*فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*
*سال بیست و یکم، شماره ۶۷، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۴۸ - ۲۵*

# اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی

**سیدمنصور خلیلی‌عراقی**
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
khalili@ut.ac.ir

**اکبر کمیجانی**
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
komijani@ut.ac.ir

**محسن مهرآرا**
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
mmehrara@ut.ac.ir

**سیدرضا عظیمی**
دکترای اقتصاد (نویسنده مسئول)
rezaazimi@ut.ac.ir

استفاده از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی تحولات بازار مسکن می‌تواند نقایص اقتصادسنجی متعارف را بهبود بخشد. برای این منظور، در این مطالعه از چارچوب مدل وقفه فضایی (SAR) و با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های اصلی کشور برای دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) تغییرات قیمت مسکن در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به‌دست آمده بیانگر 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 به‌میزان ۶ 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 اثر گذاری هزینه خانوارها که به‌عنوان جایگزین متغیرهای درآمد و ثروت مورد استفاده قرار گرفته با ابهام همراه بوده است.

**طبقه‌بندی JEL**: *C31, C33, R31*.
**واژه‌های کلیدی**: *قیمت مسکن، مدل وقفه فضایی، اثرات فضایی، اقتصادسنجی فضایی، اثرات مستقیم و غیرمستقیم.*

***تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۶**

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

## ۱. مقدمه

اقتصادسنجی فضایی[1] در جهت رفع ایرادات اقتصادسنجی متعارف در شرایطی که در مورد داده‌های با ویژگی‌های مکانی با یکی از دو مسئله همبستگی فضایی[2] یا ناهمسانی فضایی[3] روبرو باشیم ایجاد شده است. این رویکرد از دهه ۱۹۷۰ به بعد با کاربرد رو به گسترشی مواجه شده است. در بدو امر این روش در مطالعات مقطعی به‌کار گرفته شد، اما به‌تدریج در مطالعات ترکیبی (پنل) نیز به‌صورت قابل ملاحظه‌ای مورد استفاده قرار گرفت. ایده اصلی در خصوص اقتصادسنجی فضایی این است که در مواردی که اثرات فضایی در قالب همبستگی فضایی یا ناهمسانی فضایی وجود داشته باشد روش‌های اقتصادسنجی متعارف دیگر سازگار نخواهند بود. در اقتصادسنجی فضایی تلاش می‌شود با ارائه راهکارهایی در مدلسازی و روش برآورد ضمن رفع ایرادات اقتصادسنجی متعارف تبیینی از اثرات فضایی[4] به‌دست آید.

با توجه به اینکه اقتصادسنجی فضایی به عامل فضا[5] می‌پردازد نخستین کاربردهای آن در علم اقتصاد در علوم منطقه‌ای، اقتصاد شهری و املاک و مستغلات (از جمله بازار مسکن) و جغرافیای اقتصادی بروز می‌یابد، اما به‌تدریج در شاخه‌های دیگر علم اقتصاد نظیر مطالعات تقاضا، اقتصاد بین‌الملل، اقتصاد نیروی کار، اقتصاد بخش عمومی و مالیه عمومی منطقه‌ای و اقتصاد کشاورزی و محیط زیستی نیز از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است.

به‌رغم کاربردهای مفید اقتصادسنجی فضایی در توضیح متغیرهای اقتصادی مطالعات اندکی در این خصوص در ایران انجام گرفته است، به‌ویژه در مورد بازار مسکن این مطالعات بسیار نادر است. یکی از ویژگی‌های اصلی مسکن جنبه فضایی یا مکانی آن است. در مورد اغلب کالاها و دارایی‌ها امکان جابجایی کالا شرایطی را فراهم می‌کند که ما با محیطی روبرو باشیم که در اقتصاد نئوکلاسیک تحت عنوان وجود قیمت‌های یکسان برای تمام عاملان اقتصادی تعریف می‌شود، اما در مورد مسکن اینگونه نیست، زیرا از یک سو مسکن ناهمگن است و قیمت آن تحت تأثیر عوامل هدانیک قرار دارد و از سوی دیگر، غیرقابل انتقال بودن مسکن باعث می‌شود شوک قیمتی که در یک مکان ایجاد می‌شود به‌صورت آنی و لحظه‌ای به سایر نقاط تسری نیابد، اما امکان سرایت آن در قالب اثر انتشار و در طول زمان وجود دارد. اقتصادسنجی فضایی دو کاربرد در توضیح قیمت مسکن یافته است. یک کاربرد مربوط به توابع

1. Spatial Econometrics
2. Spatial Autocorrelation
3. Spatial Heterogeneity
4. Spatial Effects
5. Space

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

هدانیک مسکن است که در آنها اثر همسایگی یک عامل مهم در توضیح قیمت مسکن است. به‌عنوان مثال، در تابع هدانیک نزدیکی یا مجاورت با یک مکان آموزشی یا تجاری می‌تواند بر قیمت مسکن مؤثر باشد. این عوامل می‌توانند در قالب اثرات فضایی مدلسازی و برآورد شوند. کاربرد دیگر اقتصادسنجی فضایی در بازار مسکن در مورد مدل‌های ساختاری مسکن می‌باشد. اغلب شوک‌های قیمتی مسکن از یک منطقه شروع و به مناطق دیگر تسری می‌یابند. مدلسازی این آثار می‌تواند در قالب اقتصادسنجی فضایی صورت گیرد که در این مقاله رویکرد حاضر مدنظر قرار گرفته است.

با توجه به اهمیت نوسان‌های قیمت مسکن بر متغیرهای اقتصادی انجام مطالعات در این زمینه از گذشته چه در خارج از کشور و چه در داخل کشور مورد توجه بوده است. این مطالعه تلاش دارد وجود الگوی فضایی در انتشار قیمت مسکن در ایران را با استفاده از مدل وقفه فضایی[1] مورد بررسی قرار دهد. به‌رغم برخی مطالعات صورت‌گرفته در ایران با استفاده از اقتصادسنجی فضایی که یا به مدل‌های هدانیک یا مناطق خاص مانند تهران معطوف بود تاکنون مطالعه‌ای برای بررسی اثر انتشار قیمت مسکن در استان‌های مختلف کشور به انجام نرسیده و این مقاله از این جنبه آغازی بر این مطالعات تلقی می‌شود.

فرضیه اصلی این مطالعه این است که در ایران اثرات فضایی در نوسان‌های قیمت مسکن اثرگذارند، به گونه‌ای که قیمت مسکن در یک استان علاوه بر عوامل موجود در آن از افزایش قیمت مسکن در سایر نقاط کشور نیز تأثیر می‌پذیرد. دوره مطالعه حاضر (۱۳۸۹-۱۳۷۰) است و به‌منظور تشکیل پنل متوازن از اطلاعات ۱۵ استان کشور که در دوره مذکور دارای اطلاعات کامل بوده‌اند استفاده شده است.

ادامه این مقاله از بخش‌های ذیل تشکیل شده است. در قسمت دوم مروری بر مطالعات انجام یافته در سایر کشورها و ایران ارائه می‌شود. قسمت سوم به مبانی نظری تعیین قیمت مسکن پرداخته است. موضوع قسمت چهارم روش تحقیق (اقتصادسنجی فضایی) و نتایج تجربی است و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات بیان شده‌اند.

## ۲. مروری بر مطالعات گذشته

در این بخش مروری بر تعدادی از مطالعات انجام گرفته در سطح بین‌المللی و ایران در بازار مسکن با استفاده از اقتصادسنجی فضایی ارائه می‌شود.

1. Spatial Lag Model

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

بانرجی و دیگران (۲۰۰۴) با ترکیب توابع هدانیک مسکن با مدل‌های سنجی فضایی کاربرد آن را برای منطقه استاکتون کالیفرنیا مورد استفاده قرار دادند. نتایج مطالعه با استفاده از روش بیزی[1] نشان داده است که وابستگی فضایی شدیدی بین فرایند خطا وجود دارد.

انسلین و لوزانو گارسیا (۲۰۰۸) در راستای ارزیابی سیاست‌های محیطی با استفاده از تابع هدانیک تعیین قیمت مسکن و ادبیات اقتصادسنجی فضایی (همبستگی فضایی و درون‌زایی) و روش 2SLS اثر کاهش آلودگی هوا را بر قیمت مسکن در کالیفرنیای جنوبی مورد بررسی کرده و با استفاده از برآوردکننده HAC[2] کلجیان ـ پروچا خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را در مورد جمله خطا مورد ملاحظه قرار دادند.

بامونت (۲۰۰۹) با استفاده از مدل تابع هدانیک مسکن و روش اقتصادسنجی فضایی (مدل خطای فضایی) اثرات فضایی سیاست‌های شهری مانند سیاست‌های اجتماعی مسکن و سیاست‌های بازسازی شهری در منطقه شهری دیژون[3] فرانسه را مورد بررسی قرار داده و نتایج معناداری از این سیاست‌ها را به‌دست آورده است.

بینستاک و فلزنشتاین (۲۰۱۰) آزمون همجمعی ترکیبی بر پایه جمله اخلال برای داده‌های ترکیبی فضایی غیرمانا بر حسب مدل تصحیح خطای فضایی ارائه دادند. آنها با استفاده از داده‌های ترکیبی فضایی نامانا نشان داداند این داده‌ها به‌صورت کامل در بلندمدت همجمع هستند و در کوتاه‌مدت شواهدی از تصحیح خطای فضایی وجود دارد.

جینتی و دیگران (۲۰۱۰) به‌منظور تعیین رابطه بین قیمت مسکن و مهاجرت جمعیت به‌دلیل اثرات فضایی و همزمان بین آن دو از یک مدل همزمان فضایی استفاده کردند. با استفاده از داده‌های مربوط به ایالت میشیگان در ایالات متحده آنها به این نتیجه رسیدند که مناطق مجاور ممکن است با ورود جمعیت (مهاجرت) با افزایش قیمت مسکن مواجه شوند و با افزایش قیمت مسکن بخشی از جمعیت خود را به‌دلیل مهاجرت به مناطق دیگر از دست دهند. مدل مورد استفاده یک مدل SAR با وقفه همزمان (SARLS) بوده و برای برآورد در کنار سایر روش‌ها مانند OLS به‌عنوان روش پایه از FS/2SLS استفاده شده است.

بالتاجی و برسون (۲۰۱۱) برآوردکننده حداکثر درستنمایی را برای رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط ترکیبی[4] با وقفه فضایی و جزء خطای فضایی ارائه کردند. از لحاظ تجربی تعیین قیمت هدانیک مسکن در پاریس به‌عنوان کاربردی از روش فوق مورد بررسی قرار گرفته است. از اطلاعات توابع هدانیک مربوط

1. Bayesian
2. Heteroskedastic and Autocorrelation Robust
3. Dijon
4. Panel SUR

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

به ۱۴ سال (۲۰۰۳-۱۹۹۰) و ۸۰ بخش پاریس برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده بیانگر این است که مدل ترکیبی مذکور در قالب تابع هدانیک مسکن با خودهمبستگی فضایی و اثرات تصادفی و بدون متغیر وابسته باوقفه فضایی دارای مشخص‌نمایی مناسبی است.

بریدی (۲۰۱۱) با استفاده از تابع عکس‌العمل[1] به این موضوع پرداخته است که افزایش قیمت مسکن در یک منطقه با چه سرعتی، در چه مدتی و به چه اندازه مناطق مجاور را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ برای این منظور، از یک مدل پویای ترکیبی از خودهمبستگی فضایی و داده‌های مناطق مختلف ایالت کالیفرنیا استفاده شده است و معادلات با به‌کارگیری متغیر ابزاری برآورد شدند. نتیجه کلیدی این مقاله این است که یک شوک به متوسط قیمت مسکن یک منطقه اثر مثبت و مدت‌داری بر متوسط قیمت مسکن مناطق مجاور دارد که تا دو و نیم سال پس از شوک ادامه دارد، همچنین در واکنش به افزایش نرخ رهن در سطح ملی قیمت مسکن در مناطق تقریباً به مدت دو سال کاهش می‌یابد، اما قیمت مسکن در منطقه نسبت به ساخت و ساز جدید حساس نیست.

هولی و دیگران (۲۰۱۱) روشی را برای تحلیل نحوه انتشار فضایی و زمانی شوک‌های قیمت مسکن در یک سیستم پویا ارائه دادند. برای این منظور، از تغییرات قیمت حقیقی مسکن در مناطق مختلف انگلستان استفاده شده است. برای چنین تحلیلی نویسندگان از عکس‌العمل فضایی- زمانی تعمیم‌یافته[2] که نحوه انتشار را هم در طول زمان و هم در فضا نشان می‌دهد و ادبیات عامل مشترک[3] استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که آثار انتشار در بعد جغرافیایی بسیار کندتر از بعد زمان ظاهر می‌شود، همچنین نتایج برآورد معادلات نشان داد که افزایش قیمت مسکن در لندن در بلندمدت قیمت مسکن در سایر مناطق را افزایش می‌دهد، اما افزایش قیمت مسکن در سایر مناطق تنها آثار کوتاه‌مدت بر لندن دارد. نتایج نشان می‌دهد شوک قیمتی در لندن به‌تدریج به سایر مناطق سرایت می‌کند و مناطق نزدیک به لندن واکنش سریعتری به شوک دارند، همچنین مشخص شده است که قیمت مسکن در لندن تحت تأثیر قیمت مسکن در نیویورک قرار دارد.

با استفاده از داده‌های فصلی ۱۱ ایالت غربی آمریکا در دوره (۲۰۰۷-۱۹۸۸) کیوته و پده (۲۰۱۱) اثر شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت‌های مسکن را با تمرکز بر اثر انتشار مکانی از طریق مدل VAR فضایی بررسی کردند. از نظر نویسندگان مدل‌های موجود VAR تنها آثار متغیرها در درون هر منطقه را

1. Impulse Response Function
2. Generalized Spatio-Temporal Impulse Response
3. Common Factor

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

لحاظ می‌کنند، در حالی‌که مقدار متغیرها از شوک‌های سایر مناطق نیز متأثر است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وارد کردن متغیر فضایی باعث بهبود قدرت پیش‌بینی مدل می‌شود، همچنین نتایج بیانگر این است که اثرات فضایی ۵۵ درصد از افزایش قیمت مسکن در ایالت‌های غربی آمریکا را توضیح می‌دهد. علاوه بر این، مشخص شد که بین ایالت‌های مزبور کالیفرنیا بیشترین اثرپذیری را از همسایگان خود دارد.

لیائو و وانگ (۲۰۱۲) با استفاده از مدل وقفه فضایی و برآورد آن از روش 2SLS و تابع هدانیک مسکن قیمت‌های مسکن در شهر چانگشا[1] چین را مورد مطالعه قرار دادند.

مونکانن و دیگران (۲۰۱۲) با استفاده از یک مدل مختلط وقفه و خطای فضایی تأثیر اثرات همسایگی بر قیمت مسکن را در هنگ‌کنک با استفاده از داده‌های ۱۰۰ منطقه هنگ‌کنگ در دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۲) بررسی کردند. مدل 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 هنگ کنگ توضیح می‌دهند.

اکبری و توسلی (۱۳۸۷) به‌منظور بررسی تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت زمین‌های مسکونی در شهر اصفهان و همچنین بررسی تأثیر قیمت زمین‌های مسکونی یک منطقه بر قیمت سایر مناطق به برآورد تابع قیمت زمین مسکونی در شهر اصفهان با استفاده از مدل وقفه فضایی اقدام کرده‌اند. نتایج حاکی از وجود وابستگی فضایی میان قیمت زمین مسکونی است، به طوری‌که مناطق با قیمت بالا دارای مناطق مجاور با قیمت بالا و مناطق با قیمت پایین دارای مناطق مجاور با قیمت پایین می‌باشد.

متوسلی و دیگران (۱۳۸۹) ارتباط درونی قیمت‌ها در بازار مسکن و انتقال نوسان‌های قیمت از یک (چند) ناحیه پیشرو به سایر مناطق (اثر موجی) را در قالب داده‌های شهر تهران و مدل وقفه فضایی ترکیبی با اثرات ثابت منطقه‌ای بررسی کردند. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که عامل فضایی تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد که نشان‌دهنده ارتباط قیمتی بین مناطق است و این ضرایب به گونه‌ای است که با دور شدن مناطق از هم از شدت وابستگی قیمتی کاسته می‌شود. بین متغیرهای توضیحی نیز بیشترین تأثیر را قیمت حقیقی مسکن با یک دوره تأخیر ($p_{t-1}$) دارد که نشان می‌دهد قیمت مسکن دارای همبستگی زمانی بالایی است. تأثیر دو متغیر حجم نقدینگی و شاخص بورس نیز بر قیمت مسکن معنادار می‌باشد.

سوری و منیری (۱۳۹۰) به‌منظور ارائه معیاری عینی برای تعیین قیمت مسکن به‌ویژه برای شهرداری‌ها با استفاده از ترکیب روش تابع هدانیک مسکن در قالب اقتصادسنجی فضایی و استفاده از روش رگرسیون

1. Changsha

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

وزنی جغرافیایی نحوه تعیین قیمت مسکن در منطقه ۸ تهران را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان دادند که به‌دلیل وجود همبستگی فضایی توابع هدانیک ساده با خطا همراه خواهند بود. از سوی دیگر، مدل‌های برآورد شده از روش فضایی از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار بودند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد هر سه نوع متغیر فیزیکی، محیطی و فضایی بر قیمت واحد مسکن اثرگذار بوده‌اند، اما اثرگذاری متغیرها و میزان آن در نقاط مختلف متفاوت بوده است.

فرهمند و فروغی (۱۳۹۰) بر اساس روش رگرسیون وزنی جغرافیایی و مبتنی بر مطالعه براندسون، کارلتون و فودرینگهام نسبت به بررسی اثرات فضایی متغیرهای اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های مقطعی سال ۱۳۸۶ پرداختند. این مدل در صدد تبیین این موضوع است که آیا نحوه استقرار جغرافیایی متغیرهای توضیحی مدل بر حسب طول و عرض جغرافیایی بر میزان اثرگذاری آنها بر قیمت مسکن مؤثر است یا خیر؟ به عبارت دیگر، در این مطالعه اثر انتشار فضایی قیمت مسکن بررسی نشده است. نتایج مطالعه مذکور بیانگر وجود اثرات فضایی در تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و هزینه ساخت بر قیمت مسکن است، البته با استفاده از آزمون موران همبستگی فضایی بین قیمت مسکن در استان‌های مختلف کشور در سال ۱۳۸۶ تأیید نشده است.

## ۳. مبانی نظری تعیین قیمت مسکن

در این بخش ابتدا به ارائه دیدگاه‌های نظری در خصوص تعیین قیمت مسکن پرداخته می‌شود، سپس مدل نظری برای برآورد ارائه می‌شود.

### ۳-۱. دیدگاه‌های نظری در خصوص عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن

مروری تاریخی به مطالعات مسکن آنگونه که دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۴) اشاره نمودند نشان می‌دهد در طول زمان از بررسی سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی جدید در دهه ۱۹۶۰ به‌تدریج به سمت بررسی مسکن خود ملکی[1] و اثرات قیمت مسکن و نقش مؤسسات مالی و بازار اعتبار بر آن معطوف شده است. از اوایل دهه ۱۹۸۰ مطالعات جدیدی بر اساس تعریف صریح‌تر هزینه مالکیت مسکن با استفاده از نظریه دوران زندگی انجام شد که به‌عنوان مثال می‌توان به مطالعات پاتربا (۱۹۸۴) و منکیو و ویل (۱۹۸۹) اشاره نمود. در دهه ۱۹۹۰ بیشتر توجهات به نقش بازار مالی بر بازار مسکن معطوف شد. از این دوره به بعد شاهد گرایش به مطالعات منطقه‌ای مسکن و بررسی حباب قیمت مسکن بودیم (خلیلی‌عراقی و دیگران، ۱۳۹۱ و عظیمی، ۱۳۹۱).

1. Owner Occupied Housing

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

رویکرد اصلی در بررسی قیمت مسکن مطالعه عوامل مؤثر بر رفتار تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان است. در این زمینه، در مورد تقاضای مسکن هدف اصلی این است که تقاضا برای مسکن به‌عنوان یک دارایی مدنظر قرار گیرد. در این رویکرد هدف این است که میزان اثرگذاری متغیرهای اقتصادی و جمعیتی نظیر قیمت مسکن، درآمد، نرخ بهره، اجاره، جمعیت کشور و ساختار آن و ... بر انتخاب مصرف کنندگان بررسی شود یا برعکس تابع تقاضا بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن مورد توجه قرار می‌گیرد. این رویکرد در مطالعات مختلفی از جمله پاتربا (۱۹۸۴)، ویتون (۱۹۸۵)، تاپل و روزن (۱۹۸۸)، منکیو و ویل (۱۹۸۹)، دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۴)، سالو (۱۹۹۴)، کنی (۱۹۹۹)، بورش‌ـ‌سوپان و دیگران (۲۰۰۱)، مین (۲۰۰۲ و ۲۰۰۳)، کامرون، مولبائر و مورفی (۲۰۰۶)، گالین (۲۰۰۶)، گودمن و تیبودیو (۲۰۰۸) و باجاری و دیگران (۲۰۱۰) مورد تأکید قرار گرفته است. دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۲) نیز تقاضا برای مسکن اجاری را مورد مطالعه قرار داده اند.

در طرف تحلیل سمت تقاضای بازار مسکن می‌توان به روش جایگزینی اجاره ضمنی که توسط مین (۱۹۹۰، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) و کامرون، مولبائر و مورفی (۲۰۰۶) انجام گرفته است اشاره نمود. در این مطالعات، رابطه تقاضای مسکن از جایگزینی عوامل مؤثر بر اجاره ضمنی به جای آن در مدل به‌دست آمده است. در این راستا، مدل اولیه را که از حداکثرسازی مطلوبت با لحاظ قید بودجه به‌دست آمده بر اساس مین (۲۰۰۳) می‌توانیم برابر رابطه زیر در نظر بگیریم: $P_t = \frac{R_t}{(1-\theta)_{rt} - \pi + \delta - (\dot{p}^e / p_t)}$ که در آن P قیمت خرید حقیقی مسکن، R اجاره ضمنی حقیقی، $\theta$ نرخ نهایی مالیات خانوار، r نرخ بهره بازار، $\pi$ نرخ تورم، $\delta$ نرخ استهلاک مسکن و $\dot{p}^e / p_t$ عایدی انتظاری سرمایه می‌باشند. در سمت راست معادله مخرج کسر برابر هزینه استفاده[1] است. در عمل به‌دلیل مشکلات مربوط به محاسبه مستقیم اجاره ضمنی مدل جایگزین زیر که در آن به جای R از متغیرهای توضیح دهنده‌اش مانند درآمد و ثروت استفاده شده است به‌کار گرفته شده است:

$$\ln(P) = f\left(\ln(RY), \ln(W), \ln(HH), \ln(H), \ln\left((1-\theta)_{rt} - \pi + \delta - \frac{\dot{p}^e}{p_t}\right)\right) \qquad (۱)$$

1. User Cost

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

که اجاره ضمنی معمولاً از رابطه زیر استخراج می‌شود:

$$R = h(RY, W, HH, H) \qquad (۲)$$

که در آن، متغیرهای داخل پرانتز به‌ترتیب عبارتند از در آمد قابل تصرف شخصی حقیقی، ثروت حقیقی، تعداد خانوارها و موجودی مسکن.

از سوی دیگر، دو رویکرد اصلی در مدلسازی بخش عرضه مسکن استفاده از چارچوب نظریه q توبین یا حداکثرسازی سود تولیدکننده است. در خصوص رویکرد اول، پاتربا (۱۹۸۴) عرضه سرمایه‌گذاری ناخالص برای مسکن را بر اساس نظریه q توبین در بلندمدت تابع مثبت قیمت حقیقی مسکن در نظر گرفته است. این مطالعه مبنای بسیاری دیگر از مطالعات عرضه مسکن نظیر تاپل و روزن (۱۹۸۸)، کنی (۱۹۹۹) و مین (۲۰۰۲) است. از سوی دیگر، سالو (۱۹۹۴) معادله عرضه مسکن را از فرایند حداکثرسازی سود تولیدکننده و با ملاحظه اثر نااطمینانی از زمان فروش بر افزایش هزینه‌ها و همچنین با لحاظ کردن قید محدودیت زمین به‌دست آورده است. در نهایت، سالو معادله قابل برآورد را به گونه‌ای پیشنهاد داد که در آن عرضه مسکن تابع قیمت مسکن، شاخص قیمت ساخت، قیمت زمین و موجودی باوقفه مسکن است، همچنین گلیزر و دیگران (۲۰۰۸) چارچوبی را برای مدلسازی عرضه مسکن ساخته‌شده ارائه کرده‌اند.

### ۳-۲. ارائه مدل نظری تعیین قیمت مسکن

ادامه این بخش به ارائه مدل تحقیق اختصاص دارد. در درجه اول لازم به تأکید است که توجه کامل به بازار مسکن مستلزم توجه همزمان به نیروهای تقاضا و عرضه است. در این مقاله، مدل نظری تقاضا از مطالعات پاتربا (۱۹۸۴) و مین (۱۹۹۰ ، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) و مدل عرضه از فرایند حداکثرسازی سود تولیدکننده (مشابه مطالعه سالو، ۱۹۹۴) استخراج شده است. گرچه این مدل‌ها قبلاً در بررسی بازار مسکن در اقتصاد ایران توسط خلیلی‌عراقی و دیگران (۱۳۹۱) مورد استفاده قرار گرفته‌اند[۱] اما تفاوت این مطالعه در آن است که کاربرد اثرات فضایی را به آن اضافه نموده و چارچوب جدیدی را هم به لحاظ مدلسازی و هم نحوه برآورد ارائه می‌دهد. به این ترتیب، معادله تقاضا به‌صورت زیر است:

$$\ln(P_{it}) = f(\ln RY_{it}, \ln HH_{it}, \ln W_{it}, \ln H_{it}, \ln CR_{it}, \ln rh_{it}) \qquad (۳)$$

۱. نحوه استخراج مدل به تفصیل در فصل پنجم عظیمی(۱۳۹۱) ارائه شده است و در اینجا از بیان مجدد آن اجتناب می‌شود.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

رابطه فوق، معکوس تابع تقاضا برای مسکن را نشان می‌دهد که در آن P قیمت حقیقی مسکن، RY درآمد حقیقی، HH تعداد خانوارها، W ثروت حقیقی، H عرضه مسکن نوساز و CR متغیر مربوط به محدودیت اعتباری است، همچنین rh هزینه استفاده (هزینه مالکیت سالانه مسکن) است و از رابطه $r_t - \pi + \delta - \frac{\dot{p}^e}{p_t}$ به‌دست می‌آید که از سمت چپ به‌ترتیب از نرخ سود سپرده‌های بانکی، نرخ تورم (یا میزان انتظاری آن)، نرخ استهلاک مسکن و نرخ انتظاری افزایش قیمت مسکن تشکیل شده است. علاوه بر این، در رابطه (۴) و معادلات بعدی i بیانگر مقاطع و t بیانگر زمان است. از سوی دیگر، معادله عرضه مسکن جدید برابر رابطه زیر است:

$$\ln(H_{it}) = g(\ln P_{it}, \ln P_{Lit}, \ln Cost_{it}) \qquad (۴)$$

که در آن، H عرضه مسکن جدید یا نوساز، P قیمت حقیقی مسکن، $P_L$ قیمت حقیقی زمین، Cost هزینه حقیقی ساخت یک مترمربع مسکن است، البته برآورد مستقیم رابطه (۴) به‌دلیل رابطه نزدیک قیمت حقیقی مسکن با هزینه‌های تولید می‌تواند مشکل‌ساز باشد، اما در این مقاله از شکل خلاصه شده توابع استفاده شده است.

با توجه به روابط سمت عرضه و تقاضا با جایگذاری مقدار H از رابطه عرضه در رابطه تقاضا و مرتب کردن رابطه بر حسب قیمت مسکن می‌توان به رابطه تعادلی و خلاصه‌شده[1] زیر دست یافت:

$$\ln(P_{it}) = f(\ln RY_{it}, \ln HH_{it}, \ln W_{it} \ln CR_{it}, \ln rh_{it}, \ln P_{Lit}, \ln Cost_{it}) \qquad (۵)$$

بدیهی است با توجه به اجزای تشکیل‌دهنده هزینه مالکیت چنانچه در طول دوره برخی مقادیر آن منفی باشد می‌بایست به جای لگاریتم از مقدار مطلق آن استفاده شود. با توجه به نحوه تهیه اطلاعات آماری در کشور مدل فوق با تعدیلاتی از جمله اضافه نمودن اثرات فضایی در قالب مدل وقفه فضایی

1. Reduced Form

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

مبنای بررسی‌های تجربی در قسمت چهارم است. در اینجا شکل ماتریسی رابطه (۵) را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$p = x\beta + u \qquad (۶)$$

که در آن، از حروف کوچک برای لگاریتم متغیرها استفاده شده است و p بیانگر لگاریتم قیمت مسکن است و در هر دوره زمانی شامل یک بردار N×1 بر حسب مشاهدات مقطعی است. x نشان‌دهنده متغیرهای مستقل مدل و در هر دوره زمانی شامل ماتریسی N×K می‌باشد. $\beta$ بردار پارامترها بوده و u جمله اخلال مدل و در هر دوره زمانی از برداری N×1 تشکیل شده است.

## ٤. روش تحقیق و نتایج تجربی

### ٤-١. اقتصادسنجی فضایی

#### ٤-١-١. مفهوم و سابقه اقتصادسنجی فضایی

اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که اثرات فضایی را به کارکرد مدل‌های مقطعی یا ترکیبی (پنل) رگرسیونی اضافه می‌کند. منظور از اثرات فضایی دو دسته از عوامل است که به مکان استقرار متغیرها مربوط می‌شوند و می‌توان آنها را تحت عناوین وابستگی فضایی[1] یا خودهمبستگی فضایی[2] و ناهمسانی فضایی[3] یا ساختار فضایی[4] توضیح داد. این شاخه از اقتصادسنجی از یک جهت شباهت‌هایی با آمار جغرافی[5] و آمار فضایی[6] دارد، اما تفاوت اقتصادسنجی فضایی با آنها درست مانند تفاوت اقتصادسنجی با آمار است (انسلین، ۱۹۹۹).

از لحاظ تاریخی مبنای اولیه اقتصادسنجی فضایی در اوایل دهه ۱۹۷۰ برای انجام مطالعاتی با داده‌های بین کشوری در اروپا پایه‌ریزی شد که می‌توان به مطالعات انفرادی و مشترک هوردیک[7]،

1. Spatial Dependence
2. Spatial Autocorrelation
3. Spatial Heterogeneity
4. Spatial Structure
5. Geostatistics
6. Space Statistics
7. Hordijk

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

پالینک[1] و کلاسن[2] اشاره نمود (انسلین، ۱۹۸۸). برخی ویژگی‌ها و روش‌های مدلسازی در اقتصادسنجی فضایی توسط اکبری (۱۳۸۴) و عظیمی(۱۳۹۱) معرفی شدند.

در نهایت، سه مدل اصلی در اقتصادسنجی فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که عباتند از مدل وقفه فضایی[3]، مدل خطای فضایی[4] و مدل دوربین فضایی[5]. در مدل وقفه فضایی اثرات فضایی صرفاً از طریق متغیر وابسته منتشر می‌شوند؛ در حالی‌که در مدل خطای فضایی فرض بر این است که جمله خطا مسیر اصلی انتشار فضایی است. در مدل دوربین فضایی نیز اثر انتشار فضایی هم از طریق متغیر وابسته و هم از طریق متغیرهای مستقل مدل در نظر گرفته می‌شود.

**٤-١-٢. مدل وقفه فضایی**

مدل وقفه فضایی و به عبارت دیگر مدل خود رگرسیون یا اتورگرسیون مختلط رگرسیونی - فضایی[6] که از متغیرهای فضایی و متغیرهای مستقل موجود در مدل‌های مرسوم رگرسیونی تشکیل شده است به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$p = pWp + x\beta + u \qquad (۷)$$
$$\varepsilon \approx N\left(0, \sigma^2 In\right)$$

که در آن، p بیانگر لگاریتم قیمت مسکن است و در هر دوره زمانی شامل یک بردار N×1 بر حسب مشاهدات مقطعی است. x نشان‌دهنده متغیرهای مستقل مدل (به‌صورت لگاریتمی) و در هر دوره زمانی شامل ماتریسی N×K می‌باشد. W ماتریسی N×N و بیانگر وزن‌های فضایی، $\beta$ بردار پارامترها (ضرایب متغیرهای مستقل) و $\rho$ پارامتر (ضریب فضایی) می‌باشند. u جمله اخلال مدل و در هر دوره زمانی از برداری N×1 تشکیل شده است.

عنوان وقفه فضایی در این مدل به‌دلیل وجود متغیر وابسته با وقفه فضایی در سمت راست معادله است (همانگونه که در قسمت ۴-۱-۳ نشان داده شده است قطر اصلی ماتریس وزن‌های فضایی برابر صفر است و به

1. Paelinck
2. Klaassen
3. Spatial Lag Model
4. Spatial Error Model
5. Spatial Durbin Model
6. Mixed Regressive-Spatial Autoregressive Model

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

این ترتیب وجود متغیر وابسته در سمت راست مشکلی را از لحاظ مشخص‌نمایی مدل ایجاد نمی‌کند). همچنین، این مدل به مدل خودرگرسیون فضایی[1] یا به اختصار به مدل SAR نیز معروف است. مدل وقفه فضایی برای شرایطی مناسب‌تر است که وجود و قوت اثرات متقابل فضایی برای ما مهمتر باشد (انسلین، ۱۹۹۹). این موضوع به‌عنوان وابستگی فضایی ماهوی (به‌دلیل اینکه به‌صورت مستقیم در مدل فضایی به‌کار می‌رود) تفسیر می‌شود.

طبقه‌بندی و کاربرد مدل‌های فضایی در مدل‌های مقطعی توسط انسلین (۱۹۸۸ و ۱۹۹۹)، لیسیج (۱۹۹۹) و لیسیج و پیس (۲۰۰۹) توضیح داده شده و تعمیم آن برای داده‌های ترکیبی در مطالعات الهورست (۲۰۰۳ و ۲۰۰۸)، انسلین و دیگران (۲۰۰۸) و لی و یو (a,b ۲۰۱۰) مورد توجه قرار گرفته است.

**٤-۱-۳. نحوه لحاظ کردن عامل مکان**

نحوه پیش‌بینی عامل مکان در مطالعات فضایی یکی از موارد پیچیده و در عین حال محل بحث است. چنانچه مکان استقرار متغیرها را به‌عنوان مبنایی برای اثرات فضایی در نظر بگیریم روش‌های متفاوتی برای لحاظ کردن رابطه مکانی دو متغیر مفروض قابل اعمال است. مجاورت، فاصله مکانی، فاصله اقتصادی و استفاده از شبکه‌های اجتماعی از جمله معیارهایی هستند که می‌توانند مورد توجه قرار گیرند. به هر حال، آنچه مشخص است در مطالعات فضایی ارتباط فضایی متغیرها به‌صورت دو به دو و به‌صورت عددی بیان می‌شود، بنابراین می‌توانیم ارتباط فضایی متغیر مربوط به مکان (یا فضای) i را با متغیر مربوط به مکان (یا فضای) j با $w_{ij}$ نشان دهیم. در این صورت، برای داده‌های مقطعی با N مشاهده ارتباط فضایی متغیرها را می‌توان با ماتریسی N در N که در مطالعات فضایی به ماتریس وزن‌های فضایی[2] یا ماتریس W معروف است نشان داد:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & . & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & . & w_{2N} \\ . & . & . & . \\ w_{1N} & w_{2N} & . & 0 \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

1. Spatial Autoregressive Model (SAR)
2. Spatial Weights Matrix

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

همانگونه که مشاهده می‌شود عناصر قطر اصلی این ماتریس طبق قرارداد برابر صفر است. طبیعی است که چنانچه $w_{ij}$ برابر $W_{ij}$ باشد (موضوعی که ممکن است همیشه برقرار نباشد) در این صورت W ماتریسی متقارن خواهد بود.

### ٤-۲. شرحی بر داده‌های آماری

برای مدل‌های ترکیبی فضایی هنوز نحوه برآورد داده‌های نامتوازن از لحاظ نظری حل نشده و به این ترتیب، امکانات نرم‌افزاری نیز برای آن وجود ندارد. برای حل این مشکل در این مطالعه برای برآورد مدل‌های ترکیبی فضایی از اطلاعات ۱۵ استانی که داده‌های آنها برای دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) به‌طور کامل وجود داشت (جدول ۱) با ترکیب داده‌های استان‌های خراسان شمالی و جنوبی در استان خراسان رضوی استفاده شد. البته این امر با توجه به اینکه استان‌های مزبور اغلب جزء استان‌های بزرگ کشور هستند پوشش بالایی از روند کلی تحولات بخش مسکن را ارائه خواهد کرد. لازم به توضیح است که در سال ۱۳۸۵ و بر اساس سرشماری نفوس و مسکن جمعیت شهری ۱۷ استان مذکور معادل ۸۰/۴ درصد جمعیت مناطق شهری کل کشور است. اطلاعات زمانی و مکانی داده‌های آماری در جدول (۱) ارائه شده است:

**جدول ۱. اطلاعات زمانی و مکانی داده‌های آماری**

| نام استان‌ها | دوره زمانی داده‌ها |
|---|---|
| آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، کرمان، کرمانشاه، گیلان، مرکزی، همدان و یزد | (۱۳۷۰-۱۳۸۹) |

همچنین، با توجه به نبود اطلاعات آماری برای متغیر ثروت در استان‌ها از متوسط مخارج خانوار به‌عنوان جایگزینی برای درآمد و ثروت استفاده شده است. داده‌های آماری قیمت مسکن از وزارت راه و شهرسازی، هزینه خانوار و تعداد خانوارها از داده‌های مرکز آمار ایران، داده‌های تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت از اطلاعات بانک مرکزی استفاده شده و هزینه مالکیت با توجه به عوامل تشکیل‌دهنده آن محاسبه شده است. همچنین به‌دلیل وجود همخطی بالا بین تعداد خانوارها با سایر متغیرهای مستقل مدل در نهایت معادلات بدون متغیر اخیر برآورد شدند.[۱]

در این مطالعه برای استخراج ماتریس وزنی فضایی از روش معکوس فاصله استفاده شده است که هر یک از عناصر آن برابر رابطه زیر هستند:

۱. خلاصه داده‌های آماری در جدول (۴) ارائه شده است.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \qquad (۹)$$

که در آن، $d_{ij}$ بیانگر فاصله زمینی دو مرکز استان می‌باشد. مشخص است که در این روش شدت اثرات فضایی با افزایش فاصله دو مکان کاهش می‌یابد. اجزای ماتریس وزنی فضایی در جدول (۵) ارائه شده است.

### ٤-۳. نتایج برآورد

پیش از برآورد مدل لازم است اشاره کنیم که به‌منظور اجتناب از مناقشات مربوط به استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی در این مطالعه نتایج هر دو مدل ارائه شده است، همچنین لازم به ذکر است که به‌منظور اجتناب از مشکلات روش حداقل مربعات معمولی، مدل‌های فضایی از روش حداکثر درستنمایی و با استفاده از نرم‌افزار متلب و کدهای تنظیم‌شده توسط الهورست برآورد شده‌اند.[۱]

به‌منظور استفاده از نتایج آزمون‌های متعارف تشخیصی که در اقتصادسنجی فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرند در این مطالعه از آزمون‌های حداکثر درستنمایی و ضریب لاگرانژ بر اساس روش پیشنهادی دبارسی و ارتور (۲۰۱۰) استفاده گردید. نتایج نشان داد که آماره حداکثر درستنمایی برابر ۱۳۶/۴ و آماره ضریب لاگرانژ برابر ۱۷۹/۴ بوده و با مقایسه آنها با آماره کای دو با دو درجه آزادی (یعنی ۶/۶۳) فرض صفر بودن ضریب فضایی یعنی $\rho$ رد می‌شود. به این ترتیب، مدل SAR دارای مشخص‌نمایی صحیحی است. به این ترتیب، این مطالعه نتیجه‌گیری فرهمند و فروغی (۱۳۹۰) را مبنی بر نبود اثر انتشار قیمتی در بازار مسکن ایران برای سال ۱۳۸۶ برای دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) رد می‌کند.

۱. مجموعه نرم‌افزارها در پایگاه اطلاع‌رسانی دانشگاه گرونینکن به آدرس زیر موجود است:
www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

**جدول ۲. نتایج برآورد مدل وقفه فضایی (SAR)**

| متغیر وابسته: lnP (قیمت حقیقی مسکن) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| روش برآورد: حداکثر درستنمایی | | | | |
| نام متغیر مستقل | مدل اثرات ثابت | | مدل اثرات تصادفی | |
| | ضریب | آماره t مجانبی | ضریب | آماره t مجانبی |
| $lnREX_{it}$ | ۰/۰۰۵ | ۰/۱۰۹ | −۰/۱۱۲ | −۳/۶۱*** |
| $lnCR_{it}$ | ۰/۰۱۲ | ۰/۵۹ | ۰/۰۵۶ | ۳/۲۱*** |
| $rh_{it}$ | −۰/۰۹۳ | −۶/۶۰*** | −۰/۰۹۳ | −۶/۶۰*** |
| $lnP_{Lit}$ | ۰/۱۳۰ | ۴/۵۹*** | ۰/۱۷۲ | ۶/۴۰*** |
| $lncost_{it}$ | ۰/۱۶۴ | ۳/۰۴*** | ۰/۰۸۱ | ۱/۸۶* |
| W*lnP | ۰/۶۲۱ | ۱۴/۳۳*** | ۰/۵۸۴ | ۱۳/۲۸*** |
| عرض از مبدأ (پارامتر) | −۰/۷۱۶ | −۲/۸۱*** | ۰/۱۴۰ | ۳/۹۱*** |
| R-Squared | ۰/۹۳۹ | | ۰/۹۳۳ | |

* معناداری در سطح ۱۰ درصد.
*** معناداری در سطح یک درصد.
مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج مندرج در جدول (۲) با توجه به ضرایب تعیین درجه بالایی از قدرت توضیح‌دهندگی مدل وقفه فضایی را هم در قالب اثرات ثابت و هم در قالب اثرات تصادفی نشان می‌دهد. ضریب جمله همبستگی فضایی (W.lnP) که همان $\rho$ در رابطه (۷) است مثبت و معنادار بوده و بیانگر این است که چنانچه قیمت مسکن در تمام مناطق دیگر مثلاً ۱۰ درصد افزایش یابد قیمت مسکن در منطقه موردنظر حدود ۶ درصد افزایش خواهد یافت. عوامل طرف عرضه یعنی قیمت زمین و هزینه ساخت مطابق تئوری اثرات مثبت و معناداری را بر قیمت مسکن نشان می‌دهند. برآورد بیانگر این است که هر ۱۰ درصد افزایش در قیمت زمین می‌تواند ۱/۳ تا ۱/۷ درصد افزایش قیمت مسکن را به‌دنبال داشته باشد، همچنین افزایش هزینه ساخت به‌میزان ۱۰ درصد می‌تواند قیمت مسکن را حداکثر ۱/۶۴ درصد افزایش دهد.

از متغیرهای سمت تقاضا نقش هزینه مالکیت در هر دو مدل به‌صورت یکسانی منفی و معنادار است. در این رابطه، به‌عنوان مثال اگر به‌دلیل نوسان‌های نرخ ارز، انتظارات تورمی بین عاملان اقتصادی ۱۰ درصد افزایش یابد با کاهش هزینه مالکیت به‌میزان ۱۰ واحد درصد انتظار می‌رود با افزایش تقاضا برای مسکن قیمت حقیقی مسکن ۱ تا ۳ درصد افزایش یابد. نقش تسهیلات بانکی طبق نظریه مثبت است، اما تنها در مدل اثرات تصادفی معنادار بوده و ضریب آن کوچکتر از ضریب سایر متغیرها است، در نهایت نتیجه مناقشه برانگیز مدل وقفه فضایی در مورد اثر مخارج خانوار به‌دست آمده است، زیرا در مدل اثرات ثابت ضریب آن مثبت اما غیرمعنادار اما در مدل اثرات تصادفی منفی به‌دست آمده است. این نتیجه می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که به‌دلیل نبود داده‌های آماری، مخارج مصرفی خانوار

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

به‌عنوان متغیر جایگزین درآمد و ثروت مورد استفاده قرار گرفت. این موضوع از یک منظر دیگر می‌تواند بیانگر این باشد که زمانی‌که مخارج مصرفی خانوارها افزایش می‌یابد درآمد کمتری برای خرید دارایی‌هایی مانند مسکن باقی می‌ماند و بدین‌ترتیب گرایش برای کاهش قیمت آن ایجاد می‌شود.

نتایج این مطالعه را به‌طور کیفی، به استثنای اثر مخارج مصرفی، می‌توان در تأیید سایر مطالعات قیمت مسکن در ایران به حساب آورد. البته توجه بر اثر انتشار فضایی با استفاده از داده‌های ترکیبی ویژگی خاص مطالعه حاضر است، اما از لحاظ کمی سطح اثرگذاری متغیرها در این مطالعه تفاوت‌هایی با سایر مطالعات دارد که می‌تواند ناشی از تعمیم کاربرد مدل فضایی یا سایر جنبه‌های مدلسازی و همچنین نوع داده‌های مورد استفاده باشد. از سوی دیگر، نتایج برآورد مدل وقفه فضایی و مقایسه آن با مدل ترکیبی ساده (بدون اثرات فضایی) به‌عنوان مثال خلیلی‌عراقی و دیگران (۱۳۹۱) می‌تواند دیدگاه ما را در خصوص عملکرد مدل‌های فضایی تکمیل کند. با توجه به اینکه در مدل ترکیبی ساده ضرایب (در قالب اثرات ثابت) ضرایب هزینه ساخت برابر ۰/۰۹، هزینه مالکیت برابر ۰/۲۷۰- و تسهیلات برابر ۰/۲۹۷ به‌دست آمده بود مشخص است که این ضرایب در مقایسه با مدل وقفه فضایی که از ساختار مدلسازی کامل‌تری برخوردار است آثار هزینه مالکیت و تسهیلات بانکی را بیشتر و آثار هزینه ساخت را کمتر برآورد کرده است. اثرات قیمت زمین در دو مدل نسبتاً به هم نزدیک است، همچنین مدل وقفه فضایی نیز همانند مدل ترکیبی ساده اثرات نرخ تورم را بر قیمت مسکن در قالب هزینه استفاده تأیید می‌کند؛ این در حالی است در برخی از مطالعات قبلی در این رابطه ابهام وجود داشت.

### ٤-٤. برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم

یکی از بسط‌های مدل‌های فضایی در سال‌های اخیر محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر هر یک از متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته می‌باشد (لیسیج و پیس، ۲۰۰۹). در ادامه، این بخش اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر در هر یک از متغیرها ارائه می‌شود. در این رابطه از نتایج مدل وقفه فضایی در قالب اثرات ثابت که در قسمت (۴-۳) برآورد شد استفاده شده است.

اثرات مستقیم اثر تغییر متغیر مستقل معین مثلاً قیمت زمین را در استان i بر روی قیمت مسکن در آن استان نشان می‌دهد. علاوه بر این، اثر کل به حالتی اطلاق می‌شود که اگر قیمت زمین در کل استان‌ها افزایش یابد قیمت مسکن در استان i به چه میزان افزایش خواهد یافت. از کسر اثر مستقیم از اثر کل اثر غیرمستقیم به‌دست می‌آید که بیانگر اثر افزایش قیمت زمین در سایر استان‌ها بر قیمت مسکن استان i می‌باشد ( این اثرات بیانگر متوسط تغییرات در کل استان‌ها می‌باشند). در جدول (۳) اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر متغیرهای مستقل بر قیمت مسکن با استفاده از نتایج مدل وقفه فضایی در قالب اثرات ثابت و با داده‌های حقیقی ارائه شده است.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

نتایج نشان می‌دهند ضرایب مخارج مصرفی و تسهیلات بانکی به رغم داشتن علامت مثبت معنادار نیستد، در واقع به‌دلیل اینکه ضرایب این متغیرها در مدل اصلی برآورد شده معنادار نبود طبیعی است که اثرات مستقیم و غیرمستقیم معناداری هم نداشته باشند. هزینه مالکیت هم به‌صورت مستقیم و هم به‌صورت غیرمستقیم آثار منفی و معناداری بر قیمت مسکن به جای گذاشته است. در واقع، کاهش هزینه مالکیت در یک استان باعث افزایش تقاضا برای خرید مسکن و به‌تبع آن افزایش قیمت مسکن در همان استان می‌شود و از سوی دیگر کاهش هزینه مالکیت در سایر استان‌ها با افزایش قیمت مسکن در استان‌های مربوطه و از طریق اثر انتشار قیمت باعث افزایش قیمت مسکن در استان مورد بحث می‌گردد، همچنین نتایج بیانگر آثار مثبت و معنادار قیمت زمین و هزینه ساخت بر قیمت مسکن هم به‌صورت مستقیم و هم به‌صورت غیرمستقیم هستند.

نکته حائز اهمیت اینکه مشاهده می‌شود آثار غیرمستقیم در مورد هر سه متغیر اثرگذار از اثر مستقیم بزرگتر هستند و این موضوع قدرت بالا و اهمیت همبستگی فضایی به‌دلیل وجود اثر انتشار را نشان می‌دهد.

**جدول ۳. اثرات مستقیم و غیرمستقیم در قالب مدل وقفه فضایی (مدل اثرات ثابت)**

| نام متغیر مستقل | اثرات مستقیم | | اثرات غیرمستقیم | |
|---|---|---|---|---|
| | ضریب | آماره t مجانبی | ضریب | آماره t مجانبی |
| $\ln REX_{it}$ | ۰/۰۰۵ | ۰/۸۸ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۸ |
| $\ln CR_{it}$ | ۰/۰۱۳ | ۰/۵۸ | ۰/۰۱۸ | ۰/۵۳ |
| $rh_{it}$ | −۰/۰۹۸ | −۶/۷۲*** | −۰/۱۴۸ | −۵/۴۲*** |
| $\ln P_{Lit}$ | ۰/۱۳۸ | ۴/۹۷*** | ۰/۲۰۹ | ۴/۵۳*** |
| $\ln cost_{it}$ | ۰/۱۶۹ | ۳/۰۴*** | ۰/۲۵۷ | ۲/۶۶** |

**معناداری در سطح ۵ درصد.

***معناداری در سطح یک درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

## ۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

استفاده از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی تحولات بازار مسکن می‌تواند نقایص اقتصادسنجی متعارف را بهبود دهد، بنابراین در این مقاله با استفاده از یک مدل خلاصه‌شده تعیین قیمت مسکن و به‌کارگیری چارچوب ترکیبی فضایی (مدل وقفه فضایی) عوامل مؤثر بر قیمت حقیقی مسکن در ایران در دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) و با داده‌های ۱۵ استان اصلی کشور مورد بررسی قرار گرفت. در این رابطه، ویژگی مهم این مطالعه توجه به عامل انتشار

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

قیمت مسکن در کنار عوامل ساختاری مدل بود. در واقع، مدل وقفه فضایی می‌تواند به بررسی این موضوع کمک کند که آیا قیمت مسکن در یک منطقه خاص علاوه بر متغیرهای پایه‌ای مدل مربوط به آن منطقه تحت تأثیر تغییرات قیمت مسکن در سایر مناطق قرار دارد؟ برای این منظور، در این مطالعه بر اساس ادبیات اقتصادسنجی فضایی مدل متعارف اقتصادسنجی با افزودن اثر انتشار فضایی از متغیر وابسته و با لحاظ ماتریس وزن‌های فضایی مورد تعدیل قرار گرفت. اجزای ماتریس وزن‌های فضایی نیز از روش معکوس ساده فاصله مراکز استان محاسبه شدند، همچنین به‌دلیل مشکلات برآوردکننده حداقل مربعات معمولی از روش حداکثر درستنمایی استفاده شد.

نتایج به‌دست آمده بیانگر این بود که اثر انتشار فضایی عاملی مهم در تعیین قیمت مسکن در ایران می‌باشد و عدم توجه به این عامل یک نقص عمده در مطالعه رفتار قیمت مسکن محسوب شده و احتمالاً نتایج را خدشه‌دار خواهد ساخت. نتایج برآورد مدل وقفه فضایی نشان داد که در بررسی قیمت یک منطقه مشخص هر ۱۰ درصد افزایش قیمت مسکن در سایر مناطق قیمت مسکن در آن منطقه را در حدود ۶ درصد افزایش می‌دهد که این موضوع حاکی از قوی بودن اثرات فضایی است، همچنین بررسی اثرات مستقیم (اثر تغییر متغیرهای مستقل در منطقه مورد بررسی بر قیمت مسکن در همان منطقه) با اثر غیرمستقیم (اثر تغییر در متغیرهای مستقل در سایر مناطق بر قیمت مسکن در منطقه مورد بررسی) نشان داد که دومی بزرگتر می‌باشد و این موضوع نتیجه اول در مورد قدرت بالای اثرات فضایی را تأیید می‌کند.

همچنین نتایج برآورد نشان داد که در طرف تقاضا در هر دو مدل اثرات ثابت و تصادفی هزینه مالکیت اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارد، در حالی‌که اثر تسهیلات بانکی تنها در مدل اثرات تصادفی مثبت و معنادار به‌دست آمده است، همچنین در طرف عرضه قیمت زمین و هزینه ساخت آثار مثبت و معناداری بر قیمت مسکن نشان دادند. در خصوص اثر مخارج مصرفی خانوار نتایج دارای ابهام بود.

نتیجه به‌دست آمده در این تحقیق در خصوص وجود آثار انتشار قیمت مسکن از یک منطقه به مناطق دیگر و وجود شواهد دیگر در زمینه شروع شوک‌های قیمت مسکن از شهرهای بزرگ و صنعتی و انتشار آن به کل کشور یک نتیجه کاربردی در زمینه سیاستگذاری تأمین مسکن ارائه می‌دهد. این نتیجه بیانگر این است که مسئله تأمین مسکن در شهرهای بزرگ موضوعی مهم است و چنانچه یکی از اهداف سیاست‌های تأمین مسکن مهار افزایش قیمت آن باشد این هدف صرفاً با سیاست تأمین مسکن در روستاها و شهرهای کوچک و بدون توجه به شهرهای بزرگ قابل حصول به‌نظر نمی‌رسد، بنابراین توجه به سیاست تأمین مسکن در شهرهای بزرگ کشور می‌بایست به‌عنوان یک برنامه محوری مدنظر قرار گیرد. آنچه در مسکن مهر به‌عنوان یک نقطه ضعف اصلی مطرح است اینکه تأمین مسکن در حاشیه شهرهای بزرگ نمی‌تواند پاسخگوی تقاضا برای ساکنین یا متقاضیان مسکن برای این شهرها باشد و این موضوع باعث می‌شود این طرح از منظر کنترل قیمت مسکن در شهرهای بزرگ نیز کارایی لازم را نداشته باشد.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

**جدول ۴. خلاصه داده‌های آماری( متوسط متغیرها طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰)**

| نام استان | قیمت حقیقی یک متر مربع مسکن (هزار ریال) | مخارج مصرفی سرانه خانوارها (هزار ریال) | تسهیلات بانکی (میلیارد ریال) | هزینه استفاده (درصد) | هزینه حقیقی ساخت یک متر مربع بنا (هزار ریال) | یمت حقیقی یک متر مربع زمین (هزار ریال) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| آذربایجان شرقی | ۲۳/۵ | ۹۳/۰ | ۱۴۱/۱ | -۲۱/۰ | ۸/۶ | ۱۱/۷ |
| آذربایجان غربی | ۱۴/۸ | ۸۶/۵ | ۹۳/۳ | -۲۱/۹ | ۷/۱ | ۵/۸ |
| اصفهان | ۲۹/۰ | ۱۰۴/۷ | ۲۹۳/۳ | -۲۲/۷ | ۷/۹ | ۱۰/۹ |
| تهران | ۵۸/۴ | ۱۵۲/۸ | ۲۴۷۰/۵ | -۲۵/۵ | ۱۴/۲ | ۵۲/۹ |
| خراسان | ۲۲/۸ | ۸۶/۷ | ۲۶۷/۸ | -۲۱/۴ | ۸/۳ | ۱۰/۱ |
| خوزستان | ۲۳/۸ | ۸۳/۷ | ۱۵۲/۰ | -۲۳/۵ | ۹/۴ | ۷/۷ |
| زنجان | ۲۱/۶ | ۸۵/۸ | ۴۰/۸ | -۲۴/۱ | ۸/۸ | ۸/۸ |
| سیستان و بلوچستان | ۱۶/۰ | ۵۳/۲ | ۳۴/۲ | -۲۰/۶ | ۸/۳ | ۳/۵ |
| فارس | ۲۸/۰ | ۱۰۵/۳ | ۱۷۵/۱ | -۲۳/۲ | ۹/۹ | ۸/۴ |
| کرمان | ۱۸/۱ | ۹۴/۶ | ۱۰۸/۱ | -۲۲/۴ | ۹/۴ | ۳/۸ |
| کرمانشاه | ۱۸/۵ | ۸۳/۸ | ۸۰/۴ | -۲۲/۷ | ۸/۸ | ۶/۶ |
| گیلان | ۲۴/۹ | ۱۰۵/۸ | ۱۱۴/۶ | -۲۲/۲ | ۱۱/۵ | ۹/۴ |
| مرکزی | ۲۲/۲ | ۹۶/۸ | ۶۰/۶ | -۲۴/۹ | ۸/۲ | ۱۰/۲ |
| همدان | ۲۰/۰ | ۸۰/۳ | ۵۵/۲ | -۲۳/۱ | ۷/۰ | ۷/۹ |
| یزد | ۱۵/۲ | ۸۶/۹ | ۸۴/۳ | -۲۰/۵ | ۶/۲ | ۴/۰ |

توضیح: داده‌های قیمت مسکن، مخارج مصرفی، تسهیلات بانکی، هزینه ساخت و قیمت زمین بر حسب شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (۱۰۰=۱۳۸۳) حقیقی و سپس متوسط گیری شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

**جدول ۵. عناصر ماتریس وزنی فضایی ساده بر حسب معکوس فاصله**

| | یزد | همدان | مرکزی | گیلان | کرمانشاه | کرمان | فارس | سیستان و بلوچستان | زنجان | خوزستان | خراسان | تهران | اصفهان | آذربایجان غربی | آذربایجان شرقی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| آذربایجان شرقی | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۱۶ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۲۱ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۳۶ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۳۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| آذربایجان غربی | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۶ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۱۴ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۳۲ |
| اصفهان | ۰/۰۰۳۳ | ۰/۰۰۲۲ | ۰/۰۰۳۵ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۲۱ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۲۳ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۱۰ |
| تهران | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۳۰ | ۰/۰۰۳۴ | ۰/۰۰۳۱ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۳۱ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۲۳ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۷ |
| خراسان | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۷ |
| خوزستان | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۱۶ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۲۱ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۹ |
| زنجان | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۳۰ | ۰/۰۰۲۰ | ۰/۰۰۲۹ | ۰/۰۰۲۴ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۳۱ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۳۶ |
| سیستان و بلوچستان | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۵ |
| فارس | ۰/۰۰۲۴ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۱۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۲۱ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۷ |
| کرمان | ۰/۰۰۲۸ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۱۸ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۶ |
| کرمانشاه | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۵۳ | ۰/۰۰۲۷ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۲۴ | ۰/۰۰۲۱ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۱۷ |
| گیلان | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۲۹ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۳۱ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۱۴ | ۰/۰۰۲۱ |
| مرکزی | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۵۷ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۲۷ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۲۰ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۳۴ | ۰/۰۰۳۵ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۱۳ |
| همدان | ۰/۰۰۱۴ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۵۷ | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۰۵۳ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۳۰ | ۰/۰۰۱۶ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۳۰ | ۰/۰۰۲۲ | ۰/۰۰۱۶ | ۰/۰۰۱۶ |
| یزد | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۱۴ | ۰/۰۰۱۷ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۲۸ | ۰/۰۰۲۴ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۳۳ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۸ |

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

## منابع

**اکبری، نعمت‌الله** (۱۳۸۴)، "مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۳، صص ۶۸-۳۹.

**اکبری، نعمت‌الله و ناهید توسلی** (۱۳۸۷)، "تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)"، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱.

**بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره کل آمارهای اقتصادی** (۱۳۸۹-۱۳۷۰)، *نتایج بررسی فعالیت‌های ساختمانی در مناطق شهری استان‌های کشور*.

**بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره کل آمارهای اقتصادی** (۱۳۸۴-۱۳۷۰)، "گزارش اوضاع اقتصادی و اجتماعی استان‌های (شهرستان‌های) کشور".

**بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران**، پایگاه اطلاع‌رسانی www.cbi.ir.

**پایگاه اطلاع رسانی صنعت حمل و نقل** (۱۳۹۱/۳/۸)، وب‌سایت ipr.ker8h6.html inn.ir/vdcb0sb8.rhb5ge3uu.

**توسلی، محمود، محمدی، شاپور و حسین درودیان** (۱۳۸۹)، "تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۰، شماره یکم.

**خلیلی‌عراقی، سیدمنصور، مهرآرا، محسن و سیدرضا عظیمی** (۱۳۹۱)، "بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی"، *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، شماره ۶۳، پاییز ،صص ۵۰-۳۳.

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

**عظیمی، سیدرضا** (۱۳۹۱)، *نقش عوامل پایه‌ای و حباب بر نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد ترکیبی فضایی*، پایان‌نامه دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

**فرهمند، شکوفه و فردوس فروغی** (۱۳۹۰)، "تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی"، سومین کنفرانس برنامه‌ریزی و مدیریت شهری ۳۱ فروردین و اول اردیبهشت، مشهد.

**مرکز آمار ایران** (۱۳۸۹-۱۳۷۰)، *نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری*.

**وزارت امور اقتصادی و دارایی، معاونت امور اقتصادی** (۱۳۹۰)، *مطالعات پشتیبان طرح تحول نظام بانکی* (منتشرنشده).

**Anselin, L.** (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publisher.

**Anselin, L.** (1999), "Spatial Econometrics, Bruton Center for School of Social Sciences", University of Texas at Dallas, www.csiss.org.

**Anselin, L., Le Gallo, J. & H. Jayet** (2008), *Spatial Panel Econometrics, in the Econometrics of Panel Data*, Edithed by László Mátyás and Patrick Sevestre, Springer.

**Anselin, L. & N. Lozano-Gracia** (2008), "Errors in Variables and Spatial Effects in Hedonic House Price Models of Ambient Air Quality", *Empirical Economics*, Vol. 34, PP. 5–34.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

**Bajari, P., Chan, P., Krueger, D. & D. Miller** (2010), "A Dynamic Model of Housing Demand Estimation and Policy Implications", NBER Working Paper Series, No. 15955.
**Baltagi, B. & 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*, Vol. 69, PP. 24–42.
**Banerjee, S., Gelfand, A. E., Knight, J. R. & C. F. Sirmans** (2004), "Spatial Modeling of House Prices Using Normalized Distance-Weighted Sums of Stationary Processes", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 22, No. 2, PP. 206-213.
**Baumont, C.** (2009), "Spatial Effects of Urban Public Policies on Housing Values", *Papers in Regional Science*, Vol. 88, No. 2.
**Beenstock, M. & D. Felsenstein** (2010), "Spatial Error Correction and Co Integration in No Stationary Panel Data: Regional House Prices in Israel", *Journal of Geographic System*, Vol. 12, PP. 189-206.
**Borsch-Supan, A., Heiss, F. & M. Seko** (2001), "Housing Demand in Germany and Japan", *Journal of Housing Economics*, Vol. 10, PP. 229-252.
**Brady, R.** (2011), "Measuring the Diffusion of Housing Prices Across Space and Over Time", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 26, PP. 213-231.
**Cameron, G., Muellbauer, J. & A. Murphy** (2006), "Was There A British House Bubble? Evidence from a Regional Panel", Discussion Paper Series of Department of Economics, University of Oxford, No. 276.
**Debarsy, N. & C. Ertur** (2010), "Testing for Spatial Autocorrelation in a Fixed Effects Panel Data Model", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, PP. 453-470.
**DiPasquale, D. & W. Wheaton** (1992), "The Cost of Capital Tax Reform and the Future of the Rental Housing Market", *Journal of Urban Economics*, Vol. 31, No. 3, PP. 337-359.
**DiPasquale, D. & W. Wheaton** (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, PP. 1-27.
**Elhorst, P.** (2003), "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 3, PP. 244-268.
**Gallin, J.** (2006), "The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets", *Real State Economics*, Vol. 34, No. 3, PP. 417-438.
**Glaeser, E., Gyourko, J. & A. Saiz** (2008), "Housing Supply and Housing Bubbles", *Journal of Urban Economics*, Vol. 64, PP. 198-217.
**Goodman, A. & T. Thibodeau** (2008), "Where Are the Speculative Bubbles in US Housing Market?", *Journal of Housing Economics*, Vol. 17, PP. 117-137.
**Holly, S., Pesaran, M. H. & T. Yamagata** (2011), "The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK", *Journal of Urban Economics*, Vol. 69 , PP. 2–23.
**Ito, T. & T. Iwaisako** (1995), "Explaining Asset Bubbles in Japan", NBER Working Papers, No. 5358.
**Jeanty, W., Partridge, M. & E. Irwin** (2010), "Estimation of a Spatial Simultaneous Equation Model of Population Migration and Housing Price Dynamics", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, PP. 343–352.
**Kenny, G.** (1999), "Modeling the Demand and Supply Sides of the Housing Market: Evidence from Ireland", *Economic Modeling*, Vol. 16, PP. 389-409.
**Kuethe, T. & V. Pede** (2011), "Regional Housing Price Cycles: A Spatio-Temporal Analysis Using US State-level Data", *Regional Studies*, Vol. 45, No. 5, PP. 563-574.
**Lesage, J.** (1999), Spatial Econometrics,
http://rri.wvu.edu/WebBook/LeSage/spatial/spatial.html.
**Lesage, J. & K. Pace** (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Taylor and Francis Group.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]

**Lee, L. & J. Yu** (2010a), "Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects", *Journal of Econometrics*, Vol. 154, PP. 165–185.
**Lee, L. & J. Yu** (2010b), "Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, PP. 255-271.
**Liao, W. & X. Wang** (2012), "Hedonic House Prices and Spatial Quintile Regression", *Journal of Housing Economics*, Vol. 21, PP. 16–27.
**Mankiw, G. & D. Weil** (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, PP. 235–258.
**Meen, G.** (1990), "The Removal of Mortgage Market Constraints and the Implications for Econometric Modeling of UK House Prices", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 1, PP. 1-23.
**Meen, G.** (2002), "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?", *Journal of Housing Economics*, Vol. 11. PP. 1-23.
**Meen, G.** (2003), "Housing Random Walks Complexity and the Macro Economy", In: Housing Economics and Public Policy, Edited by T. O'Sullivan and K. Gibb, Blackwell Publishing, PP. 90-109.
**Monkkonen, P., Wong, K. & 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*, Vol. 42, PP. 396-406.
**Poterba, J.** (1984), "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, No.4, PP. 729-752.
**Salo, S.** (1994), "Modeling the Finnish Housing Market", *Economic Modeling*, Vol. 11, No. 2, PP. 250-265.
**Topel, R. & S. Rosen** (1988), "Housing Investment in the United States", *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 4, PP. 718-740.
**Wheaton, W.** (1985), "Life Cycle Theory Inflation and the Demand for Housing", *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, PP. 161-179.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05 ]