

## مطالعه ناهمسانی در وابستگی فضایی تغییرات قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه شهر تهران

**DOI: 10.22059/jte.2021.330289.1008540**

بهرام حکمت<sup>۱</sup>، شکوفه فرهمند<sup>۲\*</sup>، نعمت‌الله اکبری<sup>۳</sup>

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان،

bahram.hekmat@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، n\_akbari@ase.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی-پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۸

### چکیده

فرایند تحلیل داده‌های قیمت مسکن و رشد آن که به‌نوعی داده‌های فضایی هستند، تحت تأثیر وابستگی فضایی قرار دارد. این بدان معنا است که قیمت مسکن و تغییرات آن در یک ناحیه سبب تغییرات قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. اما نکته دیگر در ارتباط با قیمت مسکن در نواحی مختلف شهری، ناهمسانی در وابستگی فضایی است. این موضوع نشان می‌دهد انحراف در مشاهدات وابستگی فضایی در تغییرات قیمت مسکن بین نواحی مختلف در طول زمان وجود دارد؛ به‌طوری‌که اثر وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان افزایش قیمت، با زمان کاهش قیمت مسکن متفاوت است. تحلیل نظری این پدیده از طریق نظریه‌های اقتصاد رفتاری صورت می‌گیرد. در این پژوهش به بررسی این پدیده در بازار مسکن نواحی ۲۲گانه شهر تهران می‌پردازیم. بدین‌منظور، با استفاده از تخمین مدل فضایی پانل اثر ثابت پویا، اثر متغیرهایی مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲گانه شهر تهران برآورد شده است. نتایج آزمون‌ها حاکی از وجود روابط غیرخطی در مدل است. با کمک مدل رگرسیون فضایی انتقال ملایم پانلی (PSTR)، با یک تابع انتقال و تعیین سرریز نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار به‌عنوان متغیر انتقال، مشخص شد وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲گانه شهر تهران در شرایط رونق بیشتر از شرایط رکود است و نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی شهر تهران در طول زمان وجود دارد.

طبقه‌بندی JEL: R31, C31, C33

واژه‌های کلیدی: اثر ثابت شیب ملایم، اقتصاد رفتاری، قیمت مسکن، مدل پویای

فضایی، ناهمسانی در وابستگی فضایی.

## ۱. مقدمه

نوسان قیمت مسکن و اثرات آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به یکی از مسائل کلیدی برای سیاست‌گذاران اقتصادی تبدیل شده است (قلی‌زاده، ۱۳۸۷). طی دو دههٔ اخیر، بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکنندهٔ مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به جا گذاشته است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). به دلیل ناهمگن بودن مسکن در سطح استان‌ها باید نگاه منطقه‌ای به مسکن داشت و نگاه ملی به مسکن با خطاهای بزرگ مواجه خواهد شد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۲). در مطالعات مسکن در کلان‌شهرها عوامل درون‌زا و برون‌زای فراوانی در تعیین قیمت مسکن تأثیرگذارند. اما نکتهٔ قابل توجه در تحلیل تغییرات قیمت مسکن در یک کلان‌شهر این است که مشاهده می‌شود رشد قیمت در نواحی مختلف یکسان نیست و در نواحی مختلف با وقفهٔ زمانی و مکانی رخ می‌دهد. تجربه نشان می‌دهد تغییرات قیمت مسکن از یک ناحیه شروع می‌شود و در مراحل بعدی به سایر نواحی انتشار می‌یابد. به همین دلیل، بحث مجاورت و وابستگی فضایی<sup>۱</sup> و همچنین ناهمسانی فضایی<sup>۲</sup> مطرح می‌شود. وابستگی فضایی در قیمت مسکن که به‌عنوان اثر موجی<sup>۳</sup> نیز از آن یاد می‌شود، به این معنا است که تغییر قیمت مسکن در یک ناحیه سبب تغییرات قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. هرچقدر تأثیرپذیری و ارتباط نواحی بیشتر باشد، وابستگی فضایی بین نواحی بیشتر است و پدیدهٔ اثر موجی شدت بیشتری خواهد داشت. ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن گویای این موضوع است که وابستگی فضایی بین نواحی شهری در قیمت مسکن ممکن است در طول زمان متناسب با وضعیت سیکل تجاری که در آن، معاملات مسکن صورت می‌گیرد، متفاوت باشد. به عبارت دیگر، میزان وابستگی فضایی و الگوی وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان رونق، با زمان رکود متفاوت است. مشاهدات تجربی نشان می‌دهد در شرایط رونق اقتصادی، میزان وابستگی فضایی بین مناطق شهری بسیار قوی‌تر از شرایط رکود اقتصادی است (پیجنبرگ<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷). در واقع، الگوی نوسان و حرکت قیمت‌های مسکن بین مناطق شهری در دوران رونق با دوران رکود متفاوت است.

---

1. Spatial dependence  
 2. Spatial heterogeneity  
 3. The Ripple Effect  
 4. Pijnenburg

ناهمسانی در وابستگی فضایی، ریشه در اقتصاد رفتاری دارد؛ چرا که رفتار متناقض و تصمیم‌گیری مالکان مسکن درباره دادوستد در دوران رکود نسبت به دوران رونق، بر ایجاد این موضوع مؤثر است. رفتار متفاوت مالکان مسکن برای فروش مسکن در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود، بر قیمت مسکن تأثیرگذار است و سبب می‌شود همبستگی فضایی قیمت‌های مسکن در دوران رونق با دوران رکود متفاوت عمل کند (جنسو و مایر، ۲۰۰۱). هدف این پژوهش، بررسی پدیده ناهمسانی در وابستگی فضایی در بازار مسکن در نواحی ۲۲گانه شهر تهران است.

بدین منظور، در قسمت نخست مقاله، مروری بر مطالعات داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. در مطالعات خارجی، پژوهش‌های اندکی در زمینه ناهمسانی فضایی در وابستگی فضایی قیمت مسکن انجام شده است. همچنین مطابق بررسی‌ها، در داخل تاکنون پژوهشی در این زمینه صورت نگرفته است؛ بنابراین، این پژوهش مطالعه‌ای جدید محسوب می‌شود. در قسمت دوم مقاله به مباحث نظری موضوع پرداخته شده است. تلفیق مباحث اقتصاد رفتاری<sup>۱</sup> در بیان این پدیده در بازار مسکن، از نکات جذاب مبحث نظری است. در قسمت سوم مقاله به روش پژوهش و مباحث اقتصادسنجی فضایی و همچنین مدل‌های پانل انتقال ملایم (PSTR)<sup>۲</sup> اثر ثابت فضایی پرداخته شده است که کمتر در بازار مسکن به کار گرفته شده و بدین جهت، روش پژوهش نیز یکی از نقاط مهم است. قسمت چهارم تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش را ارائه می‌کند. در پایان، جمع‌بندی و پیشنهادهای پژوهش بیان می‌شود.

## ۲. پیشینه پژوهش

### ۲-۱. مطالعات خارجی

سلمر<sup>۳</sup> (۲۰۲۰) مطالعه‌ای با عنوان «تجزیه و تحلیل فضایی قیمت بازار مسکن با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی<sup>۴</sup>»، به دنبال افزایش قیمت مسکن در سال ۲۰۱۸، برای کشور لهستان انجام داد. وی فرض وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی در رشد قیمت‌های مسکن را با کمک رگرسیون وزنی جغرافیایی بررسی کرد. در این پژوهش، اثر

- 
1. Behavioral economics
  2. Panel Smooth Transition Regression
  3. Cellmer
  4. Geographic Weighted Regression (GWR)

سه دسته از متغیرهای محیطی، اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در مناطق شهری لهستان بررسی شد. نتایج نشان داد متغیرهای اثرگذار بر رشد قیمت مسکن، شاخص‌های مهاجرتی و آلودگی هوا هستند. همچنین آماره موران محلی<sup>۱</sup> وجود همبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را بین مناطق شهری لهستان تأیید کرد.

مورالی (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل وابستگی فضایی در قیمت املاک و مستغلات» به بررسی بازار مسکن استانبول پرداخت. این مطالعه براساس داده‌های مقطعی، با استفاده از مشاهدات ۲۵،۲۱۹ ملک فروش‌رفته سال ۲۰۱۷، به دنبال مدل‌سازی برای شناسایی وابستگی فضایی در قیمت املاک و مستغلات انجام گرفت. در این مطالعه با کمک مدل رگرسیون هدانیک، فاکتورهای وابستگی فضایی عواملی همچون فرایند ساخت‌وساز، خدمات اجتماعی مشترک و ایجاد مجتمع‌های مسکونی بزرگ در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد کنترل عوامل فاکتورهای وابستگی فضایی موجب کاهش وابستگی فضایی در بین املاک و مستغلات می‌شود.

وو و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه «تجزیه و تحلیل ناهمسانی فضایی قیمت مسکن با استفاده از مجموعه داده‌های بزرگ» با اطلاعات ۲۴،۰۰۰ مسکن در ایالت یوتای آمریکا در سال ۲۰۱۱، در قالب مدل هدانیک فضایی با سه ویژگی ساختار مسکن، موقعیت مکانی و همسایگان به تعیین ارزش‌گذاری مسکن پرداختند. نتایج نشان داد یک ناهمسانی فضایی در متغیرهای مربوطه در سطح ایالت یونا بوده است. در مطالعه‌ای دیگر، ژنگ و همکاران (۲۰۱۹) براساس داده‌های سال ۲۰۰۵ از ۲۵ شهر در منطقه شهری یانگ تسه به ارزیابی قیمت مسکن در بین این مناطق شهری پرداختند. در این مطالعه، وابستگی فضایی قیمت مسکن با استفاده از مدل پانل فضایی براساس ماتریس وزنی فضایی فاصله جغرافیایی و فاصله اقتصادی ارزیابی شد. نتایج نشانگر وابستگی فضایی بین مناطق شهری است. همچنین ویکارن و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های ۷۰ منطقه شهری در طول دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ در آمریکا، ناهمسانی فضایی در تغییرات قیمت مسکن را بررسی کردند. مشاهده شد بین مناطق شهری تفاوت زیادی در کشش درآمدی وجود دارد که بر پویایی قیمت مسکن تأثیرگذار است و نشان از ناهمسانی فضایی در قیمت مسکن در بین مناطق شهری دارد. ون و همکاران (۲۰۱۸)

---

1. Local Moran's I statistic

با استفاده از داده‌های ۶۰۳ واحد مسکونی شهر هانکونگ چین در سال ۲۰۱۴ به ارزیابی ناهمگونی فضایی براساس مدل قیمت‌گذاری سنتی هدانیک فضایی و مدل رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR) پرداختند و استدلال کردند که افزایش نسبی قیمت مسکن در طول فضا ممکن است متفاوت باشد. نتایج نشان داد مدل رگرسیون وزنی جغرافیایی بسیار خوب عمل کرده و بهتر از مدل قیمت‌گذاری سنتی هدانیک بوده است.

کوهن و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات فضایی و پویایی قیمت مسکن در ایالات متحده آمریکا» با استفاده از داده‌های ۳۶۳ منطقه شهری برای ۲۰۱۳-۱۹۹۶ دریافتند که الگوهای سرریز فضایی اثر معنی‌داری بر نرخ رشد قیمت مسکن مناطق شهری دارد. قیمت مسکن در یک منطقه خاص بستگی به وقفه قیمت مناطق هم‌جوار دارد و این میزان اثرپذیری در مناطق مختلف متفاوت و در زمان رونق و رکود نیز با مکانیسم تأثیرپذیری متفاوت خواهد بود. پیچنبرگ (۲۰۱۷)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱۹ منطقه شهری طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۴ توانست سه ویژگی فضایی در تغییرات قیمت مسکن، یعنی وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی و ناهمسانی در وابستگی فضایی هم‌زمان را ارزیابی کند. وی با یک رگرسیون پانل فضایی پویا، اثر نرخ رشد جمعیت، نرخ بیکاری، نرخ رشد درآمد سرانه، تعداد پروانه ساختمانی و وقفه قیمت مسکن با یک دوره تأخیر را بر نرخ رشد قیمت مسکن تخمین زد. نتایج بیانگر وجود ناهمسانی فضایی در وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان تغییرات قیمت مسکن بوده است.

## ۲-۲. مطالعات داخلی

همان‌گونه که در مقدمه بیان شد، مطالعه‌ای با این روش در داخل کشور صورت نگرفته است. از این‌رو، در این قسمت به ارائه تعدادی از مطالعات که روابط فضایی در بازار مسکن کشور را بررسی کرده‌اند، پرداخته می‌شود. پورمحمدی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تطبیقی رهیافت‌های رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل‌های مکانی» با استفاده از داده‌های استان‌های کشور، تأثیر درآمد خانوارها بر قیمت مسکن را از طریق دو رهیافت رگرسیون حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی بررسی کردند. نتایج مقایسه این دو روش نشان داد روش رگرسیون وزنی جغرافیایی در مقایسه با روش‌های معمول و متعارف برآورد

مدل‌های مکانی، به دلیل در نظر گرفتن تفاوت‌های مکانی، وابستگی و ناهمسانی فضایی در بین مشاهدات، نتایج مطلوب‌تری ارائه می‌دهد. علاوه بر این معیارهای خوبی برآزش مدل، دلالت بر مناسب بودن روش رگرسیون وزنی جغرافیایی دارد. صارمی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از اطلاعات سامانه خرید و فروش مسکن منطقه ۲ شهرداری تهران به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن پرداختند. نتایج علاوه بر شناسایی عوامل مؤثر، حاکی از مطلوب تر بودن تکنیک رگرسیون وزنی جغرافیایی در مقایسه با تکنیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی در توضیح‌دهندگی قیمت مسکن است.

طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۸ استان ایران طی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ به برآورد و مقایسه الگوهای پانل پویای دوربین فضایی با الگوهای پانل دوربین فضایی و همچنین برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزهای فضایی) مربوط به متغیرهای توضیحی در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت، به کمک ماتریس وزنی فضایی جمعیتی در چارچوب نرم‌افزار متلب پرداختند. نتایج در الگوی پانل پویای فضایی نشان داد متغیر تأخیری قیمت مسکن سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن دارد. قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۴) به بررسی غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران پرداختند. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۳۰ استان برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ با استفاده از روش خودرگرسیون گسترده به تحلیل متغیرهای مربوطه پرداخته شد. نتایج نشان داد در استان‌هایی که میانگین قیمت مسکن بالایی دارند، میانگین و نوسانات نرخ بیکاری پایین است. قلی‌زاده و عقیقی (۱۳۹۴) اهرم و زمین و نوسانات قیمت مسکن در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی نقاط شهری در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه رسیدند که اهرم زمین در تعیین معادله قیمت مسکن دارای نقش بنیادی است و ارتباط منفی با هزینه واقعی ساخت دارد و تغییرات اهرم زمین، متأثر از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، جمعیت، هزینه واقعی ساخت و نرخ بهره است. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران را با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی مطالعه کردند. در این مطالعه، با استفاده از مدل وقفه فضایی برای داده‌های ۱۵ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ تغییرات قیمت مسکن در ایران بررسی شد. نتایج نشان داد اثر انتشار فضایی قیمت مسکن بین استان‌های مختلف کشور عاملی بسیار مهم

در توضیح رفتار قیمت مسکن است؛ به طوری که متوسط افزایش ۱۰ درصدی قیمت مسکن در سایر استان‌ها، قیمت مسکن هر استان را ۶ درصد افزایش می‌دهد. عظیمی (۱۳۹۱) در بررسی نقش عوامل پایه‌ای و حباب بر نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد ترکیبی فضایی و با استفاده از داده‌های ۳۰ استان کشور طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰ ضمن بررسی عوامل تأثیرگذار بر نوسانات قیمت مسکن در بین استان‌های کشور، وجود اثرات فضایی قیمت مسکن بین استان‌های کشور را تأیید کرد. در جمع‌بندی پیشینه پژوهش باید گفت در اغلب مطالعات داخلی بحث عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و همبستگی فضایی قیمت مسکن در مقیاس استانی انجام گرفته است؛ در حالی که این مطالعه برای نخستین بار در مقیاس نواحی شهری در شهر تهران انجام گرفته است. همچنین در این مطالعه به بررسی ناهمسانی در وابستگی فضایی پرداخته شده است. مفاهیم نظری اقتصاد رفتاری برای رفتار مالکان مسکن در تشریح ناهمسانی در وابستگی فضایی به اهمیت این مطالعه افزوده و در مطالعات دیگر کمتر به آن پرداخته شده است. همان‌گونه که بیان شد، انجام این پژوهش در نوع خود کاری جدید است. به خصوص روش پژوهش با کمک مدل رگرسیون پانل فضایی پویا با تابع انتقال شیب ملایم تاکنون در بازار مسکن به کار گرفته نشده است و این نیز بر ارزش این پژوهش می‌افزاید.

### ۳. مبانی نظری

در مباحث نظری، دلایلی برای تعامل واحدهای مقطعی با یکدیگر مطرح می‌شود که توجه زیادی به خود جلب کرده است و شواهدی در توسعه نظری پدیده‌های اجتماعی مانند ارزش اجتماعی، اثرات هم‌نشینی، اثرات شبکه ارتباطی، آلودگی، تعاملات اجتماعی و وابستگی متقابل و... بوده است. مدلسازی و تحلیل این موضوعات با توجه به شکل در نظر گرفتن این تعاملات، متفاوت است. در نظر گرفتن نوع تعاملات فضایی، نقشی اساسی در شکل‌گیری مدل‌های فضایی برای تحلیل پدیده‌ها دارد (الهورست، ۲۰۱۴). تأثیر فضا در مدل‌های داده‌های تابلویی را می‌توان به صورت متغیر فضایی درون‌زا، برون‌زا یا به وسیله خودهمبستگی خطای فضایی در نظر گرفت. در یک مدل عمومی فضایی، تأثیر فضا به سه حالت مطرح شده این گونه اعمال می‌شود:

$$y_t = \mu + \rho w y_t + x_t \beta + w x_t \theta + u_t u_t = \lambda w u_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در اینجا فرض می‌شود  $i = 1, 2, \dots, N$  یعنی  $N$  واحد فضایی داریم و  $t$  شاخصی برای بعد زمان است؛ به طوری که  $t = 1, 2, \dots, T$  است. پس  $y_t$  نشان‌دهنده‌ی یک ماتریس  $NT \times 1$  از متغیر وابسته خواهد بود. در صورت داشتن  $K$  متغیر توضیحی،  $x_t$  یک ماتریس  $NT \times K$  است. در این مدل،  $\rho w y_t$  نشان‌دهنده‌ی تعاملات متقابل درون‌زا بین واحدهای فضایی است. همچنین  $w x_t \theta$  نشانگر تعاملات برون‌زا بین واحدهای فضایی است. تعاملات جزء خطا نیز با عبارت  $\lambda w u_t$  در مدل در نظر گرفته شده است.

اثرات  $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)$  خاص واحدهای فضایی است که به صورت جزء ثابت یا تصادفی در مدل در نظر گرفته می‌شود. اگر به صورت ثابت رفتار کند، مدل اثرات ثابت و اگر به صورت تصادفی رفتار کند، مدل اثر تصادفی خواهد بود. همچنین،  $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_N)$  جزء خطای مدل به صورت یک ماتریس  $NT \times 1$  از اجزای اخلال مدل و دارای فروض کلاسیک‌ها است. در این مدل، فرض می‌شود ضرایب متغیرهای توضیحی یعنی  $\beta$ ها برای تمامی واحدهای فضایی یکسان است. ولی مقدار ثابت عرض از مبدأ برای هر واحد فضایی متفاوت است. در واقع، ناهمگنی در بین واحدهای فضایی به دلیل شرایط خاص هر واحد سبب ایجاد اثراتی بر متغیر وابسته می‌شود که متغیرهای توضیحی در بیان آن ناتوان هستند و این اثرات در مدل ناشناخته است. این جزء ناشناخته مؤثر بر متغیر وابسته را معمولاً می‌توان در جزء خطا در نظر گرفت. البته اینجا صرفاً اثرات خاص فضایی را در نظر می‌گیریم و از پرداختن به اثرات خاص زمانی پرهیز می‌کنیم. از این رو می‌توان جزء خطا را در مدل به صورت زیر تجزیه کرد:

$$u_t = \lambda w u_t + \mu_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

در اینجا  $u_t$  از سه جزء تشکیل شده است. جزء  $\lambda w u_t$  اثر تعاملات فضایی در بین اجزای خطا را نشان می‌دهد. جزء  $\mu_i$  اثرات ناهمگنی بین واحدهای فضایی یا همان اثر خاص هر واحد فضایی در نظر گرفته شده است و  $\varepsilon_t$  جز خطا مدل را تشکیل می‌دهد. جزء  $\mu_i$ ها اثرات ناهمگنی بین واحدهای فضایی یا همان اثر خاص هر واحد فضایی است. در واقع، وجود پارامتر  $\mu_i$  در تصریح الگو موجب متفاوت شدن ساختار مدل از یک واحد فضایی به واحد فضایی دیگر می‌شود. اگر فرض شود این اثرات خاص فضایی به صورت ثابت رفتار می‌کنند، می‌توان آن را به عنوان یک پارامتر ثابت تخمین زد و برای هر واحد فضایی یک متغیر دامی در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین به این مدل، اثرات ثابت فضایی



می‌گویند. در این حالت،  $\mu_i$  ممکن است با متغیرهای  $X_{it}$  همبستگی داشته باشد، ولی مستقل از  $\epsilon_t$  است. ولی اگر فرض شود اثرات خاص فضایی  $\mu_i$ ها به صورت تصادفی رفتار کنند و قابل شناسایی نباشند، می‌توان آن را به عنوان بخشی از جزء خطای مدل در نظر گرفت. در این صورت، اثرات خاص فضایی هیچ‌گونه همبستگی‌ای با متغیر توضیحی نخواهند داشت. این مدل را پانل اثرات تصادفی می‌نامند (الهورست، ۲۰۱۴).

در نظر گرفتن تعاملات فضایی موجب شکل‌گیری پدیده‌هایی همچون وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی می‌شود. در بازار مسکن، یکی از ویژگی‌های اصلی مسکن، جنبه فضایی یا مکانی آن است. برای داده‌های قیمت مسکن در نواحی شهری، به دلیل اینکه ماهیت این داده‌ها دارای مشخصه جزء مکان است، شاهد وجود وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی بین داده‌ها خواهیم بود (انسلین، ۱۹۸۸). برای شناخت اثرات سرریز قیمت مسکن بین نواحی شهری نیاز است به شناخت این دو پدیده پرداخته شود.

### ۳-۱. وابستگی فضایی در قیمت مسکن

در بازار مسکن در مکان‌های مختلف باید شاهد قیمت‌های مختلفی برای مسکن بود. نکته قابل ذکر این است که میزان ارتباطات بین مکان‌ها سبب تأثیرپذیری قیمت مسکن از یکدیگر می‌شود. بیشتر مشاهده می‌شود مناطق شهری که از لحاظ جغرافیایی به یکدیگر نزدیک‌تر هستند، ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی (جمعیت، اقتصاد، فرهنگ و...) مشابهی دارند؛ بنابراین دارای الگوهای نوسانات قیمت مسکن مشابه هستند. در واقع، ویژگی‌های مشترک این مناطق شهری موجب افزایش ارتباطات بین آن‌ها می‌شود و هرچه ارتباطات بیشتر باشد، تأثیرپذیری از یکدیگر بیشتر است و سبب یکسان‌سازی الگوهای تغییر قیمت مسکن در این مناطق می‌شود (هالی و همکاران، ۲۰۱۱). گیلن و همکاران (۲۰۰۱) ویژگی بی‌نظیری از وابستگی قیمت مسکن را نشان دادند. آن‌ها استدلال کردند وابستگی فضایی بین دو مشاهده نه تنها به فاصله بین آن دو، بلکه به جهت وابستگی هم بستگی دارد. از این رو، وابستگی فضایی بین مناطق شهری متفاوت است و اثر تغییر قیمت مسکن از یک ناحیه به نواحی مجاورش متفاوت می‌شود.

شواهد تجربی زیادی وجود دارد که بازار مسکن در هر ناحیه دارای ویژگی‌هایی همچون هزینه جست‌وجو، هزینه دادوستد و اطلاعات ناقص است. اگر این موارد نبودند، قیمت مسکن به سرعت با شوک‌ها تعدیل می‌شد، اثر موجی غیرممکن می‌شد و قیمت

مسکن در بین نواحی به سرعت به سمت یکسان شدن پیش می‌رفت (وود، ۲۰۰۳). اقتصاد رفتاری به تحلیل نظری پدیده‌ی وابستگی فضایی در بین مناطق شهری کمک می‌کند. مطابق با آن، مناطق شهری مجاور دارای فرهنگ، تاریخ، محیط‌زیست و همچنین دارای سیاست‌گذاری‌های یکسان هستند. از این رو خانوارها ممکن است از رفتار مصرفی یکسانی پیروی کنند. همچنین عرضه‌کنندگان مسکن به احتمال زیاد تمایل به رفتار ساختار مشابه در ساخت مسکن همچون اندازه مسکن، طراحی و شیوه معماری و... دارند؛ بنابراین، این مناطق در هنگام تعیین انتقال قیمت با یکدیگر مرتبط هستند. دلیل دیگر، سهم یکسان مناطق از ارائه خدمات عمومی و دسترسی به امکانات است. بدین ترتیب وابستگی فضایی بیشتری دارند (هالی و همکاران، ۲۰۱۱).

### ۳-۲. ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن

وابستگی فضایی در قیمت مسکن به معنای میزان تأثیرپذیری مناطق از قیمت‌های مسکن مناطق هم‌جوار و همسایگان خود است. شایان ذکر است که این میزان تأثیرپذیری و ارتباطات بین مناطق شهری در طول زمان ناهمسان است. ناهمسانی فضایی هنگامی رخ می‌دهد که فعالیت‌ها یا پدیده‌ها در یک مکان خاص متفاوت با مناطق دیگر باشد. به‌طور خاص، این بدان مفهوم است که مناطق جغرافیایی در فضا فاقد همگنی هستند (انسلین، ۱۹۸۸). ناهمسانی فضایی نشان می‌دهد ناپایداری رفتار اقتصادی در بین مشاهدات فضایی در عمل اقتصادی است. در حالت ناهمسانی فضایی داده‌های مقطعی، تأثیر متغیرهای توضیحی در مناطق مختلف ممکن است متفاوت باشد. پس اینکه رفتار اقتصادی در طول فضا متفاوت است، یک فرض واقع‌بینانه است (ون، ۲۰۱۷). اما ناهمسانی در وابستگی فضایی نشان می‌دهد یک منطقه خاص در طول زمان رفتار متفاوتی از اثرپذیری مناطق مجاور خود خواهد داشت. یعنی مناطق در طول زمان، رفتار اقتصادی متفاوتی از خود نشان می‌دهند. این سبب ناهمسانی در وابستگی فضایی در قیمت‌های مسکن می‌شود (جنسو و مایر، ۲۰۰۱). مطالعات فراوانی از جمله بنت و همکاران (۲۰۱۰)، آنبرگ و همکاران (۲۰۱۱)، هالی و همکاران (۲۰۱۱)، هنگ و همکاران (۲۰۱۴) و پیچنبرگ (۲۰۱۷) این موضوع را تأیید کرده‌اند. این مطالعات، دلیل ناهمسانی در وابستگی فضایی را رفتار متناقض تصمیم‌گیری مالکان مسکن در زمان رکود و رونق می‌دانند و ریشه این موضوع را در اقتصاد رفتاری معرفی می‌کنند.

رفتار متفاوت مالکان برای فروش مسکن در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود، بر قیمت مسکن تأثیرگذار است. این موضوع سبب می‌شود وابستگی فضایی قیمت‌های مسکن در دوران رونق با دوران رکود متفاوت باشد (پیچنبرگ، ۲۰۱۷). در زمان رونق، انتظار بر آن است که با افزایش قیمت‌های اسمی، شاهد افزایش سود برای مالکان مسکن باشیم، پس مالکان مسکن انگیزه کافی برای فروش مسکن خود را دارند. خریداران نیز به دلیل شکل‌گیری انتظارات افزایش مداوم قیمت مسکن در بازار، قیمت‌های ارائه‌شده توسط فروشندگان را می‌پذیرند؛ بنابراین بازار توسط فروشندگان هدایت می‌شود و خریداران به راحتی مایل به پذیرفتن قیمت مسکن در حدود قیمت مشابه معامله‌شده در همان زمان هستند. این رفتار قیمت‌پذیری خریداران می‌تواند ناشی از خوش‌بینی بیش‌ازحد آن‌ها به افزایش قیمت‌های آینده و رفتار ازدحامی خریداران در خرید باشد. بدین ترتیب همبستگی فضایی قوی‌ای را در معاملات مسکن شاهد خواهیم بود و معاملات مسکن از قیمت مسکن‌های معامله‌شده در مناطق هم‌جوار تأثیر می‌پذیرد (هالی و همکاران، ۲۰۱۱).

از طرف دیگر، در شرایط رکود، به دلیل کاهش قیمت‌های مسکن، مالکان مسکن دچار زیان می‌شوند. البته درک از اندازه زیان برای مالکان به این صورت است که مالکان مسکن، قیمت جدید دارایی خود را که در بازار شکل گرفته است با قیمت‌های قبلی یا قیمت‌های مدنظر خود مقایسه می‌کنند که گویای ارزشی است که از مسکن خود درک کرده‌اند و به‌عنوان منبع ارزیابی، قیمت پایه برای مسکن خود می‌دانند. این کاهش قیمت‌های جدید در مقایسه با قیمت پایه مدنظر مالکان حاکی از میزان زیان حاصل از فروش است. این زیان سبب می‌شود مالکان از فروش مسکن دست ننگه دارند. رفتار ریسک‌گریزی مالکان سبب می‌شود مالکان از پذیرش اطلاعات جدید بازار که از معاملات مسکن مناطق هم‌جوار شکل گرفته است خودداری کنند و تا رسیدن قیمت‌ها به قیمت مدنظر خود از فروش خودداری کنند. این نشان‌دهنده ضعف شدن همبستگی فضایی در قیمت‌های مسکن بین مناطق شهری در رکود نسبت به رونق است (هیان و همکاران، ۲۰۱۷). معمولاً برای سرمایه‌گذارانی که سود به‌دست آورده‌اند، در مقایسه با سرمایه‌گذارانی که زیان کرده‌اند، تمایل به فروش دارایی بیشتر است. این یافته از مشاهدات تجربی دادوستد دارایی‌ها حاصل شده است (اودین، ۱۹۸۸). معمولاً

اقتصاددانان رفتاری، نظریه چشم‌انداز<sup>۱</sup>، اثر تمایل<sup>۲</sup>، حسابداری ذهنی<sup>۳</sup> و اختلال شناختی<sup>۴</sup> را به‌عنوان مفاهیمی مطرح می‌سازند که می‌توانند پدیده ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن را تفسیر کنند.

**الف) نظریه چشم‌انداز:** تئوری چشم‌انداز به‌دنبال تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روان‌شناختی افراد بر شیوه تصمیم‌گیری آنان است. به بیان دیگر، این الگو نشان می‌دهد چگونه انسان‌ها گاهی به‌طور سیستماتیک، اصل عقلانیت اقتصادی را نادیده می‌گیرند و برخلاف اصول عقلایی رفتار می‌کنند. براساس این نظریه، احساس نارضایتی از ضرر، بیش از احساس رضایت از کسب سود است. کانمن و توریسکی در سال ۱۹۷۹ نظریه چشم‌انداز را ارائه کردند. کانمن و توریسکی بیان کردند زمانی که سرمایه‌گذاران در قسمت منفی ثروت (ضرر) هستند، از ریسک‌گریزی به ریسک‌پذیری تغییر جهت می‌دهند. نظریه چشم‌انداز، اساساً نحوه ارزیابی سود و زیان توسط افراد را توصیف می‌کند. بر مبنای این نظریه، در بازار مسکن افراد براساس مقایسه قیمت‌های جدید بازار با قیمت مبنا<sup>۵</sup>، خود را در دامنه سود یا زیان در صورت فروش دارایی خود می‌بینند. در این شرایط، رفتار مالک در دامنه سود با دامنه زیان متفاوت است؛ به‌طوری‌که در دامنه‌ای که فرد از فروش دارایی خود سود به‌دست می‌آورد، رفتار ریسک‌پذیری در تصمیم‌گیری برای فروش دارایی خود خواهد داشت؛ بنابراین تمایل به فروش دارایی خواهد داشت. در دامنه‌ای که زیان به‌دست می‌آورد، فرد ریسک‌گریز می‌شود و برای اجتناب از زیان، از فروش دارایی خود صرف‌نظر می‌کند (کانمن، ۲۰۱۱).

**ب) حسابداری ذهنی:** حسابداری ذهنی، مطالعه چگونگی تفسیر افراد از اطلاعات برای اتخاذ تصمیم براساس تجزیه و تحلیل آن‌ها از تأثیر حوادث رخ داده در ذهنشان است که ممکن است در آن، از اصل عمومی منطقی بودن تخطی شود. حسابداری ذهنی، شناخت بیشتر روان‌شناسی انتخاب است. در حسابداری ذهنی به‌دنبال درک توضیح اثر احساسات انسانی در فرایند تصمیم‌گیری هستیم. انسان‌ها تمایل به نگهداری حوادث خاص در ذهن خود به‌صورت تصورات دارند. این تصورات، گاهی بیشتر از خود حوادث بر

1. Prospect theory
2. Disposition effect
3. Mental Accounting
4. Cognitive dissonance

۵. قیمت مبنا، قیمتی است که مالک از ارزش دارایی خود در ذهن دارد.

تصمیم‌گیری افراد اثر می‌گذارد (کانمن، ۲۰۱۱). حسابداری ذهنی موجب می‌شود سرمایه‌گذاران در فروش سرمایه‌گذاری‌هایی که قبلاً منفعت زیادی ایجاد کرده، ولی بعداً با کاهش قیمت مواجه شده و منفعت آن کاهش یافته است، تردید کنند. رفتار تصمیم‌گیری مالکان مسکن برای فروش مسکن خود در شرایط رونق و رکود بازار براساس حسابداری ذهنی صورت گیرد. افراد به‌صورت سطحی وضعیت سود و زیان خود را با حساب سرانگشتی بررسی می‌کنند و تصمیم به فروش یا عدم فروش می‌گیرند، هرچند ممکن است تصمیم آن‌ها از منطق به دور باشد؛ بنابراین نظریه محاسبات ذهنی بیان می‌کند افراد برای جلوگیری از زیان با قوانین شخصی و مدیریت‌کردن محاسبات خود واکنش نشان می‌دهند و سعی می‌کنند در زمان کاهش قیمت، از فروش دارایی خود جلوگیری کنند. این عدم فروش سبب می‌شود صاحبان مسکن از کاهش قیمت مسکن مناطق مجاور خود تأثیر نپذیرند و رفتار متفاوتی از خود در زمانی که قیمت مسکن در شرایط رونق قرار دارد، نسبت به تغییرات قیمت مسکن مناطق هم‌جوار خود نشان دهند. در نتیجه ناهمسانی در وابستگی فضایی سبب تفاوت قیمت مسکن در بین مناطق می‌شود (پیچنبرگ، ۲۰۱۷).

**ج) اثر تمایل:** یکی از موضوعات خطای ادراکی افراد در بازارهای مالی ناشی از این رفتار است که افراد هنگام پیش‌بینی پدیده‌های آتی یا ارزش چیزی، از اطلاعات موجود استفاده و بعد آن را تعدیل می‌کنند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد فرایند تعدیل در این حالت به مقدار کافی انجام نمی‌شود. مطالعات روان‌شناختی نشان داده است افراد هنگام پیش‌بینی‌های عددی، بسیار تحت تأثیر آخرین ارزش مورد پیش‌بینی قرار می‌گیرند (کانمن، ۲۰۱۱). مثلاً اگر در بازار سرمایه اطلاعات دقیقی درباره قیمت سهام وجود نداشته باشد، قیمت موجود به‌عنوان قیمت درست ارزش تلقی می‌شود. پس از افزایش هر بار قیمت، ذهن افراد به آخرین قیمت قبلی تمایل دارد و اطلاعات بعدی را نامربوط تلقی می‌کند. پس افراد معمولاً به آخرین اطلاعات منتشرشده توجه کمتری دارند و آن را کمتر از اطلاعات قبلی در تصمیم‌گیری خود دخیل می‌کنند؛ بنابراین روند افزایشی یا کاهش قیمت با کمی تعدیل بر تصمیم‌گیری اثر زیادی خواهد داشت. دیدگاه اثر تمایل، نوعی رفتار مقاومتی مالکان مسکن برای فروش مسکن در قیمت‌های پایین و در زمان رکود بازار را مطرح می‌کند؛ به‌طوری‌که در زمان رکود و کاهش قیمت، مالکان تمایلی به پذیرش قیمت‌های پایین را ندارند، ذهن افراد معطوف به قیمت‌های قبلی است و تمایلی

برای فروش مسکن وجود ندارد. بدین ترتیب براساس این نظریه، این تفاوت رفتاری، عاملی برای ناهمسانی در وابستگی قیمت مسکن می‌شود (آنبرگ و همکاران، ۲۰۱۱).

**د) نظریه اختلال شناختی:** اختلال شناختی نوع درگیری ذهنی<sup>۱</sup> است که در آن، افراد سعی می‌کنند با ارائه توجیهاتی از پذیرش اطلاعات جدید خودداری کنند. دلایل زیادی سبب می‌شود افراد شناخت درستی از قیمت‌ها نداشته باشند. خطاهایی همچون خطاهای دسترسی به اطلاعات، فقدان دید درست از بازده کوتاه‌مدت و بلندمدت سرمایه‌گذاری و خطای فرافکنی و شایعات و همچنین موقعیت احساسی و تأثیرات درونی اثر مهمی بر تفسیر و ادراک وضعیت ریسک و تصمیم‌گیری دارد و اصولاً موجب تشدید یا ضعف سایر تورش‌های شناختی می‌شود (کانمن، ۲۰۱۱). بدین ترتیب این موارد ممکن است تصمیم‌گیری افراد در خرید و فروش را با اختلال مواجه کند. این خطاها مانع پذیرش اطلاعات جدید می‌شود. افراد در مقابل پذیرش اطلاعات جدید، مقاومت و توجیهی برای نادرست بودن اطلاعات جدید مطرح می‌سازند. این پدیده در بازار مسکن به این شکل رخ می‌دهد که مالکان مسکن از اطلاعات کاهش قیمت مسکن اجتناب یا سعی می‌کنند استدلال کنند که چگونه این کاهش قیمت بر قیمت مسکن آن‌ها تأثیر نمی‌گذارد؛ بنابراین مالکان از پذیرش اطلاعات جدید از مناطق هم‌جوار پرهیز می‌کنند یا برای بی‌تأثیر بودن این کاهش قیمت بر مسکن خود دلیل می‌آورند. بدین ترتیب اثرات قیمت مسکن، به تصمیم صاحبان مسکن در مکان و زمان‌های مختلف بستگی دارد و زمان کاهش قیمت مسکن، اثرات تعاملات فضایی نسبت به زمان افزایش قیمت کمتر است. از این‌رو، مکانیسم‌هایی که سبب پدیده موجی می‌شوند، به روش یکسانی در زمان کاهش قیمت عمل نمی‌کنند. اثرات انتشار فضایی در زمان کاهش قیمت در مقایسه با زمان افزایش قیمت، کاهش می‌یابد (جنسو و مایر، ۲۰۰۱).

#### ۴. روش پژوهش

با توجه به اینکه داده‌های قیمت مسکن در نواحی شهری دارای مشخصه جزء مکان هستند، وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی بین داده‌ها می‌تواند به وجود آید؛ بنابراین استفاده از اقتصادسنجی متعارف ما را دچار خطا و نقض فروض گاس-مارکوف<sup>۲</sup> می‌کند

1. Mental conflict

2. Gauss & markov

و پدیده انتشار فضایی را در نظر نمی‌گیرد. از این‌رو، در جهت کشف میزان وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی باید از اقتصادسنجی فضایی کمک گرفت (انسلین، ۲۰۰۳). تأثیر فضا در مدل‌های داده‌های تابلویی را می‌توان به صورت متغیر فضایی درون‌زا، برون‌زا یا به وسیله خودهمبستگی خطای فضایی در نظر گرفت. بدین ترتیب در یک مدل عمومی، تأثیر فضا به صورت زیر در مدل اعمال می‌شود:

$$Y_t = \rho W_N Y_t + X_t \beta + W_N X_t \theta + \mu_t \quad (3)$$

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

در اینجا  $Y_t$  برداری با ابعاد  $N \times 1$  از متغیر وابسته است.  $X_t$  ماتریسی  $N \times K$  از متغیر توضیحی است. ماتریس وزنی فضایی  $W_N$  به ابعاد  $N \times N$  است که ارتباطات همسایگی بین واحدهای مقاطع را نشان می‌دهد. ساخت ماتریس وزنی فضایی برحسب مجاورت، فاصله مکانی، فاصله اقتصادی یا روابط اجتماعی بین مقاطع شکل پیدا می‌کند. طبق قرارداد، عناصر قطر اصلی ماتریس  $W_N$  همگی صفر هستند. ماتریس وزنی عموماً براساس سطرها نرمالیزه می‌شود. در اغلب مطالعات، ماتریس وزنی فضایی را در طول زمان ثابت در نظر می‌گیرند.  $W_N Y_t$  به عنوان متغیر درون‌زای فضایی در نظر گرفته می‌شود. اثر تعاملات، متغیر وابسته همسایگان را در مدل اعمال می‌کند. معنادار بودن ضریب  $\rho$  نشان دهنده وجود تعاملات فضایی درون‌زا است.  $W_N X_t$  اثر تعاملات فضایی برون‌زا، متغیرهای توضیحی همسایگان را در مدل اعمال می‌کند. معنادار بودن ضریب  $\theta$  نشان دهنده وجود تعاملات فضایی برون‌زا است. تعاملات فضایی را همچنین می‌توان به صورت شوک‌های مشاهده نشده از همسایگان، در جزء خطا منظور کرد.  $W_N \mu_t$  تعاملات خطا، فضایی را در مدل اعمال می‌کند. معنادار بودن  $\lambda$  در مدل، تأییدکننده تعاملات فضایی به صورت خطای فضایی است. برحسب اینکه در یک مدل فضایی چه تعاملاتی در نظر داشته باشیم، با انواع مدل‌های فضایی مواجهیم (الهورست، ۲۰۱۷). یکی از موضوعات مهم در پژوهش‌های مرتبط با اقتصادسنجی فضایی، انتخاب نوع مدل فضایی است. متناسب با در نظر گرفتن نوع تعاملات فضایی، با انواع مدل‌های فضایی از جمله مدل خودرگرسیون فضایی<sup>۱</sup> (SAR)، مدل خطای فضایی<sup>۲</sup> (SEM)، مدل دوربین فضایی<sup>۳</sup> (SDM)، مدل ترکیبی خودرگرسیون فضایی<sup>۱</sup> (SAC)، مدل خطای دوربین

1. Spatial Autoregressive regression

2. Spatial Error Model

3. Spatial Durbin Model

فضایی<sup>۲</sup> (SDEM) و مدل عمومی فضایی<sup>۳</sup> (GNS) مواجه خواهیم بود. همچنین مدل‌های فضایی می‌توانند ایستا و پویا نیز باشند. برای انتخاب مدل‌های فضایی ابتدا می‌توان مدل عمومی فضایی را در نظر گرفت و با آزمون، از وجود نوع عامل تعاملات فضایی اطمینان حاصل کرد. سپس بعد از معناداری عامل تعامل فضایی می‌توان مدل مناسب را برگزید (الهورست، ۲۰۱۷). در ارتباط با در نظر گرفتن اثرات واحدهای فضایی به صورت اثر تصادفی یا اثر ثابت در مدل‌های ایستا با آزمون هاسمن، نوع مدل اثر ثابت و اثر تصادفی مشخص می‌شود، اما در مدل‌های پویا نیازی به این آزمون نیست و مدل به صورت اثر ثابت باید در نظر گرفته شود (الهورست، ۲۰۱۱). به پیروی از مدل الهورست (۲۰۱۴) مدل تأخیر فضایی اثر ثابت پویا<sup>۴</sup> به صورت کلی به صورت زیر است:

$$Y_t = \rho w y_{t-1} + \beta x_t + \mu + \delta_t I_N + \varepsilon_t \quad (4)$$

در اینجا  $Y_t$  یک بردار  $N \times 1$  است که شامل یک مشاهده متغیر وابسته برای هر واحد فضایی ( $i=1,2,\dots,N$ ) در زمان  $t$  است.  $\rho$  پارامتر وابستگی فضایی و  $x_t$  یک ماتریس  $N \times K$  از  $K$  متغیر توضیحی است.  $\mu$  اثر ثابت فضایی مقاطع است.  $\delta_t$  دوره زمانی اثر فضایی یا همان متغیر دامی زمان است و  $I_N$  یک برداری که  $N \times 1$  است. معنادار بودن  $\rho$  وابستگی فضایی را به ما نشان می‌دهد. آماره موران برای بررسی جهت وابستگی فضایی از آزمون‌های لازم است. اما نکته مهم این است که در صورت وجود ناهمسانی فضایی، یک مدل رگرسیون پانل اثر ثابت انتقال ملایم (PSTR) نیاز است مطرح شود.

#### ۴-۱. مدل رگرسیون اثر ثابت انتقال ملایم تابلویی (PSTR)

مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، مدل اثرات ثابت با رگرسیون برون‌زا است. این مدل را می‌توان به دو طریق تفسیر کرد. نخست، ممکن است آن را به عنوان یک مدل تابلویی خطی ناهمگن با ضرایبی که متفاوت با مقاطع در طول زمان است، در نظر گرفت. ناهمگنی در ضرایب رگرسیون را با فرض اینکه این ضرایب توابعی پیوسته از متغیر قابل مشاهده‌اند، می‌توان از طریق تابع محدود شده در نظر گرفت که در واقع تابع انتقال نامیده می‌شود و بین دو محدوده از نظام‌های افراطی معمولاً در نوسان است. ضرایب این

- 
1. Spatial Autocorrelation Regression
  2. Spatial Durbin Error Model
  3. General Nesting spatial
  4. Dynamic spatial lag fixed effect Model



رگرسیون برای هریک از مقاطع در طول زمان تغییر می‌کنند. تفسیر دوم، مدل PSTR به‌طور ساده می‌تواند به‌عنوان یک مدل همگن غیرخطی در نظر گرفته شود. در نهایت، می‌توان گفت که تک‌معادله مدل انتقال ملایم<sup>۱</sup> (STAR) با STR مفهومی مشترک دارند (گونزالز<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵). مدل اساسی PSTR با دو رژیم را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + \mu_{it} \quad i=1,2,\dots,N, t=1,2,\dots,T \quad (5)$$

در فرمول بالا،  $i$  نشان‌دهنده مقطع و  $t$  زمان است. متغیر وابسته  $Y_{it}$  است و  $X_{it}$  یک بردار  $K$  بعدی از متغیرهای توضیحی است.  $\mu_i$  بیان‌کننده اثرات ثابت مقاطع و  $\mu_{it}$  جمله خطا است.  $g(q_{it}, \gamma, c)$  نیز یک تابع پیوسته و کران‌دار از متغیرهای قابل مشاهده  $q_{it}$  است و برای اینکه به صفر و یک محدود شود، نرمالیزه شده است. این مقادیر حدی با ضرایب رگرسیون  $\beta_0 + \beta_1$  و  $\beta_0$  همراه شده است؛ به‌طوری‌که مقادیر  $q_{it}$  مقادیر  $g$  را تعیین می‌کنند و بنابراین تأثیر این رگرسیون  $\beta_0 + \beta_1$  را برای مقطع  $i$  در زمان  $t$  را تعیین می‌کنند. تابع انتقال را می‌توان به‌صورت لاجیستیکی زیر نوشت:

$$g(q_{it}, \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j))]^{-1} \quad (6)$$

$$\gamma < 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$$

$$g(q_{it}, \gamma, c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \geq c \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \text{OR}$$

در معادله بالا  $c = (c_1, \dots, c_m)$  یک بردار  $m$  بعدی از پارامترها است و در این تابع،  $\gamma$  پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است.  $q_{it}$  متغیر انتقال یا آستانه‌ای است و براساس مطالعه کولیتاز و هارولین<sup>۳</sup> می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی نظری در ارتباط با مدل مورد مطالعه و عامل ایجاد رابطه غیرخطی است، انتخاب شود. همچنین  $c = (c_1, \dots, c_m)$  یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است (کولیتاز و هارولین، ۲۰۰۶).

1. Smooth Transition autoregressive

2. Gonzalez

3. Colletaz & Hurlin

#### ۴-۲. مدل رگرسیون فضایی اثر ثابت با انتقال ملایم در بازار مسکن

در این گونه مدل‌ها ضرایب متغیرهای توضیحی بین نواحی با زمان تغییر می‌کنند. ضرایب به‌طور یکنواخت به‌وسیله یک تابع انتقال، تغییر می‌کنند و این تابع انتقال اجازه می‌دهد تا ضرایب وابستگی فضایی و ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان و فضا متفاوت باشد. به این ترتیب، ناهمسانی فضایی در قیمت مسکن به‌وسیله تغییر ضرایب اساسی مدل تعیین می‌شود. این مدل برگرفته از مدل گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_1 + \theta_0 x_{it} + \theta_1 x_{it} g(q_{it}, \gamma, C) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

در اینجا  $g(q_{it}, \gamma, C)$  تابع انتقال است که بین صفر و یک نرمالیزه شده است. وقتی تابع انتقال معادل صفر است، ضرایب متغیر توضیحی  $\theta_0$  است. زمانی که تابع انتقال معادل ۱ است، ضرایب متغیر توضیحی  $\theta_1 + \theta_0$  است.  $q_{it}$  گویای پارامتر انتقال و  $\gamma$  گویای سرعت انتقال است. هرچه قدر  $\gamma$  بزرگ‌تر باشد، انتقال متغیر انتقال آنی‌تر است.  $C$  پارامتر وضعیت<sup>۱</sup> است؛ مثلاً در شرایط بازار مسکن، پارامتر  $C$  می‌تواند وضعیت رونق یا رکود بازار را نشان دهد. تابع انتقال را می‌توان به‌صورت تابع لاجیستیک زیر بیان کرد:

$$g(q_{it}, \gamma, C) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(q_{it} - C)}} \quad (8)$$

اگر متغیر انتقال  $q_{it}$  کوچک‌تر از پارامتر وضعیت  $C$  باشد، تابع انتقال  $g(q_{it}, \gamma, C)$  به سمت صفر می‌رود و ضرایب به سمت  $\theta_0$  تمایل دارند. اگر متغیر انتقال  $q_{it}$  بزرگ‌تر از پارامتر وضعیت  $C$  باشد، تابع انتقال  $g(q_{it}, \gamma, C)$  به سمت ۱ تمایل دارد و ضرایب به  $\theta_1 + \theta_0$  گرایش پیدا می‌کنند؛ بنابراین ایده اصلی ناهمسانی در وابستگی فضایی این است که ضرایب مدل در زمان کاهش قیمت‌های مسکن به  $\theta_0$  متمایل می‌شوند که نشان از کاهش اثر انتشار فضایی مسکن بین نواحی شهری است. برعکس، در زمان افزایش قیمت‌های مسکن، اثر انتشار فضایی افزایش می‌یابد و این زمانی است که تابع انتقال معادل یک، و ضرایب متغیر توضیحی معادل  $\theta_1 + \theta_0$  باشد. بدین ترتیب متفاوت شدن ضرایب مدل در شرایط رکود و رونق، گویای ناهمسانی در وابستگی فضایی است. در این پژوهش به اقتباس از مدل پیچنبرگ (۲۰۱۷) مدل اثر ثابت فضایی پانل پویا با تابع انتقال شیب ملایم به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

1. Location parameter

$$\begin{aligned} rhusp_{it} = & \mu_1 + \alpha_0 rpop_{it} + \beta_0 unemploy_{it} + \tau_0 rincomp_{it} + \delta_0 buldper_{it} \quad (9) \\ & + \rho_0 \sum_{j=1}^N w_{ij} rhusp_{jt-1} + \\ & \left[ \alpha_1 rpop_{it} + \beta_1 unemploy_{it} + \tau_1 rincomp_{it} + \delta_1 buldper_{it} + \rho_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} rhusp_{jt-1} \right] \\ & g(w_{ij} rhusp_{jt}, \gamma, C) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

متغیرهای انتخابی براساس ادبیات موضوع، عوامل طرف تقاضا و طرف عرضه مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن هستند. همچنین در پیشینه، بسیاری از پژوهشگران از این متغیرها برای بررسی تأثیرپذیری آن‌ها بر نرخ رشد قیمت مسکن استفاده کرده‌اند. در معادله ۹،  $rhusp$  متغیر وابسته، نرخ رشد واقعی قیمت مسکن را نشان می‌دهد. متغیرهای نرخ رشد جمعیت ( $rpopp$ )، نرخ بیکاری<sup>۱</sup>، نرخ رشد درآمد واقعی سرانه<sup>۲</sup> و تعداد پروانه ساختمانی<sup>۳</sup>، متغیرهای توضیحی مدل محسوب می‌شوند. همچنین  $rhusp_{t-1}$  وقفه فضایی متغیر وابسته با یک دوره تأخیر زمانی در نظر گرفته شده است. تابع انتقال نیز به صورت  $g(w_{ij} rhusp_{jt}, \gamma, C)$  است. متغیر انتقال اثر سرریز فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی همسایه برای هر ناحیه در نظر گرفته شده است که از حاصل ضرب ماتریس مجاورت در نرخ رشد قیمت مسکن حاصل می‌شود.  $w_{ij}$  ماتریس وزنی فضایی است که براساس هم‌جواری مناطق یک ماتریس صفر و یک نرمالیزه شده براساس سطر است. بر مبنای این الگو، در این پژوهش به بررسی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران پرداخته شده است.

## ۵. تحلیل یافته‌های پژوهش

پژوهش پیش‌رو درباره تحلیل ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲ گانه شهر تهران است. شایان ذکر است منظور از نواحی ۲۲ گانه، همان اصطلاح متعارف مناطق ۲۲ گانه شهر تهران براساس تعریف سازمان شهرداری تهران است. اما در این پژوهش، اصطلاح علمی در مفاهیم اقتصاد شهری، یعنی نواحی به کار گرفته می‌شود. از این‌رو، جمع‌آوری اطلاعات متغیرهای مدل براساس داده‌های موجود در آمارنامه‌های شهرداری تهران، سامانه اطلاعات و فناوری شهرداری تهران و

---

1. Unemploy  
2. Rincomp  
3. Bulderp

مرکز آمار، صورت گرفته و داده‌ها برای یک دوره ۱۱ ساله از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۸ برای نواحی ۲۲گانه شهر تهران جمع‌آوری شده است. محدودیت‌های آماری و کمبود اطلاعات در این زمینه مانع بیشتر شدن دوره زمانی پژوهش شد. برای محاسبه ماتریس وزنی فضایی  $W_N$ ، از روش مجاورت استفاده شد. از این‌رو، براساس نقشه نواحی ۲۲گانه شهرداری تهران، نواحی هم‌جوار شناسایی شدند و براساس آن، ماتریس صفر و یک برای مجاورت تشکیل شد. تحلیل داده‌های مدل با استفاده از نرم‌افزار استاتا<sup>۱</sup> و متلب<sup>۲</sup> و پکیج‌های لازم برای این نرم‌افزارها انجام گرفت. همچنین در تحلیل نمودار و تهیه نقشه‌ها از نرم‌افزار جیودا<sup>۳</sup> و آرک‌مپ<sup>۴</sup> استفاده شد. در جدول ۱ به تحلیل توصیفی داده‌های متغیرهای وابسته و مستقل پرداخته شده است.

جدول ۱. تجزیه و تحلیل توصیفی متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
Rhusp	۲۴۲	۲۵/۶۱	۲۰/۵۷	-۳/۳۳	۷۴/۱۷
rpopp	۲۴۲	۱/۳۶	۳/۷۳	-۹/۳۵	۱۶/۱۵
unemploy	۲۴۲	۱۰/۰۷	۲/۲۸	۵/۱	۱۷/۴
rincomp	۲۴۲	۱۹/۶۶	۱۱/۳۴	۰/۳۳	۶۱/۳۲
buldper	۲۴۲	۶۶۸/۹۰	۴۴۵/۷۲	۱۵۵	۲۲۹۵

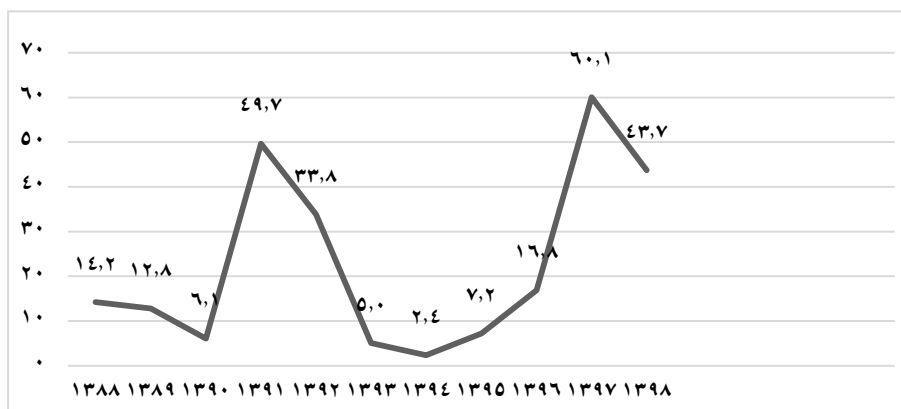
منبع: یافته‌های پژوهش

داده‌های پژوهش مربوط به یک دوره یازده‌ساله و مقاطع (نواحی) ۲۲گانه است. از این‌رو، ۲۴۲ مشاهده برای هرکدام از متغیرهای پژوهش خواهیم داشت. میانگین نرخ رشد قیمت مسکن در این دوره، ۲۵/۲۹ درصد، کمینه نرخ رشد قیمت مسکن -۳/۳۳ و بیشینه آن ۷۴/۱۷ درصد است. این درصد تغییرات، نشان از نوسانات نرخ رشد قیمت مسکن دارد. بررسی داده‌ها نشان می‌دهد بیشترین میانگین نرخ رشد قیمت مسکن در این دوره یازده‌ساله مربوط به نواحی ۱، ۲ و ۳ و کمترین نرخ رشد مربوط به نواحی ۱۸، ۱۲ و ۲۰ است. در این دوره، میانگین نرخ رشد جمعیت نواحی ۲۲گانه ۱/۳۶ درصد

1. Stata
2. Matlab
3. Geo Da
4. Arc Map

بوده و این میزان نرخ رشد جمعیت، بین نواحی متفاوت بوده است. شایان ذکر است نوسانات نرخ رشد جمعیت به دلایل مهاجرت بین نواحی یا گسترش نواحی به وجود آمده است. متوسط نرخ رشد درآمد واقعی سرانه نواحی ۱۹/۶۶ درصد بوده است. متوسط نرخ بیکاری ۱۰/۰۷ درصد بوده که در سال‌های مختلف دارای نوسان بوده است. تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره با متوسط ۶۶۸/۹۰ دارای نوسان به میزان ۴۴۵/۷۲ در طی این یازده سال، نشان از رکود و رونق‌های شدید بازار ساخت‌وساز در شهر تهران دارد.

براساس اطلاعات و داده‌های نرخ رشد میانگین سالیانه قیمت مسکن شهر تهران طی سال‌های مختلف، مشاهده می‌شود روند نرخ رشد قیمت مسکن دارای سیکل‌های رکودی و تورمی بوده است. در نمودار ۱، این موضوع به خوبی قابل مشاهده است.



نمودار ۱. نرخ رشد میانگین سالانه قیمت مسکن شهر تهران در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۸

منبع: سامانه اطلاعات و فناوری شهرداری تهران

همان‌گونه که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، روند نرخ رشد میانگین سالانه قیمت مسکن در شهر تهران دارای دوره‌های رونق و رکود بوده است. طی این دوره، دو دوره رکود و دو دوره رونق در بازار مسکن شهر تهران رخ داده است. اوج سال‌های رکود در بازار مسکن شهر تهران در سال‌های ۱۳۹۰ با نرخ رشد ۶/۱ درصد و ۱۳۹۴ با نرخ رشد ۲/۴ درصد بوده است. سال‌های ۱۳۹۱ با نرخ رشد ۴۹/۷ درصد و در سال ۱۳۹۷ با نرخ

رشد ۶۰/۱ درصد، سال‌های رونق بازار مسکن شهر تهران بوده است، اما رشد قیمت مسکن به صورت یکسان در مناطق ۲۲گانه رخ نداده است. نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه دارای ناهمسانی فضایی است. در نقشه ۱، نرخ رشد قیمت سالیانه مسکن در نواحی ۲۲گانه شهر تهران برای سال ۱۳۹۶ که پایان دوره رکود و شروع رشد قیمت‌ها بوده، نشان داده شده است.



نقشه ۱. میانگین سالانه نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه شهر تهران در سال ۱۳۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق نقشه ۱، نرخ رشد میانگین سالانه قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه دارای ناهمسانی فضایی است. نکته شایان توجه دیگر این است که با شروع رشد قیمت‌ها و پایان دوره رکود، رشد قیمت مسکن از نواحی شمال و شمال شرقی و غربی تهران آغاز شده است. مطابق نقشه ۱، نواحی شمال تهران به خصوص نواحی ۱ و ۲، از نواحی ۲۲گانه شهر هستند که بالاترین نرخ رشد قیمت را دارند و آغازکننده افزایش نرخ رشد قیمت مسکن هستند. برعکس، مناطق جنوب تهران از کمترین نرخ رشد برخوردار بوده‌اند. نقشه ۲، نرخ رشد میانگین سالانه قیمت مسکن نواحی ۲۲گانه تهران برای سال ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. همان‌گونه که دیده می‌شود، اثر افزایش نرخ رشد قیمت مسکن در یک دوره دوساله از نواحی شمال شهر تهران به نواحی جنوب شهر سرریز شده است.



نقشه ۲. میانگین سالانه نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه شهر تهران در سال ۱۳۹۸  
منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ۱، سال ۱۳۹۸ شروع نزول نرخ رشد قیمت‌ها بعد از اوج نرخ رشد قیمت مسکن سال ۱۳۹۷ بوده است. نقشه ۲ نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۸، بیشترین نرخ رشد قیمت مسکن مربوط به نواحی جنوب شهر تهران همچون نواحی ۹، ۱۸ و ۲۰ بوده است. با مقایسه نقشه‌های ۱ و ۲ به چند نکته پی می‌بریم. نخست آنکه نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه دارای ناهمسانی فضایی است. دوم اینکه افزایش قیمت‌ها از نواحی شمالی شهر تهران شروع می‌شود و طی یک دوره زمانی به نواحی جنوبی انتقال می‌یابد. این موضوع وابستگی فضایی و اثر سرریزهای فضایی، نرخ رشد قیمت مسکن را نشان می‌دهد. سوم آنکه متفاوت بودن نرخ رشد قیمت مسکن در سال‌های رکود، در مقایسه با سال‌های رونق در نواحی ۲۲گانه، به‌نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی را نشان می‌دهد. برای اثبات این موضوع، از اقتصادسنجی فضایی کمک گرفته شده و به تخمین مدل رگرسیون پانل فضایی پویای اثر ثابت پرداخته شده است. پیش از برآورد مدل، مانایی داده‌ها بررسی می‌شود. براساس آزمون‌های لوین، لین و شو<sup>۱</sup> ایستایی داده‌ها تأیید شد. آماره موران، وجود همبستگی فضایی را تأیید می‌کند.

1. Levin, Lin, Chu

بدین ترتیب باید از تصریح مدل‌های فضایی استفاده کرد. پس از تخمین انواع مدل‌های فضایی، آزمون‌هایی مانند والد و والد چندگانه و همچنین معیارهای اطلاعات نکویی برازش آکائیک<sup>۱</sup> (AIC) و معیار اطلاعاتی بی‌زی-شوارتز<sup>۲</sup> (BIC) برای انتخاب مدل مناسب فضایی به کار گرفته شده است. نتایج حاکی از انتخاب بهترین مدل نهایی برگزیده، مدل پویای خودرگرسیون اثرات ثابت فضایی (SAR) است؛ بنابراین مدل اثر ثابت فضایی پانل پویا با تابع انتقال شیب ملایم به صورت مدل ۹ در نظر گرفته شده است. پس از تخمین مدل ۹ در نرم‌افزار متلب، ابتدا باید آزمون‌های غیرخطی بودن مدل بررسی می‌شد که آیا با یک مدل رگرسیون فضایی پانل شیب ملایم (PSTR) مواجهیم یا خیر. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های غیرخطی بودن مدل رگرسیون فضایی

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال (P-value)
آزمون والد (Wald Tests (LM)	$W= 220/89$	۰/۰۰۰
آزمون فیشر (Fisher Tests (LMF)	$F= 448/52$	۰/۰۰۰
آزمون لاگرانژ (LRT Tests (LRT)	$LR= 589/58$	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در آزمون‌های مربوط به غیرخطی بودن مدل، فرض صفر بیان‌کننده خطی بودن مدل است. فرض مخالف بیان‌کننده غیرخطی بودن مدل و در واقع تأییدکننده مدل از نوع PSTR است. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، هر سه آزمون و رد فرض صفر هستند و مدل به صورت غیرخطی و از نوع PSTR تأیید می‌شود. این امر نشان می‌دهد ضرایب مدل دارای ناهمسانی هستند. به عبارت دیگر، در هر آستانه‌ای، ضرایب مدل تغییر پیدا می‌کنند. پس از تأیید مدل به صورت PSTR، یکی از موضوعات، انتخاب بهینه تعداد توابع انتقال است. نتایج آزمون‌های مربوطه برای انتخاب تعداد تابع انتقال در جدول ۳ ارائه شده است.

1. Akaike information criterion
2. Bayesian information criterion



جدول ۳. نتایج آزمون میزان بهینه تعداد تابع انتقال برای مدل PSTR

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال (P-value)
آزمون والد (Wald Tests (LM)	$W = ۳/۲۰$	۰/۶۶۸
آزمون فیشر (Fisher Tests (LMF)	$F = ۰/۵۵۱$	۰/۷۳۸
آزمون لاگرانژ (LRT Tests (LRT)	$LR = ۳/۲۳$	۰/۶۶۵

H0: PSTR with  $r = 1$  against H1: PSTR with at least  $r = 2$

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که از نتایج جدول ۳ مشاهده می‌شود، فرض صفر پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر، تعداد انتقال بهینه برای مدل PSTR یک تابع انتقال  $r=1$  باید در نظر گرفته شود. یعنی با دو رژیم مواجه هستیم؛ بنابراین مدل رگرسیون پانل فضایی اثر ثابت با شیب ملایم را با تعریف یک تابع انتقال می‌توان تخمین زد. تابع انتقال  $g(q_{it}, \gamma, C)$  همان‌گونه که قبلاً مطرح شد، از یک متغیر انتقال  $q_{it}$  تشکیل می‌شود. در مدل متغیر انتقال، اثر سرریز نرخ رشد قیمت مسکن نواحی همسایه برای هر ناحیه در نظر گرفته شده است. این متغیر از حاصل ضرب ماتریس وزنی فضایی در متغیر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲گانه حاصل می‌شود. بدین ترتیب متغیر انتقال به صورت  $q_{it} = w_{ij} r_{jt}$  در نظر گرفته شده است. اثرات سرریز فضایی قیمت مسکن به مفهوم تأثیرپذیری نرخ رشد قیمت مسکن یک ناحیه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار است. در تابع انتقال، پارامترهای  $\gamma$  و  $C$  نیز وجود دارند. پارامتر  $\gamma$  گویای شیب تابع انتقال یا همان سرعت انتقال است که براساس نتایج تخمین  $\gamma = ۰/۰۲۳$  برآورد شده است. پارامتر  $C$  که گویای پارامتر وضعیت است، براساس نتایج تخمین  $C = ۷/۸۷$  برآورد شده است؛ بنابراین، با در نظر گرفتن تابع انتقال برای مدل پژوهش، نتایج تخمین ضرایب مدل PSTR به صورت جدول ۴ به دست آمده است.

جدول ۴. نتایج برآورد ضرایب مدل پانل فضایی اثر ثابت با شیب ملایم

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
$\alpha_0 rpop_{it}$	۰/۷۱۱۳۸	۰/۳۸۱۶	۱/۸۷	۰/۰۰۰
$\beta_0 unemploy_{it}$	۱۱/۶۱	۰/۷۵۴۰	۱۵/۴۱	۰/۶۵۵۳
$\tau_0 rincomp_{it}$	۰/۱۲۸۵	۰/۲۸۷۹	۰/۴۴۶۴	۰/۰۰۵
$\delta_0 buldper_{it}$	۰/۰۲۴	۰/۰۰۶	۳/۵۱	۰/۰۰۰۴
$\rho_0 w_{ij} rhusp_{jt-1}$	۰/۳۸۱۰	۰/۱۴۹۹	۲/۵	۰/۰۱۱
$(\alpha_0 + \alpha_1) rpop_{it}$	۱/۲۰۱۶	۰/۶۳۷۰	۱/۸۸	۰/۰۰۰
$(\beta_0 + \beta_1) unemploy_{it}$	۱۶/۷۵	۰/۹۷۲۱	۱۷/۲۳	۰/۶۵۷۲
$(\tau_0 + \tau_1) rincomp_{it}$	۰/۲۰۷۵	۰/۴۶۷۶	۰/۴۴۳۸	۰/۰۰۶
$(\delta_0 + \delta_1) buldper_{it}$	۰/۰۳۳	۰/۰۱۰	۳/۳۱	۰/۰۰۰
$(\rho_0 + \rho_1) w_{ij} rhusp_{jt-1}$	۰/۶۲۱۰	۰/۲۳۶	۲/۶	۰/۰۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ نتایج تخمین ضرایب مدل ۹ را نشان می‌دهد. با توجه به داشتن یک تابع انتقال و دو رژیم، شاهد دو وضعیت متفاوت در بازار مسکن هستیم. یک رژیم، حالت رکود بازار مسکن و رژیم دیگر شرایط رونق بازار را نشان می‌دهد. در شرایط رکود بازار، مقدار متغیر انتقال کمتر از متغیر وضعیت است. پس با توجه به تعریف تابع لاجیستیک که قبلاً توضیح داده شد، تابع انتقال برابر صفر می‌شود. پس اگر تابع انتقال  $g(q_{it}, \gamma, C) = 0$  باشد، در این شرایط مدل به صورت خطی است و تمامی ضرایب  $(\delta_1, \tau_1, \beta_1, \alpha_1, \rho_1)$  برابر با صفر می‌شود. این شرایط برای وضعیت رکود در بازار مسکن است. در این شرایط، متوسط سالانه نرخ رشد جمعیت دارای ضریب ۰/۷۱۱۳ شده است و مثبت بودن این ضریب نشان می‌دهد افزایش یا کاهش نرخ رشد جمعیت، اثر مستقیمی بر نرخ رشد قیمت‌های مسکن دارد. این امر، اثر طرف تقاضا بر نرخ رشد قیمت‌های مسکن را نشان می‌دهد. مطالعه قلی‌زاده و عقیقی (۱۳۹۴) تأییدکننده این نتیجه است؛ چرا که در آن مطالعه، اثر متغیر جمعیت با تأثیر مثبت روی اهرم زمین، تأثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته است. نرخ رشد درآمد سرانه واقعی با ضریب ۰/۱۲۸۵، اثر مثبت معنی‌داری بر نرخ رشد قیمت مسکن را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، با کاهش نرخ رشد درآمد سرانه، تقاضا برای مسکن کاهش یافته و این سبب

کاهش نرخ رشد قیمت مسکن شده است. این نتایج با مباحث نظری بازار مسکن همخوانی دارد؛ چرا که متغیرهای نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ رشد جمعیت به‌عنوان متغیرهای طرف تقاضا، سبب تغییر تقاضا برای مسکن می‌شود و بنابراین اثر مثبتی بر نرخ رشد قیمت مسکن خواهد داشت. در مطالعات خلیلی عراقی (۱۳۹۲) و قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) مخارج مصرفی و اعتبارات بانکی اثر مثبتی بر قیمت مسکن داشته است. اگر اعتبارات بانکی و مخارج مصرفی را به‌عنوان عامل مثبت در تأثیرگذاری بر درآمد سرانه خانوارها در نظر بگیریم، نتیجه با مطالعات ذکرشده همخوانی دارد. تعداد پروانه‌های ساختمانی با ضریب ۰/۰۲۴، نشان از تأثیر مستقیم اثر ساخت‌وساز بر نرخ رشد قیمت مسکن دارد. این تأثیر مثبت نشان می‌دهد با کاهش تعداد پروانه‌های ساختمانی و رکود ساخت‌وساز، نرخ رشد قیمت مسکن کاهش یافته است، یعنی با وجود کاهش عرضه مسکن، نرخ رشد قیمت مسکن کاهش یافته است. اما برخلاف نتایج مطالعه قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۴) برای استان‌های کشور، در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران، اثر متغیر نرخ بیکاری معنادار نبوده است. همچنین اثر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن با ضریب ۰/۳۸۱۰، به لحاظ آماری معنادار بوده است. این نتیجه، وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیرپذیر است. یعنی زمانی که افزایش یا کاهش در نرخ رشد قیمت مسکن در یکی از نواحی ۲۲ گانه رخ می‌دهد، این تغییرات قیمت طی یک دوره بر نواحی هم‌جوار تأثیر می‌گذارد. وجود اثرات فضایی مثبت در بازار مسکن، در مطالعات داخلی دیگری از جمله پیردایه و همکاران (۱۳۹۶) و مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) برای استان‌های کشور و نیز پورمحمدی و همکاران (۱۳۹۷) برای منطقه ۲ تهران تأیید شده است. وجود وابستگی فضایی قیمت مسکن با بسیاری از مطالعات خارجی مانند سلمر و همکاران (۲۰۲۰)، مورالی و همکاران (۲۰۲۰)، ویکارنین و همکاران (۲۰۱۸)، پیجنبرگ (۲۰۱۷)، کوهن و همکاران (۲۰۱۶) و... همخوانی دارد. همچنین وجود ناهمسانی در وابستگی فضایی سازگار با نتایج مطالعه پیجنبرگ (۲۰۱۷) است.

برخلاف وضعیت قبلی، زمانی که بازار مسکن در شرایط رونق قرار دارد، متغیر انتقال  $q_{it}$  مقدار بالاتری از پارامتر وضعیت  $C$  دارد. در این حالت، تابع انتقال  $g(q_{it}, \gamma, C) = 1$  می‌شود؛ بنابراین ضرایب متغیرها به صورت  $(\delta_0 + \delta_1, \tau_0 + \tau_1, \beta_0 + \beta_1, \alpha_0 + \alpha_1, \rho_0 + \rho_1)$  در نظر گرفته می‌شوند. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در این وضعیت،

جهت اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر نرخ رشد قیمت مسکن مانند وضعیت رکود است. هرچند مقدار عددی ضرایب با شرایط رکود متفاوت است، همچنان نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد درآمد سرانه و تعداد پروانه‌های ساختمانی بر نرخ رشد قیمت مسکن اثر مثبتی دارند. همچنان اثر متغیر نرخ بیکاری روی نرخ رشد قیمت مسکن معنادار نیست. اما نکته مهم بحث ما ضریب متغیر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن است که در این وضعیت برابر  $\rho_0 + \rho_1 = 0/6210$  شده است. این موضوع بیان می‌کند که مانند وضعیت رکود بازار مسکن، در حالت رونق نیز ضریب متغیر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن مثبت و معنادار شده و تأییدکننده وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه است. به عبارتی هر ناحیه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیر مستقیم می‌پذیرد. اما بیشتر شدن این ضریب نسبت به شرایط رکود، نکته مهم بحث ما است. نخست اینکه تغییر ضریب وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نشان می‌دهد وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه در زمان رکود، با شرایط زمان رونق بازار متفاوت است. به‌نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در این نواحی وجود دارد. یعنی وابستگی فضایی به نرخ رشد قیمت مسکن در طول زمان با ناهمسانی مواجه بوده و وابستگی فضایی نواحی در طول زمان متفاوت بوده است. نکته دوم اینکه در شرایط رکود بازار مسکن، ضریب وابستگی فضایی  $0/3810$  بوده است؛ درحالی‌که در شرایط رونق بازار مسکن، این ضریب افزایش یافته و برابر با  $0/6210$  شده است. درواقع، افزایش ضریب متغیر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نشان از افزایش وابستگی فضایی بین نواحی ۲۲گانه دارد. این امر نشان می‌دهد نواحی در شرایط رونق، از نرخ رشد قیمت مسکن همسایگان خود تأثیرپذیری بیشتری دارند و در شرایط رکود، این تأثیرپذیری کاهش یافته است. به عبارت دیگر، اثر سرریز نرخ رشد قیمت‌های مسکن نسبت به شرایط رونق بازار مسکن کاهش می‌یابد. این نتایج کاملاً با ادبیات موضوع تغییر رفتار مالکان مسکن در شرایط رونق در مقایسه با شرایط رکود و از جمله با نتایج مطالعه پیچنبرگ (۲۰۱۷) همخوانی دارد.

در ادبیات اقتصاد رفتاری، در نظریه‌های چشم‌انداز، نظریه حسابداری ذهنی، نظریه تمایل و نظریه اختلال شناختی، به متفاوت بودن رفتار مالکان مسکن در تصمیم‌گیری فروش دارایی‌شان در شرایط رکود و رونق اشاره شد. به بیانی دیگر، مالکان مسکن در زمان رکود، از دریافت اطلاعات کاهش قیمت مسکن خودداری یا سعی می‌کنند

استدلال‌هایی ارائه دهند که چگونه این کاهش قیمت بر قیمت مسکن آن‌ها تأثیر نمی‌گذارد یا همواره قیمت‌های قبلی را به‌عنوان قیمت مبنا در ذهن دارند؛ بنابراین مالکان از پذیرش اطلاعات جدید از مناطق هم‌جوار پرهیز می‌کنند یا توجیهی برای بی‌تأثیر بودن این کاهش قیمت بر قیمت مسکن خود دارند. بدین ترتیب، اثرات قیمت مسکن به تصمیم صاحبان مسکن در مکان و زمان‌های مختلف بستگی دارد و در زمان کاهش قیمت مسکن، اثرات تعاملات فضایی نسبت به زمان افزایش قیمت کمتر است. از این‌رو، مکانیسم‌هایی که موجب پدیده موجی می‌شوند، به روش یکسانی در زمان کاهش قیمت عمل نمی‌کنند. نتایج این پژوهش، با متفاوت شدن اثر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن، با ضریب ۰/۶۲۱۰، در حالت رونق با ضریب متغیر وقفه فضایی در شرایط رکود، ۰/۳۸۱۰، دلالت بر متفاوت بودن رفتار مالکان مسکن دارد. کاهش ضریب مربوطه در زمان رکود، نشانگر کاهش اثرپذیری نواحی از نرخ رشد قیمت‌های مسکن نواحی هم‌جوار است که با نظریه‌های اقتصاد رفتاری کاملاً مطابقت دارد. این نتایج با مطالعه پیچنبرگ (۲۰۱۷) همخوانی دارد و تأیید می‌شود.

#### ۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

فرایند ایجاد داده‌های مسکن که به‌نوعی داده‌های فضایی هستند، تحت تأثیر وابستگی فضایی قرار دارد. به این معنا که نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه سبب تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. اما نکته دیگر در ارتباط با قیمت مسکن در نواحی مختلف شهری، بحث ناهمسانی در وابستگی فضایی است. ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن گویای آن است که وابستگی فضایی بین نواحی شهری در نرخ رشد قیمت مسکن ممکن است در طول زمان، متناسب با وضعیت سیکل تجاری که در آن معاملات مسکن صورت می‌گیرد، متفاوت باشد. به عبارت دیگر، میزان وابستگی فضایی و الگوی وابستگی فضایی بین نواحی شهری در زمان رونق با زمان رکود متفاوت است. مشاهدات تجربی نشان می‌دهد در شرایط رونق اقتصادی، میزان وابستگی فضایی بین نواحی شهری بسیار قوی‌تر از شرایط رکود اقتصادی است. در واقع، الگوی نوسان و حرکت نرخ رشد قیمت‌های مسکن بین مناطق شهری در دوران رونق با دوران رکود متفاوت است. دلیل ناهمسانی در وابستگی فضایی ریشه در اقتصاد رفتاری دارد؛ چرا که رفتار متناقض تصمیم‌گیری مالکان مسکن به دادوستد در شرایط رونق یا رکود بازار بر ایجاد این موضوع مؤثر است. رفتار متفاوت مالکان مسکن

برای فروش مسکن خود در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود، بر قیمت مسکن تأثیرگذار است و سبب می‌شود وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت‌های مسکن در دوران رونق با دوران رکود متفاوت عمل کند. در این پژوهش، بحث ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن برای نواحی ۲۲گانه شهر تهران بررسی شد. بدین‌منظور، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، پس از انتخاب بهترین مدل فضایی براساس آزمون‌های مربوطه، مدل خودرگرسیون فضایی پویا انتخاب شد. در این مدل، اثر متغیرهایی نظیر نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد درآمد واقعی، نرخ بیکاری، تعداد پروانه ساختمانی و وقفه فضایی متغیر وابسته با یک دوره تأخیر بر نرخ رشد قیمت مسکن برای نواحی ۲۲گانه شهر تهران در طول دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۸ بررسی شد. همچنین در این مدل فضایی، برای محاسبه ماتریس وزنی فضایی  $W_N$ ، از روش مجاورت استفاده شد. داده‌ها براساس داده‌های موجود در آمارنامه‌های شهرداری تهران، سامانه اطلاعات و فناوری شهرداری تهران و مرکز آمار جمع‌آوری شد.

آزمون‌های مربوطه، وجود یک مدل خودرگرسیون فضایی پویای غیرخطی را تأیید می‌کنند. درواقع، با یک مدل رگرسیون پانل فضایی اثر ثابت با شیب ملایم (PSTR) مواجهیم. آزمون‌ها یک تابع انتقال را برای این مدل تأیید می‌کنند. پس با یک وضعیتی که دو رژیم متفاوت وجود دارد مواجهیم. یک وضعیت گویای شرایط رکود و یک وضعیت گویای شرایط رونق است. در شرایط رکود بازار مسکن، تابع انتقال برابر با صفر است. در این شرایط، مدل به‌صورت خطی است و نتایج نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی مانند نرخ رشد جمعیت، تعداد پروانه‌های ساختمانی و نرخ رشد درآمد سرانه واقعی، اثر مثبتی روی نرخ رشد قیمت مسکن دارند. اما اثر متغیر نرخ بیکاری معنادار نبوده است. همچنین اثر متغیر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن، وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲گانه شهر تهران را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، هرکدام از نواحی ۲۲گانه از نرخ رشد قیمت مسکن همسایگان خود تأثیر مثبتی می‌پذیرند. در شرایطی که بازار مسکن در وضعیت رونق قرار دارد، اثر متغیرهای توضیحی بر نرخ رشد قیمت مسکن افزایش می‌یابد. به همین ترتیب، ضریب متغیر وقفه فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در این وضعیت بزرگ‌تر شده است. این تفاوت، ناهمسانی در وابستگی فضایی در تغییر قیمت مسکن را نشان می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که در شرایط رکود بازار مسکن، ضریب متغیر وقفه فضایی کمتر بوده است. این امر نشان می‌دهد نواحی در شرایط رونق، از نرخ رشد قیمت مسکن همسایگان خود تأثیرپذیری بیشتری دارند. زمان

رکود این تأثیرپذیری کاهش یافته است. همچنین مطابق نتایج، نظریه‌های اقتصاد رفتاری بهتر می‌توانند رفتار مصرف‌کننده را در بازار مسکن تحلیل کنند. نادیده گرفتن وابستگی فضایی قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه شهر تهران مانع شناخت و سیاست‌گذاری نامناسب در ایجاد ثبات بازار مسکن شهر تهران می‌شود. به سیاست‌گذاران حوزه مسکن توصیه می‌شود به نواحی‌ای که پیشرو در انتشار فضایی قیمت مسکن هستند توجه داشته باشند. توجه به اینکه رشد قیمت‌ها در ابتدا از کدام نواحی شروع می‌شود و با یک تأخیر زمانی بر تغییر نرخ رشد مناطق دیگر اثرگذار است، می‌تواند شناخت خوبی برای سیاست‌گذاری در ثبات و جلوگیری از نوسانات بازار مسکن ایجاد کند. متفاوت بودن رفتار مالکان مسکن در زمان رکود با زمان رونق بازار نشان می‌دهد سیاست‌گذار متناسب با شرایط بازار در هر زمان باید سیاست‌های متفاوتی برای نواحی ۲۲گانه در جهت ثبات بازار اعمال کند.

#### منابع

۱. براتی، جواد، کریمی موغاری، زهرا و مهرگان، نادر (۱۳۹۶). تعیین و تحلیل فضایی سرریز سرمایه‌گذاری صنعتی استان‌های ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۹، ۱۳۳-۹۹.
۲. پورمحمدی، محمدرضا، قربانی، رسول و تقی‌پور، علی‌اکبر (۱۳۹۷). بررسی تطبیقی رهیافت‌های رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل‌های مکان. *نشریه پژوهش‌های جغرافیا و برنامه‌ریزی*، ۲۳ (۶۳)، ۷۶-۵۳.
۳. خلیلی عراقی، سید منصور، کمیجانی، اکبر، مهرآرا، محسن و عظیمی، سید رضا (۱۳۹۲). اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی. *فصلنامه پژوهش و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۷، ۴۸-۲۵.
۴. دهقانی، سحر، موسوی جهرمی، یگانه و عبدلی، قهرمان (۱۳۹۷). تئوری چشم‌انداز؛ رهیافتی نوین در توضیح پدیده فرار مالیاتی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۳ (۱)، ۲۳-۱.
۵. رضایی، هادی، علیزاده، محمد و نادمی، یونس (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی سرانه: مقایسه مدل‌های فضایی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴ (۴)، ۲۶-۱.
۶. صارمی، حمیدرضا، حیدری، محمد و آقایی، فاطمه (۱۳۹۷). تحلیل فضایی قیمت

- مسکن با استفاده از تکنیک رگرسیون موزون جغرافیایی؛ مورد مطالعه: منطقه دو شهرداری تهران. *فصلنامه اقتصاد شهری دانشگاه اصفهان*، ۳(۲)، ۳۸-۱۹.
۷. طالبلو، رضا، محمدی، تیمور و پیردایه، هادی (۱۳۹۶). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۷(۶۶)، ۹۵-۵۵.
۸. عسکری، حشمت‌الله و همکاران (۱۳۹۸). *اقتصادسنجی فضایی در داده‌های مقطعی و ترکیبی (به کمک نرم‌افزار استتا)*. چاپ اول. ایلام: دانشگاه ایلام.
۹. عسکری، علی و اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی (تئوری و کاربرد). *مجله جامعه‌شناسی کاربردی*، ۱۲(۱-۲)، ۹۳-۱۲۲.
۱۰. عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). نقش عوامل پایه‌ای و حباب بر نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد ترکیبی فضایی. *رساله دکتری اقتصاد*. دانشگاه تهران.
۱۱. فرهمند، شکوفه و فروغی، فردوس (۱۳۹۰). تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران (رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی). *سومین کنفرانس برنامه‌ریزی و مدیریت شهری*. مشهد.
۱۲. قلی‌زاده، علی‌اکبر و بختیاری‌پور، سمیرا (۱۳۹۱). اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۳)، ۱۸۰-۱۶۱.
۱۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۹۴). غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۵(۳)، ۶۶-۳۹.
۱۴. قلی‌زاده، علی‌اکبر و عقیقی، بهاره (۱۳۹۴). اهرم و زمین و نوسانات قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۴)، ۶۷-۴۹.
۱۵. قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۷). *نظریه قیمت مسکن در ایران (به زبان ساده)*. چاپ اول. تهران: نور علم.
۱۶. لیسج، جیمز و پیس، کلی (۱۳۹۲). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی فضایی*. ترجمه جلالی اسفندیاری، عبدالمجید و جمشیدنژاد، آرش. چاپ اول. تهران: نور علم.
17. Anenberg, E. (2011). Loss aversion, equity constraints and seller behavior in the real estate market. *Regional Science and Urban Economics*, 41(1), 67-76.
18. Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
19. Anselin, L. (2003). Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial



- econometrics. *International Regional Science Review*, 26, 153–166.
20. Aquaro, M., Bailey, N., & Pesaran, M. H. (2021). Estimation and inference for spatial models with heterogeneous coefficients: An application to US house prices. *Journal of Applied Econometrics*, 36(1), 18-44.
  21. Astuti, A. M., Zain, I., & Purnomo, J. D. T. (2020). A Review of Panel Data on Spatial Econometrics Models. In *Journal of Physics: Conference Series* (Vol. 1490, No. 1, p. 012032). IOP Publishing.
  22. Bandt, O., & Malik, S. (2010). Is there evidence of shift-contagion in international housing markets? *Banque de France Working Paper 295*, Banque de France.
  23. Bivand, R., Millo, G., & Piras, G. (2021). A Review of Software for Spatial Econometrics in R. *Mathematics*, 9, 1276.
  24. Brady, R. R. (2014). The spatial diffusion of regional housing prices across US states. *Regional Science and Urban Economics*, 46: 150–166.
  25. Case, K., & Shiller, R. (1988). The behavior of home buyers in boom and post-boom markets. *New England Economic Review*, Nov, 29–46.
  26. Cellmer, R., Cichulska, A., & Belej, M. (2020). Spatial Analysis of Housing Prices and Market Activity with the Geographically Weighted Regression. *International Journal of Geo-Information*, 9(6), 380.
  27. Cohen, J., Ioannides, Y., & Thanapisitikul, W. (2016). Spatial effects and house price dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics*, 31, 1-13.
  28. Cohen, J. P., Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. (2016). Spatial effects and house price dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics*, 31, 1-13.
  29. Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). *Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach*. Retrieved from: <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00008056>.
  30. DeFusco, A., Ding, W., Ferreira, F., & Gyourko, J. (2018). The role of price spillover in the American housing boom. *Journal of Urban Economics*, 108, 72-84.
  31. Elhorst, J. P. (2021). Cross-section dependence and spillovers in space and time. *Journal of Economic Surveys*, 35(1), 192–226.
  32. Elhorst, J. P. (2017). *Spatial Panel Data Analysis*, 2<sup>nd</sup> edition, pp. 2050-2058. *Springer International Publishing*, Cham, Switzerland.
  33. Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels*. Berlin. Heidelberg. Springer.
  34. Elhorst, J. P. (2011). Dynamic spatial panels: models, methods and inferences. *Journal of Geographical Systems*, 14, 5–28.
  35. Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of*

- Economics*, 116(4), 1233–1260.
36. Gillen, K., Thibodeau, T., & Wachter, S. (2001). Anisotropic autocorrelation in house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 23(1), 5-30.
  37. Gong Y., Boelhouwer, P., & de Haan, J. (2014). Spatial dependence in house prices: Evidence from china's interurban housing market. *Ersa Conference Regional Science Association*, 14- 448.
  38. González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D., & Yang, Y. (2005). Panel Smooth Transition Regression model. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604*. Stockholm School of Economics.
  39. Guo, J., & Qu, X. (2018). Spatial interactive effects on housing prices in Shanghai and Beijin. *Regional Science and Urban Economics*, 76(C), 147-160.
  40. Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK. *Journal of Urban Economics*, 69(1), 2-23.
  41. Hyun, D., & Milcheva, S. (2017). Spatial dependence in apartment transaction prices during boom and bust. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 36-45.
  42. Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. W. (2008). Spatial effects and house price dynamics in the continental US. 2014-10-15]. Retrieved from:  
<http://www.tufts.edu/yioannid/IoannidesThanapisitikulSpatEffects-07-08-08.pdf>.
  43. Kahneman, D., & Egan, P. (2011). *Thinking, Fast and Slow* (Farrar, Straus and Giroux, New York). Cited on (2011), 15.
  44. Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation. *Housing Studies*, 14(6), 733–753.
  45. Morali, O., & Yilmaz, N. (2020). An analysis of spatial dependence in real estate prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics?*, 1-23.
  46. Mussa, A., Nwaogu, U. G., & Pozo, S. (2017). Immigration and housing: A spatial econometric analysis. *Journal of Housing Economics*, 35, 13-25.
  47. Oikarinen, E., Bourassa, S. C., Hoesli, M., & Engblom, J. (2018). US metropolitan house price dynamics. *Journal of Urban Economics*, 105, 54-69.
  48. Pijnenburg, K. (2017). The spatial dimension of US house prices. *Urban Studies*, 54(2), 466-481.
  49. Thaler, R. H. (1999). Mental accounting matters. *Journal of Behavioral Decision Making*, 12, 183–206.
  50. Wen, H. et al. (2017). Spatial heterogeneity in implicit housing prices:

- evidence from Hangzhou, China. *Journal of Strategic Property Management*, 21(1), 15–28.
51. Wen, H., Jin, Y., & Zhang, L. (2017). Spatial heterogeneity in implicit housing prices: evidence from Hangzhou, China. *International Journal of Strategic Property Management*, 21(1), 15-28.
  52. Wood, R. (2003). The information content of regional house prices: Can they be used to improve national house price forecasts? *Bank of England Quarterly Bulletin*, 43(3), 304–314.
  53. Wu, Y., Wei, Y.D. & Li, H. (2020). Analyzing spatial heterogeneity of housing prices using large datasets, applied spatial analysis and policy. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 13, 223–256.
  54. Xu, Y., & Yang, Z. (2020). Specification tests for temporal heterogeneity in spatial panel data models with fixed effects. *Regional Science and Urban Economics*. 81, *Research Collection School of Economics*. Retrieved from:  
[https://ink.library.smu.edu.sg/soe\\_research/2361](https://ink.library.smu.edu.sg/soe_research/2361).
- Zhang, L., Wang, H., Song, Y., & Wen, H. (2019). Spatial spillover of house prices: An empirical study of the Yangtze Delta urban agglomeration in China. *Sustainability*, 11(2), 544.