۲/۳	(۰/۰۰) ۱۱/۹	(۰/۰۶) ۳/۵۳	(۰/۰۲) ۵/۳
LMerror (prob)	(۰/۰۰) ۵۳/۷	(۰/۰۰) ۳۵/۷	(۰/۰۲) ۴/۸	(۰/۰۷) ۳/۰
RLMerror (prob)	(۰/۰۰) ۱۳/۷	(۰/۰۰) ۱۵/۳	(۰/۰۰) ۸/۰	(۰/۰۰) ۸/۳

جملات داخل پرانتز مقابل متغیرها آماره t ضرایب متغیرها را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین به منظور بررسی فرضیه وجود اثرات ثابت فضایی و زمانی به صورت جداگانه^۱ در الگوی موردنظر می‌توان از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) بهره جست. اثرات ثابت فضایی و زمانی کنترل‌کننده تمامی اثرات ثابت ناشی از این دو متغیر خواهد بود که نادیده گرفتن آن‌ها باعث تورش در تخمین‌های مدل خواهد بود^۲ (Baltagi, 2007) و (Elhorst, 2012). بر اساس نتایج جدول (۵)، سطح احتمال گزارش شده برای هر دو آماره آزمون کمتر از مقدار بحرانی (prob = ۰/۰۵) است، پس می‌توان الگوی مورد نظر خود را با اثرات ثابت زمانی و فضایی بسط داد.

۱- در ادامه به بررسی وجود اثرات ثابت یا تصادفی (فضایی و زمانی) مشترک به صورت توأم نیز پرداخته خواهد شد.

۲- منظور از اثرات ثابت زمانی (μ)، تمامی عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن است که در طول زمان تغییر کرده، اما در همه استان‌ها ثابت است. منظور از اثرات ثابت فضایی (μ) در واقع خصوصیات فردی تأثیرگذار بر قیمت مسکن است که در طول زمان ثابت‌اند، اما از هر استان به استانی دیگر تغییر می‌کنند.

جدول (۵) - آزمون‌های بررسی اثرات مشترک (اثرات زمان و فضا)

اثرات مشترک	فرضیه H_0	LR Test	درجه آزادی
اثرات ثابت فضایی	اثرات مشترک فضایی وجود ندارد $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_n = z$	۱۴۰/۱۷ (۰/۰۰)***	۲۸
اثرات ثابت زمانی	اثرات مشترک زمانی وجود ندارد $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T = z$	۷۳/۶۵ (۰/۰۰)***	۱۴

*** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مرحله دوم

در ادامه با توجه به متدولوژی انتخاب الگوی بهینه الهورست و نتایج پاراگراف قبل با حالت (۲) متدولوژی الهورست روبه‌رو خواهیم بود. بر این اساس، الگوی دوربین فضایی و آزمون‌های نسبت درستنمایی (LR) با فروض مختلف مورد برآورد قرار گرفتند که نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است.

همان‌گونه که در روش شناسی الهورست اشاره شد برای آزمون این فرضیه که آیا الگوی دوربین فضایی به الگوی خطای فضایی قابل ساده شدن است یا خیر، $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ از آماره‌های آزمون والد (Wald) و نسبت درستنمایی (LR) استفاده می‌شود. نتایج گزارش شده در هر سه ستون از جدول (۶) با استفاده از آزمون Wald (برای نمونه در ستون دو داریم: ۲۶/۸ و با سطح احتمال ۰/۰۰) و یا به کمک آماره آزمون LR (به طور مشابه در ستون دو داریم: ۱۶/۵ و سطح احتمال ۰/۰۰۵) نشان می‌دهد که فرضیه صفر باید رد شود. به طور مشابه، این فرضیه که می‌توان الگوی دوربین فضایی را به الگوی وقفه فضایی ساده کرد، $H_0: \theta = 0$ ، رد می‌شود (برای مثال در ستون سوم آماره Wald: ۲۸/۴ و سطح احتمال ۰/۰۰۲ و آماره LR: ۲۷/۶ و سطح احتمال ۰/۰۰۴). این نتایج نشان می‌دهد که الگوی خطای فضایی و الگوی وقفه فضایی رد شده و باید از الگوی دوربین فضایی برای مدل خود استفاده کنیم.

ستون دوم جدول (۶)، الگوی دوربین فضایی با اثرات ثابت فضایی و زمانی است که به کمک تخمین‌زن BCLSDV مورد برآورد قرار گرفته است. مهم‌ترین نکته نتایج گزارش شده این ستون از جدول، عدم معناداری ضریب فضایی متغیر وابسته (ρ) حتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران... ۸۳

جدول (۶) - نتایج حاصل از تخمین الگوی نظری قیمت مسکن با استفاده از الگوی دوربین فضایی و اثرات خاص فضایی و زمانی

شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)
	Spatial and time-period fixed effects	Spatial and time-period fixed effects bias-corrected	Random spatial effects Fixed time-period effect
Log PL	۰/۲۲ (۷/۸)***	۰/۲۲ (۷/۳)***	۰/۲۳ (۹/۰)***
Log Costh	۰/۰۹ (۱/۳)	۰/۰۹ (۱/۳)	۰/۰۵ (۰/۸۱)
Log Costhh	۰/۰۷ (۱/۱)	۰/۰۷ (۰/۹۵)	۰/۰۴ (۰/۷۳)
Log Cr	-۰/۰۹ (-۱/۹)	-۰/۰۹ (-۱/۷)	-۰/۰۳ (-۱/۵)
Log Eh	۰/۷۶ (۱۲/۶)***	۰/۷۵ (۱۱/۷)***	۰/۶۴ (۱۲/۵)***
W*Log PL	۰/۱۶ (۰/۷)	۰/۱۰ (۰/۴۱)	۰/۲۰ (۱/۰۱)
W*Log Costh	۰/۲۴ (۰/۴)	۰/۲۱ (۰/۳۹)	۰/۲۸ (۰/۵۸)
W*Log Costhh	۱/۷ (۲/۶)***	۱/۷ (۲/۴)***	۱/۲ (۲/۲)***
W*Log Cr	-۰/۹۳ (-۲/۱)***	-۰/۹ (-۱/۹)	-۰/۵۹ (-۳/۱)***
W*Log Eh	۲/۱ (۵/۰۶)***	۱/۸ (۴/۲)***	۱/۵ (۴/۲)***
phi	-	-	۰/۳۸ (۵/۶)***
ρ	-۰/۶۴ (-۳/۴)***	-۰/۳۲ (-۱/۹)	-۰/۱۷ (-۱/۳)
σ^2	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳
R^2	۰/۹۰	۰/۹۰	۰/۸۲
LogL	۵۷۳/۸۷	۵۷۳/۸۷	۵۳۴/۱۱
Wald test spatial lag	۳۹/۹ (p=۰/۰۰۱)	۲۹/۷ (p=۰/۰۰۰)	۲۸/۴ (p=۰/۰۰۲)
LR test spatial lag	۲۰/۵ (p=۰/۰۰۱)	۲۰/۵ (p=۰/۰۰۱)	۲۷/۶ (p=۰/۰۰۴)
Wald test spatial error	۳۱/۰۷ (p=۰/۰۰۰)	۲۶/۸ (p=۰/۰۰۰)	۲۷/۳ (p=۰/۰۰۰)
LR test spatial error	۱۶/۵ (p=۰/۰۰۵)	۱۶/۵ (p=۰/۰۰۵)	۲۶/۰۷ (p=۰/۰۰۰)
Hausman test	-	۲۷/۵۸ (p=۰/۰۰۳)	

*** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد را نشان می‌دهد.

جملات داخل پرانتز مقابل متغیرها، آماره t مربوط به ضرایب و (p) سطح احتمال مربوط به آماره Wald و LR را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

سومین ستون از جدول (۶) پارامترهای تخمینی الگوی اثرات تصادفی فضایی را با این فرض که قیمت مسکن در استان‌های ایران متغیری تصادفی است، نشان می‌دهد. به طور معمول در ادبیات اقتصادسنجی برای تشخیص استفاده از الگوی اثرات تصادفی در مقابل الگوی اثرات ثابت از آزمون هاسمن^۱ استفاده می‌شود. نتیجه آزمون هاسمن

1- Hausman Test

($\text{prob}=0/01$ ، $27/58$) نیز گویای رد فرضیه صفر مبنی بر استفاده از الگوی اثرات تصادفی است. حال اکنون که براساس روش شناسی الهورست، الگوی دوربین فضایی با اثرات فردی زمانی و فضایی به عنوان الگوی مناسب انتخاب شد، در گام بعد، الگوی خود را با تحلیل پویایی‌های زمانی و فضایی قیمت مسکن در استان‌های ایران بسط داده و به مقایسه و تحلیل نتایج این الگو با الگوهای غیرپویا خواهیم پرداخت.

۲-۳-۴- ارائه الگوی پانل پویای فضایی و تفسیر نتایج

در بخش قبل، این فرضیه که اثرات ثابت فضایی و زمانی به صورت جداگانه در الگوی نظری قیمت مسکن نقش دارند بررسی و مشخص شد که این اثرات نقش موثری به قیمت مسکن در استان‌های ایران دارند. البته می‌توان فرضیه اثرات ثابت زمانی و فضایی به صورت مشترک را نیز آزمون کرد. فرضیه صفر $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T = Z$ که Z مقدار ثابت^۱ الگوی بدون اثرات ثابت است. برای آزمون این فرضیه می‌توان از آزمون LR بر اساس مقادیر تابع لگاریتم درستنمایی هر دو الگوی مقید و نامقید، استفاده کرد^۲. درجه آزادی این آزمون نیز برابر با تعداد قیدهای موردنیاز برای دستیابی به یک مقدار ثابت (Z) است که در این جا برابر با مقدار $N+T-1$ است^۳.

ستون (۱) و (۲) جدول (۷) به ترتیب الگوی دوربین فضایی غیرپویا بدون اثرات ثابت و الگوی دوربین فضایی غیرپویا با اثرات ثابت را نشان می‌دهد. به منظور انتخاب الگوی بهینه با توجه به مقادیر لگاریتم درستنمایی این دو الگو، حاصل آماره آزمون LR ($2 \times (550/3 - 486/8) = 127$) و درجه آزادی (۴۱) نشان می‌دهد که در حالت الگوی غیرپویا، الگوی دوربین فضایی با اثرات ثابت، الگوی مناسب‌تری است. به طور مشابه، می‌توان از آزمون LR نیز در انتخاب الگوی پویای فضایی بهره جست در این حالت با توجه به مقید شدن اثرات ثابت زمان در الگوی ستون (۴) جدول (۷)، درجه آزادی برابر با $T-1$ است. با

1- Intercept

۲- در این آزمون منظور از الگوی نامقید، الگو با اثرات ثابت مشترک و منظور از الگوی مقید الگوی بدون اثرات ثابت مشترک

است. همچنین براساس ادبیات اقتصادسنجی مقدار آماره LR برابر است با: $LR = 2 \times (\text{Log}L_{LR} - \text{Log}L_R)$

۳- N تعداد مقاطع یا استان‌ها، T دوره زمانی است. عدد یک نیز به خاطر وجود یک مقدار ثابت در معادله رگرسیون اولیه، کم شده است.

توجه مقدار آماره LR بین دوالگویی پویای فضایی $(-0.18) = (611/11 - 611/0.2) \times 2$ و درجه آزادی (۱۳) می‌توان این‌گونه برداشت کرد که الگوی پویای دوربین فضایی بدون اثرات ثابت زمانی الگوی مناسب‌تری است.

جدول (۷) - نتایج تخمین الگوی نظری قیمت مسکن به کمک تصریحات مختلف الگوهای پویا و غیرپویای دوربین فضایی

شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
	Non-dynamic spatial Durbin model no fixed effects	Non-dynamic spatial Durbin model with fixed effects	Dynamic spatial Durbin model	Dynamic spatial Durbin model Without time-period effect
Intercept	-۲/۳۶ (-۱/۶)	-	-	-
$Log(PH)_{-1}$	-	-	۰/۶۳ (۱۲/۸)***	۰/۶۶ (۱۴/۴)***
$W * Log(PH)_1$	۰/۲۲ (۱/۹۳)	۰/۳۷ (۳/۵)***	۰/۴۲ (۱/۴)	۰/۳۷ (۳/۴)***
$W * Log(PH)_{-1}$	-	-	-۰/۷۱ (-۲/۰۶)***	-۰/۵۲ (-۶/۲)***
Log PL	۰/۲۶ (۱۱/۴)***	۰/۲۲ (۸/۲)***	۰/۱۹ (۴/۲)***	۰/۱۸ (۴/۵)***
Log Costh	۰/۰۲ (۰/۴۶)	۰/۱۴ (۲/۰۴)***	۰/۰۸ (۱/۴)	۰/۱۰ (۲/۰۷)***
Log Costhh	۰/۰۲ (۰/۶۲)	۰/۰۳ (۰/۰۵)	۰/۰۳ (۰/۶۴)	۰/۰۳ (۰/۱۵)
Log Cr	-۰/۰۰۱ (-۰/۱۳)	-۰/۰۵ (-۱/۰۱)	-۰/۰۱ (-۰/۵۳)	۰/۰۰۹ (-۰/۱۴)
Log Eh	۰/۵۰ (۱۲/۰۳)***	۰/۷۲ (۱۱/۰۳)***	۰/۳۵ (۶/۹)***	۰/۳۳ (۶/۸)***
$W * Log PL$	۰/۰۸ (۱/۰۱)	۰/۰۳ (۰/۰۵)	۰/۲۳ (۱/۰۵)	۰/۱۵ (۲/۱)***
$W * Log Costh$	۰/۳۱ (۲/۷)***	۰/۱۳ (۱/۲)	۰/۰۷ (۰/۰۶)	۰/۰۳ (۰/۳۰)
$W * Log Costhh$	۰/۱۳ (۰/۵۴)	۰/۳۲ (۱/۱)	۱/۲ (۲/۱)***	۰/۵۲ (۲/۰۶)***
$W * Log Cr$	۰/۰۲ (۰/۴۹)	۰/۰۴ (۰/۵۰)	-۰/۲۶ (-۰/۹۹)	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۴)
$W * Log Eh$	-۰/۱۵ (-۱/۱)	-۰/۳۸ (-۲/۶)***	۰/۷۲ (۱/۸)	-۰/۱۴ (-۱/۶)
R^2	۰/۸۴	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۹۳
LogL	۴۸۶/۸۹	۵۵۰/۳۲	۶۱۱/۰۲	۶۱۱/۱۱

*** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج ستون (۲) و (۴) جدول (۷)، ضریب فضایی متغیر وابسته در هر دو الگوی پویا و غیرپویا مثبت و معنادار و ۰/۳۷ گزارش شده است. به عبارت دیگر، افزایش یک درصدی قیمت مسکن در استان‌های همسایه موجب افزایش ۰/۳۷ درصدی در قیمت مسکن در استان به طور متوسط خواهد شد. در واقع وجود همبستگی‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی مهم‌ترین دلیل معنادار بودن این ضریب در استان‌های ایران است.

۱- مقدار گزارش شده این پارامتر، همان مقدار ضریب فضایی متغیر وابسته (ρ) در الگوی مرسوم فضایی است.

شاید مهم ترین تمایز الگوی فضایی پویا و غیرپویا، وجود متغیر وابسته تاخیری و هم اثر فضایی این متغیر به صورت معنادار در الگوی پویای فضایی باشد. ضریب متغیر $Log(PH)_1$ ، ۰/۶۶ مثبت و معنادار و ضریب متغیر فضایی $Log(PH)_1 * W$ ، ۰/۵۲ منفی و معنادار برآورد شده است. در توجیه این پدیده در الگوی پویای فضایی می توان گفت که قیمت مسکن در استان های ایران در دوره مورد بررسی، نسبت به قیمت مسکن در ادوار گذشته همبستگی بالایی را نشان می دهد؛ به این صورت که ۰/۶۶ از قیمت مسکن در استان های ایران را قیمت مسکن در سال های قبل تشکیل می دهد. بنابراین افزایش قیمت در یک دوره باعث استمرار این افزایش در ادوار بعد خواهد شد و برعکس.

در این تحلیل با توجه به معنادار بودن اثر فضایی این متغیر، افزایش قیمت مسکن در استان های همسایه، خود انگیزه ای برای کاهش قیمت مسکن در استان مورد نظر در ادوار بعد را نشان می دهد. شاید مهم ترین دلیل برای بروز این پدیده، مهاجرت ساکنان استان های مجاور با افزایش قیمت مسکن به استان مورد نظر در دوره بعد است. قیمت زمین به همراه اثر فضایی این متغیر در الگوی پویا اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن در استان های ایران داشته است. شاید یکی از مهم ترین دلایل کوچک بودن ضریب اثر گذاری قیمت زمین بر قیمت مسکن در استان های ایران نسبت به الگوهای غیر فضایی، تفکیک اثر گذاری این متغیر به دو بعد فضایی و غیر فضایی باشد. بر این اساس، ضریب غیر فضایی قیمت زمین ۰/۱۸ و ضریب فضایی ۰/۱۵ گزارش شده است. اما وضعیت اثر گذاری متغیر اجاره بر قیمت مسکن در الگوی پویا متفاوت از الگوی غیر پویا گزارش شده است. به این صورت که در الگوی پویای فضایی ضریب متغیر اجاره ۰/۳۳ و مثبت و معنادار، اما ضریب فضایی آن معنادار نیست. اما در الگوی غیر پویا، این ضریب برای متغیر اجاره ۰/۷۲ مثبت و معنادار و ضریب فضایی آن ۰/۳۸ منفی و معنادار گزارش شده است. بنابراین در الگوی غیر پویا، متغیر اجاره سهم بسیاری در توضیح دهندگی قیمت مسکن در استان های ایران ایفا کرده، اما در الگوی پویا قیمت های تأخیر مسکن در دوره قبل این نقش را بازی کرده است.

۱- باید به این نکته توجه کرد که این مهاجرت ها در یک دوره تقریباً کوتاه فقط در استان هایی که همسایگی مرزی با هم دارند، امکان پذیر است.

شاید تفاوت مهم دیگر الگوی پویا با الگوی غیرپویای فضایی در معناداری اثر فضایی مخارج خانوار بر قیمت مسکن آن‌هم به صورت مثبت باشد این در حالی است که افزایش مخارج خانوار خود اثر معناداری بر قیمت مسکن در آن استان ندارد.

طبق دیدگاه‌های نظری، با فرض ثبات شرایط افزایش در درآمد سرانه خانوار و به تبع آن افزایش در مخارج خانوار به دلیل عادی بودن کالای مسکن، تقاضا برای مسکن افزایش خواهد یافت. این افزایش تقاضا می‌تواند از یکسو انگیزه مصرفی داشته باشد به این صورت که با افزایش درآمد و ثروت خانوار، تمایل خانوار به تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی به مخصوص در کلان‌شهرها که قیمت نسبی مسکن در آن‌ها بالاتر است، افزایش می‌یابد. همچنین می‌تواند انگیزه سرمایه‌گذاری داشته باشد به این صورت که با افزایش تورم، گرایش خانوار به حفظ قدرت خرید خود با خرید مسکن افزایش می‌یابد.^۱ در هر دو حالت، سهم بالای اثرات فضایی مخارج خانوار خود نقش بسزایی در تعیین قیمت مسکن در استان‌های مجاور دارد.

جدول (۸)، اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سریزهای فضایی) را در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. نکته اصلی الگوی دوربین فضایی غیرپویا این است که این الگوها قادر به محاسبه اثرات فضایی متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت نیستند زیرا الگوهای غیرپویا تنها قادر به محاسبه اثرات فضایی در بلندمدت هستند که از نتایج گزارش شده جدول (۸) به راحتی می‌توان به این نکته پی برد.

در کوتاه‌مدت تنها دو متغیر قیمت زمین و اجاره‌بهای واحد مسکونی به صورت معنادار، اثر مستقیمی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران دارد. بنابراین تغییر قیمت زمین و اجاره‌بهای واحد مسکونی در کوتاه‌مدت بیشترین و سریع‌ترین تاثیر را بر قیمت مسکن در استان مورد نظر خواهد داشت و برعکس. دو متغیر تسهیلات بانکی و مخارج خانوار نیز به صورت غیرمستقیم و مثبت اثر معناداری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران داشته است. بر این اساس، افزایش تسهیلات بانکی اختصاص یافته به هر استان به نوعی قدرت استقراض خانوار از سیستم بانکی را افزایش داده و در نتیجه انگیزه

۱- بعد مسافت، امکانات سکونت و شرایط اجتماعی استان‌ها در این استدلال بسیار مهم و تاثیرگذار است. یک بعد دیگر این مساله را می‌توان در تمایل به خرید مسکن روستاییان در شهرها و مهاجرت روستاییان به شهرها جست‌وجو کرد که در این حالت نتیجه‌ای جزء افزایش قیمت مسکن در شهرها نخواهد داشت.

مصرفی و سرمایه گذاری خرید مسکن خانوار با افزایش تقاضا برای مسکن در استان های همجوار پاسخ داده می شود. تحلیل مشابهی نیز برای افزایش مخارج خانوار وجود دارد.

جدول (۸) - اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سریز) فضایی حاصل از تخمین الگوی نظری قیمت مسکن به کمک تصریحات مختلف الگوهای پویا و غیرپویای دورین فضایی

اثرات کوتاه مدت و بلندمدت	شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
		Non-dynamic spatial Durbin model no fixed effects	Non-dynamic spatial Durbin model with fixed effects	Dynamic spatial Durbin model	Dynamic spatial Durbin model Without time- period effect
Short term effects	Direct Log PL	-	-	۰/۱۰ (۰/۹۴)	۰/۰۹ (۳/۶)***
	Indirect Log PL	-	-	۰/۲۴ (۰/۰۸)	۰/۰۶ (۰/۵۱)
	Log Costh Direct	-	-	۰/۰۸ (۱/۲)	۰/۱۰ (۱/۶۷)
	Log Costh Indirect	-	-	۰/۱۲ (۰/۱۳)	۰/۰۶ (۰/۶۶)
	Log Costh Direct	-	-	۰/۰۵ (۰/۲۴)	۰/۰۱ (۰/۱۸)
	Log Costh Indirect	-	-	۰/۹۵ (۰/۱۷)	۰/۵۳ (۳/۷)***
	Log Cr Direct	-	-	۰/۰۶ (۰/۰۳)	۰/۰۳ (۰/۰۸)
	Log Cr Indirect	-	-	۰/۶۷ (۰/۱۳)	۰/۲۴ (۲/۶)***
	Log Eh Direct	-	-	۰/۳۸ (۱/۱۲)	۰/۳۴ (۵/۶)***
	Log Eh Indirect	-	-	۰/۸۲ (۰/۰۹)	۰/۲۶ (۱/۴۷)
Long term effects	Direct Log PL	۰/۲۷ (۱۱/۹)***	۰/۲۳ (۸/۵)***	۰/۲۷ (۳/۱۶)***	۰/۲۵ (۳/۶۸)***
	Indirect Log PL	۰/۱۸ (۲/۲)***	۰/۱۳ (۱/۴)	-۰/۰۴ (-۰/۰۴)	-۰/۰۷ (-۰/۴۵)
	Log Costh Direct	۰/۰۳ (۰/۵۲)	۰/۱۵ (۲/۲)***	۰/۲۳ (۱/۲۹)	۰/۳۱ (۱/۶)
	Log Costh Indirect	۰/۴۱ (۳/۷)***	۰/۲۹ (۲/۱)***	-۰/۱۲ (-۰/۱۳)	-۰/۰۹ (-۰/۷۴)
	Log Costh Direct	۰/۰۳ (۰/۷۰)	۰/۰۱۹ (۰/۲۵)	۰/۰۶ (۰/۲۶)	-۰/۰۱ (-۰/۰۶)
	Log Costh Indirect	۰/۱۹ (۰/۵۹)	۰/۵۲ (۱/۲)	۰/۶ (۰/۱۷)	۰/۷۲ (۳/۵)***
	Log Cr Direct	-۰/۰۱ (-۰/۱۱)	-۰/۰۵ (-۱/۰۶)	-۰/۰۵ (-۰/۳۴)	-۰/۰۱ (-۰/۰۸)
	Log Cr Indirect	۰/۰۳ (۰/۴۵)	۰/۰۳ (۰/۲۹)	۰/۴۴ (۰/۲۲)	۰/۳۲ (۲/۶)***
	Log Eh Direct	۰/۵۰ (۱۱/۹)***	۰/۷۲ (۱۱/۱)***	۱/۰۴ (۴/۰۸)***	۱/۰۱ (۵/۵)***
	Log Eh Indirect	-۰/۰۴ (-۰/۲۸)	-۰/۱۷ (-۰/۸۸)	-۰/۴۸ (-۰/۱۱)	-۰/۲۴ (-۰/۹۸)

*** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد را نشان می دهد.

ماخذ: یافته های پژوهش

اما در بلندمدت نتایج قدری متفاوت از اثرات کوتاه مدت است، زیرا همان طور که تئوری های اقتصاد خرد آن را تایید می کند، کشش های کوتاه مدت کوچک تر از کشش های بلندمدت بوده و فرصت واکنش به شوک های مختلف برای عوامل اقتصادی در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است. مانند دوره کوتاه مدت، این متغیرهای قیمت زمین و اجاره بهای واحد مسکونی هستند که در بلندمدت نیز اثر مستقیمی بر قیمت مسکن در

استان‌های ایران دارند، اما با ضرایب بزرگ‌تر و در نتیجه با اثرگذاری بیشتر، همین شرایط برای متغیرهای تسهیلات بانکی و مخارج خانوار وجود دارد. مهم‌ترین ویژگی الگوی غیرپویای ستون (۲) نسبت به الگوی پویای (۴) جدول (۸)، معناداری اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیر هزینه ساخت واحدمسکونی و عدم معناداری اثرات غیرمستقیم متغیرهای تسهیلات بانکی و مخارج خانوار است. با افزایش یک درصدی هزینه ساخت واحد مسکونی به طور متوسط باعث افزایش ۰/۱۵ درصدی قیمت مسکن خودی و افزایش ۰/۲۹ درصدی قیمت مسکن در استان‌های مجاور می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله به منظور بررسی ارتباطات درونی و نحوه تسری شوک‌های قیمت مسکن بین استان‌ها و همچنین تسری نوسانات عوامل توضیح داده‌نشده به قیمت مسکن از اقتصاد سنجی فضایی استفاده شده است. همچنین از داده‌های مربوط به ۲۸ استان مختلف ایران طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ در چارچوب الگوهای پانل پویای فضایی استفاده شد.

در ابتدا به کمک روش شناسی الهورست بهترین الگوی فضایی به کمک آزمون‌های LR و Wald، الگوی دوربین پانل فضایی مناسب‌ترین الگو تشخیص داده شد. همچنین به کمک آماره LR مشخص شد که الگوی پانل فضایی موردنظر باید به همراه اثرات فضایی و زمانی مورد برآورد قرار گیرد. سپس انواع الگوهای پانل دوربین فضایی به کمک برآورد گر LSDV و BCLSDV مورد برآورد قرار گرفته و به مقایسه بین نتایج آن‌ها پرداخته شد. در این بخش به کمک آزمون هاسمن مشخص شد که الگوی فضایی اثرات ثابت توضیح‌دهندگی بیشتری از الگوی نظری قیمت مسکن در استان‌های ایران دارد.

در ادامه به منظور بررسی پویایی‌های فضایی و زمانی قیمت مسکن، الگوی نظری قیمت مسکن به صورت پویا و در قالب الگوی دوربین فضایی مورد برآورد قرار گرفت. در این قسمت نیز برای مقایسه بین الگوهای فضایی پویا و همچنین الگوهای فضایی غیرپویا از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شد.

در بین الگوهای فضایی غیرپویا، الگوی دوربین فضایی با اثرات ثابت مشترک و در حالت الگوی فضایی پویا، الگوی دوربین فضایی پویا بدون اثرات ثابت زمانی الگوی

مناسب انتخاب شد. با تفسیر نتایج الگوی دوربین غیرپویا می‌توان دریافت که متغیر قیمت زمین، هزینه ساخت بنا، اجاره واحد مسکونی و اثرات فضایی اجاره واحد مسکونی به همراه همبستگی فضایی متغیر قیمت مسکن در استان‌های ایران دارای اثر معناداری بر قیمت مسکن هر استان هستند. اما در الگوی پویا، نتایج قدری متفاوت بود به این صورت که علاوه بر متغیرهای معنادار در الگوی غیرپویای فضایی، متغیر باوقفه قیمت مسکن به همراه آثار فضایی این متغیر و همچنین آثار فضایی قیمت زمین مسکونی و مخارج خانوار نقش تعیین‌کننده‌ای در قیمت مسکن هر استان در دوره مورد بررسی داشته است.

باتوجه به اهمیت تحلیل سریزهای فضایی (اثرات غیرمستقیم) در مطالعات کاربردی، آخرین بخش به تحلیل اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای توضیحی قیمت مسکن اختصاص یافت. استفاده از الگوهای پویا فرصت مناسبی برای تحلیل آثار مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت در اختیار محققان قرار می‌دهد؛ بر این اساس نتایج در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد تحلیل قرار گرفت.

پیشنهادات زیر برای سیاست‌گذاری بخش مسکن ارائه می‌شود:

- در هر دو الگوی مورد نظر ضریب متغیر اجاره یک مترمربع ساختمان مسکونی دارای بیشترین اثر مستقیم و غیرمستقیم در بین متغیرهای موجود است که بر نقش تعیین‌کننده این متغیر بر قیمت مسکن در بازار املاک مسکن ایران اشاره دارد.

همان‌طور که از نتایج الگوی پویای فضایی مشخص شد، قیمت‌های باوقفه مسکن به همراه آثار فضایی این متغیر خود در تعیین قیمت مسکن در دوره‌های بعدی کاملاً نقش دارند به گونه‌ای که در صورت وجود نوسان در قیمت مسکن یک استان در یک دوره، این نوسان علاوه بر آنکه قیمت آن استان در دوره‌ی بعد تحت تاثیر قرار می‌دهد، باعث ایجاد نوسان در استان‌های مجاور خود نیز می‌شود. بنابراین توجه به این متغیر در کنار آثار فضایی آن، می‌تواند اطلاعات ارزشمندی در شناسایی منبع نوسانات قیمت مسکن در ادوار مختلف و سهم نوسانات این متغیر در کنار سایر متغیرهای اثرگذار بر قیمت مسکن در اختیار محققان قرار دهد.

- اثرات مثبت قیمت زمین و هزینه ساخت بنا بر قیمت مسکن گویای این موضوع است که هرگونه سیاست‌گذاری و مدیریت قیمت مسکن بدون توجه به عوامل طرف عرضه

مسکن ناقص خواهد بود. برای مثال، متغیر قیمت زمین واحد مسکونی یکی از مهم‌ترین متغیرهای سمت عرضه مسکن است که نقش تعیین‌کننده‌ای در افزایش قیمت مسکن داشته است به گونه‌ای که با افزایش این متغیر، قیمت مسکن نیز افزایش یافته است. بنابراین، سیاست‌گذاران به منظور کنترل نوسانات قیمت مسکن، ابتدا باید سیاست کنترل قیمت زمین واحد مسکونی را پیش بگیرند. در این راستا، سیاست انبوه‌سازی، کاهش دوره ساخت و کنترل قیمت مصالح ساختمانی در کاهش قیمت مسکن بسیار موثر خواهد بود.

- با توجه به معنادار بودن اثرات فضایی مخارج خانوار، می‌توان استنباط کرد که سهم بزرگی از افزایش تقاضا برای مسکن و در نتیجه افزایش قیمت مسکن به خاطر افزایش تقاضای خانوارهای موجود در استان‌های مجاور برای مسکن است. در کلان‌شهرها از یکسو به دلیل بالا بودن قیمت نسبی مسکن نسبت به سایر شهرها و از سوی دیگر تمایل خانوار برای حفظ قدرت خرید خود با انگیزه‌های مصرفی و سرمایه‌ای گرایش به خرید مسکن در شهرهای مجاور افزایش می‌یابد که در هر دو حالت انگیزه‌ای برای افزایش قیمت مسکن در استان‌های مجاور را به وجود می‌آورد. بر این اساس، سیاست‌گذاران به منظور کنترل قیمت مسکن در کل کشور باید از یکسو با کاهش تورم انگیزه مصرفی خرید واحد مسکونی را به انگیزه سوداگری آن نزدیک کنند و از سوی دیگر با همگن کردن شرایط زندگی در همه استان‌ها، انگیزه سرریز قیمت‌های مسکن به سایر نقاط را کاهش دهد.

- با توجه به نتایج حاصله در این تحقیق که در مجموع حاکی از وجود انتشار قیمتی در بازار مسکن در مناطق مختلف ایران است. به نظر می‌رسد مقوله سیاست‌گذاری منطقه‌ای و مدیریت قیمت‌های مسکن در یک استان خاص در ایران بی‌معنا باشد. سیاست‌گذاران باید در نظر داشته باشند که هرگونه سی است تحریک عوامل موثر بر قیمت مسکن (عوامل عرضه و تقاضای مسکن) و در نتیجه تغییر قیمت مسکن در هر استان، می‌تواند با فاصله کوتاهی قیمت مسکن در استان‌های مجاور را نیز به حرکت وادارد.

منابع

الف - فارسی

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره کل آمارهای اقتصادی (۱۳۷۹-۱۳۹۲)، نتایج بررسی فعالیت‌های ساختمانی در مناطق شهری استان‌های کشور.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره کل آمارهای اقتصادی (۱۳۷۹-۱۳۹۲)، گزارش اوضاع اقتصادی و اجتماعی استان‌های (شهرستان‌های) کشور.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پایگاه اطلاع‌رسانی www.cbi.ir.
- خلیلی عراقی سید منصور، محسن مهر آرا و سید رضا عظیمی (۱۳۹۱)، «بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۳، ۳۳-۵۰.
- خلیلی عراقی، سید منصور، اکبر کمیجانی، محسن مهر آرا، سید رضا عظیمی (۱۳۹۲)، «اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۷، ۲۵-۴۸.
- صوفی، سیاوش و سروش (۱۳۸۷)، «تعیین مشخصه‌های اصلی تقاضای مسکن در مناطق ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته مهندسی سیستم‌های اقتصادی-اجتماعی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- فروغی و فرهمند (۱۳۹۰)، «تحلیل فضایی عوامل موثر بر قیمت مسکن در ایران»، سومین کنفرانس برنامه‌ریزی و مدیریت شهری.
- قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۸۷)، *نظریه قیمت‌گذاری مسکن در ایران*، همدان: انتشارات نور علم.
- درویدیان، حسین، محمود متوسلی و شاپور محمدی (۱۳۸۹)، «تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خودرگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، اول (بهار ۱۳۸۹)، ۱۱۳-۱۳۱.
- مرکز آمار ایران (۱۳۷۹-۱۳۹۲)، نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری.
- مرکز آمار ایران (۱۳۷۹-۱۳۹۲)، سالنامه آماری استان‌ها.

وصاف، اسماعیل (۱۳۸۷)، «بررسی نظام فضایی قیمت شهری: رهیافت تابع قیمت هدانیک (مطالعه موردی: شهر مشهد)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی ۱۳۸۷.

ب- انگلیسی

- Baltagi, B. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons.
- Baltagi, B. H., and G. Bresson (2011), "Maximum Likelihood Estimation and Lagrange Multiplier Tests for Panel Seemingly Unrelated Regressions with Spatial Lag and Spatial Errors: An Application to Hedonic Housing prices in Paris", *Journal of Urban Economics*, 69(1), 24–42. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2010.08.007>
- Baltagi, B. H., S. Heun Song, B. Cheol Jung and W. Koh (2007), "Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data", *Journal of Econometrics*, 140(1), 5–51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.09.001>
- Beenstock, M., and D. Felsenstein (2010), "Spatial Error Correction and Cointegration in Nonstationary Panel Data: Regional House Prices in Israel", *Journal of Geographical Systems*, 12(2), 189–206. <https://doi.org/10.1007/s10109-010-0114-8>
- Behrens, K., and J. F. Thisse (2007), "Regional Economics: A new Economic Geography Perspective", *Regional Science and Urban Economics*, 37(4), 457–465. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2006.10.001>
- Berg, L. (2002), "Prices on the Second-hand Market for Swedish Family Houses: Correlation, Causation and Determinants", *European Journal of Housing Policy*, 2(1), 1–24. <https://doi.org/10.1080/14616710110120568>
- Boarnet, M. G., S. Chalermpong, and E. Geho (2005), "Specification Issues in Models of Population and Employment Growth", *Papers in Regional Science*, 84(1), 21–46. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2005.00002.x>
- Debary, N., and C. Ertur (2010), "Testing for Spatial Autocorrelation in a Fixed Effects Panel Data Model", *Regional Science and Urban Economics*, 40(6), 453–470. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2010.06.001>
- Elhorst, J. P. (2003), "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Science Review*, 26(3), 244–268. <https://doi.org/10.1177/0160017603253791>

- Elhorst, J. P. (2010), “Dynamic Panels with Endogenous Interaction Effects when T is Small”, *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 272–282. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2010.03.003>
- Elhorst, J. P. (2012), “Dynamic Spatial Panels: Models, Methods and Inferences”, *Journal of Geographical Systems*, 14(1), 5–28. <https://doi.org/10.1007/s10109-011-0158-4>
- Elhorst, J. P. (2014), *Handbook of Regional Science*, (M. M. Fischer and P. Nijkamp, Eds.), *Handbook of Regional Science*, Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-23430-9>
- Jeanty, P. W., M. Partridge and E. Irwin (2010), “Estimation of a Spatial Simultaneous Equation Model of Population Migration and Housing Price Dynamics”, *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 343–352.
- Lee, L., J. and Yu (2010), “Some recent Developments in Spatial Panel Data Models”, *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 255–271. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2009.09.002>
- LeSage, J. P. (2008), “An Introduction to Spatial Econometrics”, *Revue D'économie Industrielle*, 123(123), 19–44. <https://doi.org/10.4000/rei.3887>
- LeSage, J. P., and R.K. Pace (2008), “Spatial Econometric Modeling of Origin-destination Flows*”, *Journal of Regional Science*, 48(5), 941–967. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2008.00573.x>
- Meen, G. (2002), “The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?”, *Journal of Housing Economics*, 11(1), 1–23. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1006/jhec.2001.0307>
- Meen, G. (2008), “Housing, Random Walks, Complexity and the Macroeconomy”, *Housing Economics and Public Policy* (pp. 90–109). Oxford, UK: Blackwell Science Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470690680.ch6>
- Meen, G. (2012), “Price Determination in Housing Markets”, *International Encyclopedia of Housing and Home* (Vol. 5, pp. 352–360). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-047163-1.00112-0>
- Meen, G. P., A. Smith and R. Jones (1990), “The Removal of Mortgage Market Constraints and the Implications for Econometric Modelling of UK House Prices”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(1), 1–23. JOUR.
- Monkkonen, P., K. Wong and J. Begley (2012), “Economic Restructuring, Urban Growth, and Short-term Trading: The Spatial Dynamics of the Hong Kong Housing Market, 1992–2008”, *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 396–406. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.11.004>

- Poterba, J. M., J.J. Rotemberg, L.H. Summers, P.I.N. Marylan, and A. Tale (1985), Budget. Any Opinions Expressed are those of the authors and not those of the National Bureau of Economic Research. Management. JOUR.
- Yu, J., R. de Jong and L. Lee (2008), “Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when both n and T are Large”, *Journal of Econometrics*, 146(1), 118–134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.08.002>.