Urban Economics
Vol. 6, No. 1, (2021)
http://ue.ui.ac.ir
Doi: 10.22108/ue.2022.134129.1219

اقتصاد شهری
دوره ٦، شماره ١، توالی ٩، سال ١٤٠٠
صص: ٥٦- ٤١
مقاله پژوهشی

Spatial study the effect of residential land price on the housing rent in the province of Iran

Narjes Asadi[1], Jahangir Biabani[2], Mohsen Mehrara [3*]

[1] Ph.D. Student of Economics, Department of economic, Payame Noor University (PNU), P.O. Box 19395-4697, Tehran, Iran
[2] Associate Professor of Economics, Department of economic, Payame Noor University, Tehran, Iran
[3] Professor of Economics, faculty of economic, University of Tehran, Tehran, Iran

Abstract: In recent decades, the Iranian housing rental market has seen a different picture with the increase in land prices and housing rental rates, so the growth rate of rents has been slightly beyond the increase in housing prices. Therefore, the present article examines the effect of land prices on housing rental rates in the provinces of Iran, from 2011-2021. In this study, the spatial econometrics model has been used to investigate the effects of residential land price overflow on rents, which shows the effects of spatial overflow on different geographical areas. Findings from the present study indicate that the price of residential land, human development index and population density have a significant effect on the rental rate of housing in the provinces of the country, also the price of residential land and human development index in addition to being effective on the rental rate of housing has positive and significant overflow effects among provinces.
Key Words: housing rent rate, spatial econometrics, residential land price.

بررسی فضایی اثر قیمت زمین مسکونی بر نرخ اجاره‌بهای مسکن در استان‌های ایران

نرجس اسدی[1]، جهانگیر بیابانی[2]، محسن مهرآرا [3*]

۱- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، ص.پ. ۴۶۹۷-۱۹۳۹۵، تهران، ایران
۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
۳- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران،ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۹

چکیده

در دهه‌های اخیر بازار اجاره مسکن ایران با افزایش قیمت زمین و نرخ اجاره مسکن شاهد چهره متفاوتی بوده است؛ به‌طوری‌که آهنگ رشد اجاره‌بها قدری فراتر از افزایش قیمت مسکن بوده است؛ ازاین‌رو، در مقاله حاضر تأثیر قیمت زمین بر نرخ اجاره‌بهای مسکن در استان‌های کشور ایران، از سال ۱۴۰۰-۱۳۹۰ بررسی می‌شود. در این مطالعه برای بررسی اثرات سرریز قیمت زمین مسکونی بر اجاره‌بها از مدل اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است که نشان‌دهندهٔ اثرات سرریز فضایی مناطق جغرافیایی مختلف بر یکدیگر است. یافته‌های حاصل از تحقیق حاضر دلالت بر معناداربودن قیمت زمین مسکونی، شاخص توسعه انسانی و چگالی جمعیت بر نرخ اجاره‌بهای مسکن در استان‌های کشور دارد. همچنین قیمت زمین مسکونی و شاخص توسعه انسانی علاوه بر مؤثربودن بر نرخ اجاره‌بهای مسکن، اثرات سرریز مثبت و معناداری بین استان‌های ایران دارند.

واژه‌های کلیدی: اجاره‌بهای مسکن، اقتصادسنجی فضایی، قیمت زمین مسکونی.

*** Corresponding Author**: Mohsen Mehrara
E-mail address: narjesasadi@gmail.com, jbiabani2000@yahoo.com. mmehrara@ut.ac.ir

2588-4867/ © 2022 University of Isfahan
This is an open access article under the CC BY-NC-ND/4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

مقدمه

مسکن از نیازهای اساسی انسان به‌ویژه در دوران معاصر است که بخش عمده‌ای از سبد کالای خانوار را تشکیل می‌دهد. با رشد شهرنشینی قیمت مسکن با افزایش سرسام‌آوری روبه‌رو شده است.

در کشور ایران نیز به‌خصوص در کلان‌شهرهای آن قیمت مسکن به دفعات افزایش داشته است. این افزایش قیمت به‌گونه‌ای است که بخش وسیعی از اقشار جامعه، به‌خصوص طبقات درآمدی پایین (که بیشتر خانوارهای جوان، مهاجران و کارگران موقت با دستمزدهای پایین، مدت زمان محدود اشتغال و قراردادهای موقت هستند) و قشر متوسط جامعه، برای اجاره مسکن مناسب با مشکلات جدی روبه‌رو شده‌اند.

تمرکز فعالیت اقتصادی در مناطقی خاص مانند پایتخت، از دیگر عواملی است که به افزایش چشمگیر تقاضا در بازار اجاره مسکونی منجر شده است (Mussaa, 2017: 19)؛ اما به دنبال افزایش قیمت مسکن در یک استان، جمعیت ساکن در دهک‌های درآمدی پایین که توانایی خرید مسکن را از دست می‌دهند، ناچار به اجاره مسکن خواهند بود. همچنین ممکن است به‌دلیل افزایش قیمت زمین مسکونی و پایین‌تربودن نرخ اجاره‌بهای مسکن در استان‌های همجوار یا برخوردارتر از لحاظ امکانات شغلی، تحصیلی و رفاهی بیشتر، افراد به دنبال اجاره مسکن در استان‌های مجاور باشند؛ درنتیجه، اثرات سرریز افزایش قیمت زمین و جمعیت در هر استان بر استان‌های مجاور نیز می‌تواند تأثیرگذار باشد. در موقعیت مشابه پس از مدتی افراد غیربومی اجاره‌نشین بعد از یک دوره اجاره‌نشینی، توانایی خرید مسکن در محل سکونت جدید خود را دارند و با اضافه‌شدن افراد غیربومی جدید به ساکنان کم‌درآمد آن منطقه، تقاضای مازاد برای واحدهای مسکونی اجاره‌ای باعث افزایش قیمت اجاره‌بهای مسکن در آن منطقه می‌شوند و اثرات مختلفی بر بازار اجاره مسکن می‌گذارند.

با توجه به آنچه در بالا اشاره شد، طبق مطالعات مرکز آمار ایران، یک سوم جمعیت خانوارهای ایرانی را مستأجران تشکیل می‌دهند. براساس این آمار سهم مسکن در سبد خانوار ایرانی به ۵۰ درصد رسیده است که با به‌روزشدن اطلاعات آماری پیش‌بینی می‌شود این سهم به بالاتر از ٦٠ درصد نیز رسیده باشد و چنانچه راه‌حلی برای این موضوع اندیشیده نشود می‌تواند این مشکل به یکی از معضلات بزرگ در کشور تبدیل شود.

بین عوامل تأثیرگذار بر نرخ اجاره‌بهای مسکن، اثرات منطقه‌ای عاملی است که از دید پژوهشگران دور مانده است و همین موضوع ایده اصلی این مطالعه را تشکیل می‌دهد. به عبارت دیگر، اگر یک منطقه افزایش قیمت زمین بیشتری داشته باشد، مناطق مجاور این منطقه نیز نرخ اجاره‌بهای بالاتری را تجربه می‌کنند.

فرضیه اصلی در این تحقیق آن است که اثرات فضایی در افزایش اجاره‌بهای مسکن تأثیرگذار است؛ به‌گونه‌ای‌که افزایش قیمت اجاره‌بهای مسکن در یک استان، علاوه بر افزایش قیمت زمین در آن استان، از افزایش قیمت زمین در سایر استان‌ها و جمعیت، امکانات (بهداشت، تحصیل و اشتغال) آن استان و سرریز آن در استان‌های مجاور تأثیر می‌پذیرد. این موضوع با روش اقتصادسنجی فضایی در تحقیق حاضر برای داده‌های ۳۱ استان ایران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ بررسی و آزمون می‌شود.

این مطالعه در پنج بخش به دنبال بررسی اثرات مستقیم و سرریز قیمت زمین بر اجاره‌بهای مسکن در استان‌های ایران است. در بخش دوم، پیشینه تحقیق و چارچوب نظری بررسی شده است. بخش سوم به روش تحقیق پنل فضایی اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ناشی از برآورد تخمین بیان شده و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه شده است.

پیشینه تحقیق

قیمت زمین و اجاره مسکن ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند (Ricardo, 1911: 97). براساس نظریه اجاره ریکاردو تقاضا برای زمین از تقاضا برای مسکن ناشی می‌شود؛ بنابراین، اگر بازار کارآمد باشد، قیمت زمین در درجه اول توسط قیمت ملک تعیین می‌شود. در مقابل، تئوری اجاره نئوکلاسیک بیان می‌کند قیمت یک محصول توسط هزینه‌های آن تعیین می‌شود (Needham, 1981: 93). با توجه به اینکه هزینه‌های زمین جزء اصلی قیمت مسکن است، افزایش قیمت زمین باعث افزایش هزینه‌های عرضه مسکن در بلندمدت می‌شود (Bostic and Longhofer, 2007: 190) و درنتیجه، قیمت مسکن و اجاره مسکن را بالا می‌برد.

از سال ۱۹۸۲، تعدادی از مطالعات به دنبال توضیح تغییرات در قیمت مسکن، اجاره مسکن و ارزش زمین بوده‌اند. بیشتر این مطالعات تجربی از چارچوب عرضه و تقاضای ضمنی برای تجزیه و تحلیل بازار مسکن شهری (Ozanne & Thibodeau,

1983: 55; Manning, 1988: 10; Fortura & Kushner, 1986: 530; Rose, 1989: 329) استفاده کرده‌اند.

این نویسندگان به‌طور کلی معادلات قیمت را با استفاده از متغیرهای مستقلی همچون درآمد، جمعیت، رشد جمعیت، قیمت کالاهای دیگر، هزینه‌های ساخت‌وساز و مالیات تخمین زده‌اند و رویکرد مشترک این مطالعات چگونگی اثرات این متغیرها بین مناطق بر شرایط عرضه و تقاضای محلی باعث تفاوت قیمت و اجاره مسکن بوده است. این مطالعات به ساختار نظری زیربنایی بازارهای مسکن بی‌توجه بوده‌اند؛ برای مثال، هریک از آنها بر یک معیار قیمت در بازار مسکن شهری (قیمت فروش خانه، اجاره ماهانه یا قیمت زمین‌های خالی ساختمان) تمرکز کردند.

محققانی که از اصطلاح «رویکرد دارایی»[i] برای قیمت‌گذاری زمین شهری استفاده می‌کنند (Capozza & Helsley, 1989: 299; Capozza & Schwann, 1989: 165)، با این موضوع تا حدودی متفاوت برخورد می‌کنند. تمرکز این مطالعات بر تعیین قیمت دارایی (زمین) از یک مدل مرکزی ساده در یک شهرِ درحال رشد بوده است؛ به این معنا که شهرهای درحال رشد، مهاجرت بین شهری را در پاسخ به تغییرات قیمت تجربه می‌کنند. مهاجرت از شهرهای گران‌قیمت به شهرهای ارزان‌قیمت بسیاری از تغییرات قیمت اولیه را در بلندمدت حذف می‌کند و به این علت در مقایسه با مدل‌های عرضه و تقاضا متغیرهای کمتری برای تعیین قیمت زمین در بلندمدت استفاده می‌کنند. در این مدل، سطح جمعیت و رشد جمعیت از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند؛ اما مطالعه تجربی رویکرد دارایی کاپوزا و شوان (۱۹۸۹) با نتایج تجربی متفاوتی روبه‌رو شد.

برای تمرکز و شناسایی برخی از روابط نظری، بررسی جزئیات بیشتر برخی از این مطالعات مفید است. اوزان و تیبودئو (۱۹۸۳) یک مدل نظری دقیق از روابط عرضه و تقاضا در یک بازار مسکن شهری را توسعه دادند. آنها در کار خود بازار مسکن مالکان را از بازار مسکن استیجاری جدا کردند و تصمیم گرفتند هرگونه توجهی به نحوهٔ تأثیر اجاره‌بها بر قیمت‌ها و تأثیر قیمت‌ها بر اجاره‌بها را نادیده بگیرند و این نکته دقیقاً موردی است که در مقاله حاضر بر آن تأکید شده است. آنها قیمت مسکن و توابع اجاره مسکن را از داده‌های بررسی سالانه مسکن برای پنجاه و چهار منطقه آماری شهری[ii] از سال ۱۹۷٤ تا ۱۹۷٦ با استفاده از شاخص‌های هدانیک قیمت مسکن و اجاره‌بها (که تغییرات بین شهری در اندازه و کیفیت مسکن را کنترل می‌کردند) تخمین زدند. از آنجایی که در مدل آنها تقابلی بین قیمت زمین و اجاره مسکن در نظر گرفته نشده بود، آنها این معادلات را با استفاده از روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط به جای یک روش معادله همزمان مانند حداقل مربعات دو مرحله‌ای برآورد کردند. برآوردهای ضرایب در تابع اجاره ازنظر علامت مورد انتظار و معناداری آماری عملکرد خوبی داشت؛ اما برآوردهای مربوط به تابع قیمت مسکن ضعیف عمل کرد؛ به‌ویژه اینکه نه سطح درآمد متوسط و نه سطح جمعیت خانوارها ازنظر آماری پیش‌بینی‌کنندهٔ قیمت مسکن نبود. محدودیت‌های کاربری توپوگرافی نیز به نظر می‌رسد تأثیری بر قیمت مسکن نداشته باشند. فورتورا و کوشنر[iii] (۱۹۸٦) تجزیه و تحلیل مشابهی را انجام دادند و یک تابع قیمت مسکن را از داده‌های سی منطقه شهری کانادا در سال ۱۹۸۱ تخمین زدند؛ اما با توجه به اینکه داده‌ای برای اجاره وجود نداشت، آنها نیز تخمین همزمان قیمت اجاره مسکن و قیمت مسکن انجام ندادند.

دو مطالعه دیگر، تغییرات بین شهری را در قیمت زمین شهری در مقایسه با قیمت مسکن در نظر گرفتند. این رویکرد به‌طور ضمنی تصدیق می‌کند ارزش زمین منعکس‌کنندهٔ ارزش سرمایه‌ای اجاره‌بهای خدمات مسکن است که با استفاده از زمین برای مسکن به دست می‌آید. از آنجایی که یک مترمربع از زمین شهری بسیار همگن‌تر از مسکن است، این رویکرد از پرداختن به تفاوت‌های اندازه و کیفیت موجود در مسکن اجتناب می‌کند. این مطالعات مشابه همتایان خود در بازار مسکن بودند و از پرداختن به جنبه‌های نظری رابطه متقابل بین تعیین قیمت زمین، قیمت مسکن و اجاره غفلت کردند. رز[iv] (۱۹۸۹) در نظر گرفت چگونه تفاوت در برخی از این عوامل ممکن است باعث تغییرات بین شهری در قیمت زمین شهری (زمین‌های توسعه‌یافته) شود. او تابع قیمت قواره[v] زمین را از داده‌های چهل منطقه آماری شهری در سال ۱۹۸۰ تخمین زد. نتایج نشان‌دهندهٔ یک رابطه آماری معنی‌دار و مثبت بین قیمت زمین و سطح درآمد متوسط، سطح جمعیت و رشد اخیر جمعیت بودند. علاوه بر این، محدودیت‌های توپوگرافی و قانونی استفاده از زمین به‌عنوان عوامل آماری معنادار مؤثر بر قیمت‌های زمین بین مناطق شهری شناخته شدند. منینگ[vi] (۱۹۸۸) با استفاده از داده‌های قیمت زمین مشابه رز برای نود و چهار منطقه آماری شهری در سال ۱۹۸۰، نتوانست ارتباط آماری معنی‌داری بین تبیین تغییرات بین شهری در قیمت مسکن یا درآمد متوسط یا

جمعیت نشان دهد؛ با این حال، نتایج نشان‌دهندهٔ ارتباط مثبتی بین قیمت‌های زمین و رشد جمعیت بود.

پس از آن، مایکل پوتپن [vii] در سال ۱۹۹۶ در یک نظریه کامل‌تر از بازار مسکن بیان کرد مشخص نیست این غفلت از جزئیات نظری تا چه اندازه ممکن است بر برآوردهای تجربی تأثیر بگذارد و به‌طور کلی نتایج با توجه به متغیرهای کلیدی مانند درآمد متوسط و سطح جمعیت یا رشد جمعیت غیرقطعی بودند. نتایج حاصل از تحقیق او نشان می‌دهند تفاوت بین کلان‌شهرها در سطوح درآمد متوسط، جمعیت، هزینه‌های ساخت‌وساز، آب‌وهوا و کیفیت خدمات عمومی مهم‌ترین عوامل تبیین‌کنندهٔ تفاوت بین شهری در قیمت مسکن، اجاره‌بهای مسکن و قیمت زمین هستند. باوجود کار کاملی که پوتپن انجام داد، میزان سرریز مناطق جغرافیایی و اثرات آنها بر اجاره‌بهای مسکن را بررسی نکرد.

باسو و تیبودو [viii] (۱۹۹۸) در مدل خودرگرسیون فضایی عنوان می‌کنند قیمت زمین مسکونی، اجاره‌بهای مسکن و قیمت‌های مسکن ازنظر فضایی همبستگی خودکار دارند؛ زیرا ارزش‌های دارایی در یک محله معین متأثر از امکانات مکان مشترک است. امکانات مکانی مانند کیفیت اداره پلیس، ارزیابی مدارس دولتی، درصد جمعیت دارای مدرک دانشگاهی، در دسترس بودن مراکز خرید یا حمل‌ونقل ممکن است به‌طور کلی بر قیمت خانه در منطقه تأثیر بگذارد. درنهایت، موسی و همکاران در سال ۲۰۱۷، اثرات سریز فضایی قیمت زمین و جمعیت بر اجاره‌بهای مسکن را بررسی و نتایج مطالعه میزان جمعیت و قیمت زمین بر مناطق دیگر را تأیید کردند. آنها بیان می‌کنند روش‌های رگرسیون فضایی برای تخمین رابطه اقتصادی با فرایند تولید داده و وابستگی فضایی بین مشاهدات مفید هستند؛ برای مثال، ممکن است انتظار برود قیمت خانه در نیویورک همگی نسبتاً بالا باشد و وابستگی فضایی مثبت را نشان دهد؛ به‌طور مشابه، قیمت یک خانه در کالامازو احتمالاً مشابه قیمت‌های دیگر خانه در کالامازو است (و به‌طور چشمگیری کمتر از قیمت خانه‌های نیویورک). در این تنظیمات، وابستگی فضایی (به جای استقلال فضایی) رابطه یک مشاهده با مشاهده دیگر را بهتر توصیف می‌کند. آنان از دو مدل محبوبِ خودرگرسیون فضایی [ix] و دوربین فضایی [x] برای توضیح فرایندهای مختلف تولید داده استفاده کردند.

به‌طور خلاصه، دو نکته از نظرسنجی برجسته است. نخست، محققانی که این سؤال را در نظر می‌گیرند، تأکید کافی بر توسعه یک نظریه اساسی برای چگونگی ساختار بازار مسکن نداشته‌اند. با غفلت از انجام این کار، آنها فرصتی را برای به دست آوردن بینش تجربی بیشتر دربارهٔ نحوه عملکرد بازار مسکن و اجاره از دست داده‌اند. دوم، این مطالعات نتایج تجربی غیرقطعی ارائه کرده‌اند و این اطمینان حاصل نشد که تا چه اندازه می‌توان تغییرات بین منطقه‌ای در قیمت مسکن، اجاره‌بهای مسکن و قیمت زمین را با عواملی که معمولاً ذکر می‌شوند، مانند تفاوت در سطح درآمد متوسط، سطح جمعیت، رشد اخیر جمعیت، محدودیت‌ها و امکانات آن منطقه توضیح داد.

مطالعات داخلی مرتبطی که در این زمینه انجام شده‌اند نیز شامل موارد زیر هستند:

صارمی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل فضایی قیمت مسکن با استفاده از تکنیک رگرسیون موزون جغرافیایی مورد مطالعه: منطقه دو شهرداری تهران» با استفاده از اطلاعات ثبت‌شدهٔ خرید و فروش مسکن آپارتمانی منطقه دو شهرداری تهران در بازه زمانی دو ماهه شهریور و مهر ماه ۱۳۹۶ و استفاده از دو تکنیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی سعی در مدل‌سازی و تحلیل قیمت مسکن کرده‌اند. نتیجه نهایی نشان می‌دهد سطح زیربنا، فاصله واحد مسکونی تا مرکز شهر و بزرگراه‌های شهری بر قیمت مسکن تأثیر مثبت مستقیم دارند و هریک موجب افزایش قیمت مسکن شده‌اند.

طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصادسنجی فضایی» با مقایسه الگوهای پانل فضایی پویا، بیان می‌کنند متغیرهای تأخیری قیمت مسکن و اثرات فضایی این متغیر سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن نشان می‌دهند و اثرات فضایی متغیر مخارج خانوار نیز اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته‌اند.

رهنما و همکاران (۱۳۹٤) در مقاله ای با عنوان «تحلیل توزیع فضایی قیمت مسکن در شهر مشهد» با استفاده از داده‌های نمونه‌ای در یک دوره ۸ ماهه اول سال ۱۳۸۹و داده‌های نرم‌افزاری سامانه اطلاعات جغرافیایی، رابطه‌ای مثبت بین قیمت مسکن آپارتمانی و ویلایی در مناطق مختلف شهر مشهد و میزان درآمد نشان می‌دهند.

لواسانی و ورهرامی (۱۳۹٤) در مقاله خود با عنوان «تخمین بیزین تابع هدانیک آپارتمان‌های مسکونی در شمال شهر تهران»

بیان می‌کنند در تخمین بیزین تابع هدانیک علاوه بر داده‌های موجود با واردکردن حدس و باورهای نخبگان با استفاده از توزیع پیشین توانسته‌اند تخمین بهتر و کاراتری ارائه دهند و با استفاده از قیمت فروش ٥٤٦ آپارتمان فروخته‌شده در منطقه یک و در نظر گرفتن متغیرهایی ازجمله مساحت آپارتمان، عمر ساختمان، وجود پارکینگ و امکانات رفاهی ازجمله سونا و ... نشان می‌دهند با افزایش هر یک مترمربع به مساحت آپارتمان حدود ١٤ میلیون و ٥٠٠ هزار تومان به قیمت آپارتمان افزوده می‌شود. همین‌طور نتایج نشان می‌دهند وجود امکانات رفاهی ازجمله سونا و ... در مجتمع‌های آپارتمانی موجب افزایشی حدود ٤٢٠ میلیون تومان در قیمت شده است.

حاتمی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی روند تغییرات متوسط قیمت و اجاره مسکن در شهر تهران» با مطالعه معاملات ثبت‌شده در سامانه اطلاعات املاک و مستغلات کشور در بخش فروش و مقایسه آمارها نشان می‌دهد در بخش اجاره ماهیانه بعلاوه ۳ درصد ودیعه پرداختی برای اجاره یک مترمربع واحد مسکونی، با ٤٠ درصد رشد، بیشترین رشد در تابستان ۱۳۹۰ تا تابستان ۱۳۹۱ و کمترین رشد نیز مربوط به تابستان ۱۳۹۲ تا تابستان ۱۳۹۳ با ۸/۳ درصد است. در پایان او با توجه به نتایج نشان می‌دهد هرگونه افزایش یا کاهش در قیمت فروش واحد مسکونی تأثیر مستقیم خود را در بخش اجاره مسکن نشان می‌دهد.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی»، در سمت عرضه و تقاضای مسکن با استفاده از اصول خرد مدل‌سازی انجام می‌دهند و اثر متغیرهای مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوار، تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت بر قیمت مسکن را بررسی می‌کنند.

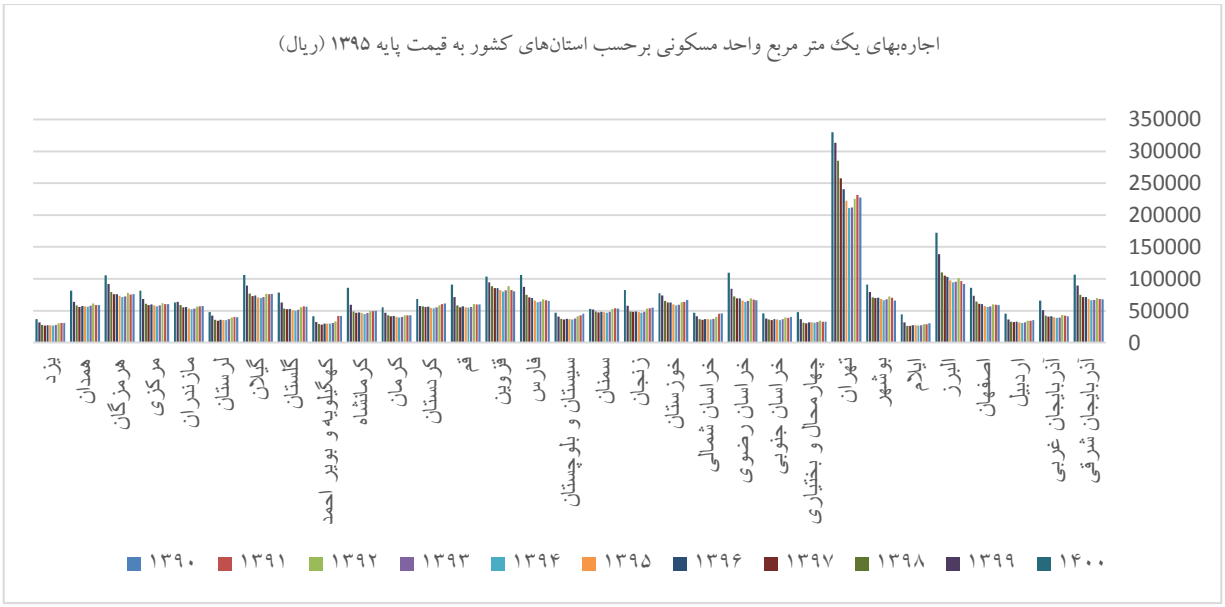
با توجه به آنچه بیان شد وجه تمایز این مطالعه با مطالعات پیشین در بررسی اثرات فضایی متغیرهای مؤثر بر نرخ اجاره در استان‌های ایران است که در پژوهش‌های قبلی کمتر بررسی شده‌اند.

در این رابطه مدل‌های فضایی با گنجاندن عوامل سرریز تأخیرهای فضایی قیمت زمین مسکونی، درآمد و چگالی جمعیت بر متغیر اجاره‌بهای مسکن درک کامل‌تری از روابط خطی بین متغیرها ارائه می‌دهد. براساس این، مهم‌ترین ویژگی‌ها و نوآوری‌های مقاله حاضر را می‌توان استفاده اقتصادسنجی فضایی برای داده‌های پنل، به‌منظور تبیین عامل مکان مؤثر بر اجاره و همچنین واردکردن متغیر قیمت زمین و شاخص توسعه انسانی بر مبانی پیشین و نظری برشمرد.

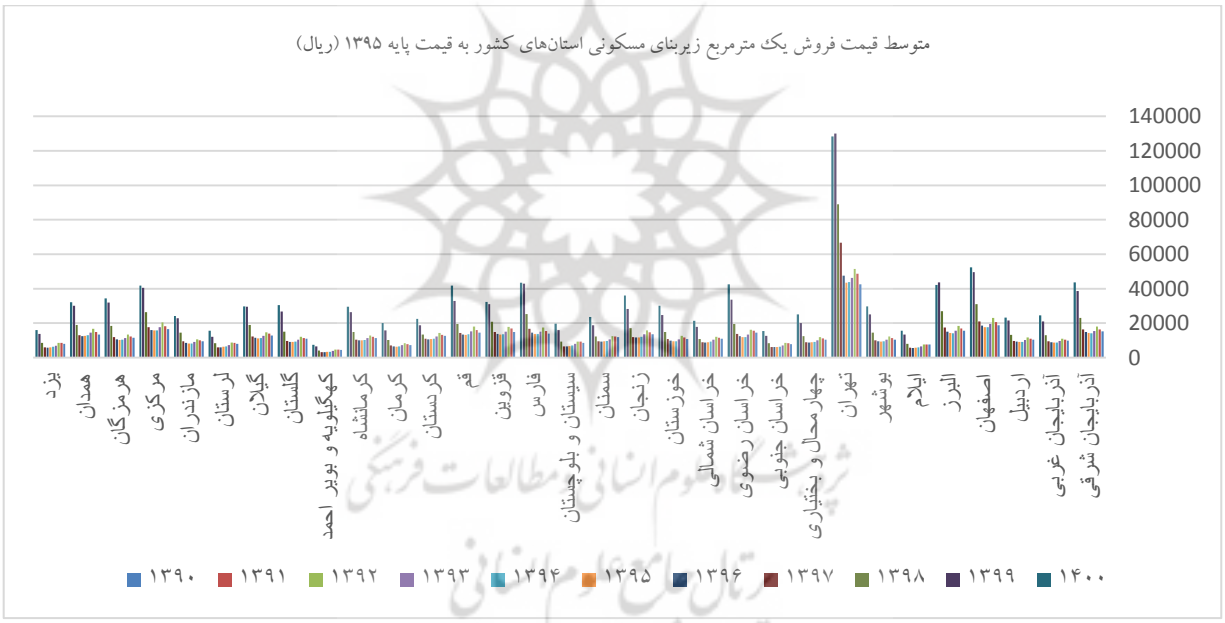
قیمت اجاره مسکن و زمین مسکونی در ایران

در سال‌های اخیر روند محسوسی در افزایش اجاره‌بها (مسکن) وجود داشته است. آمار مستأجران در سال ۱۳۹۵ نسبت به سال ۱۳۹۰ با افزایش همراه است. در سال ۱۳۹۰ حدود ٢٦/٦ درصد از ایرانیان اجاره‌نشین بودند که این آمار در سرشماری ۱۳۹۵ با حدود ٤ درصد افزایش به ۳۰/۸ درصد رسیده است. براساس نتایج نشریه تحلیل تبیینی مرکز آمار ایران، شاخص‌های عمده جمعیتی نشان می‌دهند در سال ۱۳۹۵ درصد اجاره‌نشینی خانوارها در کشور درحال افزایش است. در سال ۱۳۹۵ از تعداد ۲۳ میلیون و ۵۸۰ هزار، ۲۲۱ خانوار معمولی و گروهی ساکن در واحدهای مسکونی معمولی کشور، ٦٠/٥ درصد از خانوارها مالک عرصه و اعیان (زمین و بنا) بوده‌اند و ۳۰/۸ درصد خانوارها اجاره‌نشین بوده‌اند. در سال ۱۳۹۰ از تعداد ۲۱ میلیون و ٤٩ هزار، ٩٣٤ خانوار معمولی و گروهی ساکن در واحدهای مسکونی معمولی کشور، ٦٢/٧ درصد از خانوارها مالک عرصه و اعیان (زمین و بنا) بوده‌اند و ٢٦/٦ درصد خانوارها اجاره‌نشین بوده‌اند (مرکز آمار ایران: ۱۳۹۹: ۲۳).

طبق آخرین گزارش ارائه‌شدهٔ مرکز آمار ایران، متوسط قیمت اجاره‌بهای هر مترمربع واحد مسکونی از سال ۱۳۹۰ تا ١٤٠٠ همواره روندی افزایشی داشته است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۰ با یک افزایش تقریبا ۱/۳۸ برابری از ٦٠٦٨٢ ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵برای هر مترمربع به ۸۳۹۱۱ ریال در سال ١٤٠٠ رسید. بیشترین افزایش قیمت در سال ۱۳۹۹ بوده است که نسبت به سال قبل از آن افزایش ۱/۳ برابری داشته است



شکل ۱- اجاره‌بهای واقعی یک مترمربع واحد مسکونی برحسب استان‌های کشور به قیمت پایه ۱۳۹۵ (ریال)



شکل ۲- متوسط قیمت فروش یک مترمربع زیربنای مسکونی استان‌های کشور به قیمت پایه ۱۳۹۵ (هزار ریال)

در سال ۱۴۰۰ میانگین بیشترین متوسط اجاره‌بهای واقعی یک مترمربع واحد مسکونی ۳۲۹۷۳۵ ریال در استان تهران و کمترین آن ۳۶۹۶۶ ریال متعلق به استان یزد بوده است. در سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۰ بیشترین متوسط اجاره‌بهای یک مترمربع واحد مسکونی واقعی در استان تهران به‌ترتیب ۲۲۷۳۵۳، ۲۳۱۵۱۴، ۲۲۵۶۶۶، ۲۱۱۷۶۵، ۲۱۰۷۲۲، ۲۲۲۲۶۳، ۲۴۰۷۸۰، ۲۵۷۷۸۲، ۲۸۵۴۴۷ و ۳۱۳۲۳۸ ریال و کمترین آن در استان ایلام به‌ترتیب ۳۰۱۲۷ ، ۲۸۹۳۶، ۲۸۷۴۹، ۲۷۴۰۷، ۲۶۵۲۲، ۲۶۹۷۰، ۲۷۱۹۵، ۲۶۳۳۵ و ۳۱۷۷۳ ریال بوده است.

متوسط قیمت واقعی زمین مسکونی همواره روندی رو به افزایش داشته است؛ به‌طوری‌که از سال ۱۳۹۰ از ۱۲۵۴۵ هزار ریال به ۳۲۱۰۶ هزار ریال در سال ۱۴۰۰ رسیده است که تقریباً افزایشی ۲/۵۵ برابری را تجربه کرده است. بیشترین افزایش در سال ۱۳۹۹بوده است که نسبت به قیمت سال قبل از آن ۱/۶ برابر افزایش را نشان می‌دهد.

طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ در میان استان‌های کشور،

بیش‌ترین متوسط قیمت برای هر مترمربع زمین مسکونی معامله‌شده استان تهران به‌ترتیب ۴۲۵۳۲، ۴۸۶۹۶، ۵۱۴۹۳، ۴۶۲۷۰، ۴۳۹۳۱، ۴۳۴۴۱، ۴۷۵۰۰، ۶۶۷۳۰، ۸۸۹۳۴، ۱۲۹۹۰۳ و ۱۲۸۲۶۹ بوده است؛ همچنین کمترین آن مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد به‌ترتیب ۴۴۹۸، ۴۷۲۶، ۴۶۷۶، ۳۸۵۰، ۳۴۳۹، ۳۲۸۰، ۳۱۶۳، ۳۱۱۵، ۴۰۹۶، ۶۵۱۶ و ۷۴۰۱ هزار ریال بوده است. در بازه زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ کاهش قیمت واقعی زمین مسکونی نسبت به دوره قبل آن به‌دلیل رکود در این بخش بوده است؛ به صورتی که شاخص‌های عملکردی بخش ساختمان و مسکن طی سال ۱۳۹۳ با کاهش همراه بود. این روند مؤید حاکم‌شدن شرایط رکودی و کاهش تمایل بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان و مسکن در سال مذکور است. براساس برآوردهای بانک مرکزی از حساب‌های ملی، ارزش افزوده نسبت به سال قبل آن ۰/۴ کاهش نشان داد؛ اما از سال ۱۳۹۶ به دنبال رشد آمار عملکرد صدور پروانه‌های ساختمانی به‌عنوان شاخص استقبال بخش خصوصی از فعالیت‌های ساختمانی، وضعیت شاخص‌های ساخت‌وساز و سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان پس از گذشت چهار سال با افزایش عملکرد همراه شد (خلاصه تحولات بانک مرکزی، ۱۳۹۳، ۱۳۹۶).

چارچوب نظری

مطالعات حوزه مسکن آنگونه که دی پاسکال و ویتون [xi] (۱۹۹۴) انجام دادند نشان می‌دهد در طول زمان بررسی بازار مسکن به تدریج از بررسی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به سمت بررسی صاحب خانه شدن، آثار قیمت مسکن و دریافت اعتبار مسکن پیش رفته است. از اوایل دهه ۱۹۸۰ مطالعات جدید دیگری به‌طور صریح‌تر هزینه‌های مسکن در دوران زندگی را بررسی کردند؛ مانند آنچه در مطالعات پاتریا [xii] (۱۹۸۴) و منکیو [xiii] (۱۹۸۹) انجام شد. از آندورتن به بعد رویکرد دیگری در زمینهٔ قیمت در مسکن ایجاد شد که هدف اصلی آن تقاضا برای مسکن بود. از یک‌سو این تقاضا برای دریافت اعتبار به‌منظور ساخت مسکن و تهیه اقلام آن مانند زمین و خرید آن بود و از رویکردی دیگر به میزان اثرگذاری متغیرهای اقتصادی جمعیتی، اجتماعی، درآمدی، اجاره، ساختار جمعیت و ... بر انتخاب مصرف‌کنندگان شایان توجه قرار گرفت. در مطالعات مختلفی ازجمله پاتریا [xiv] (۱۹۸۴)، ویتون [xv] (۱۹۸۵)، منیکو و یل [xvi] (۱۹۸۹)، سالو [xvii] (۱۹۹۴)، گالین [xviii] (۲۰۰۶)، باسو و تیبودئو (۱۹۸۳) و گودمن وتیبودئو [xix] (۲۰۰۸) بر این رویکرد تأکید شده است. در این میان، مطالعاتی نیز انجام شد که هدف آنها بررسی تقاضای مصرفی مسکن بود. این مطالعات نیز به دو رویکرد تبدیل شدند؛ رویکردی که تقاضای مسکن اجاره‌ای را ازطریق تابع هدانیک انجام دادند و در آن فقط بیشتر ویژگی‌های مسکن ازجمله تعداد اتاق خواب، استخر، امکانات رفاهی مسکن اجاره‌ای و ... را بررسی کردند و از سویی دیگر برخی مطالعات مانند واتکینز [xx] (۲۰۰۱) در بررسی تحقیق دربارهٔ تقسیم‌بندی بازار مسکن دریافتند تقسیم ساختاری براساس ویژگی‌های فضایی و منطقه جغرافیایی رایج‌ترین روش‌های استفاده‌شده هستند. واتکینز استدلال کرد بهترین راه برای شناسایی بازارهای فرعی مسکن این است که این معیار در تخمین‌ها در نظر گرفته شود. لحاظ‌کردن عامل جغرافیایی و روش‌های رگرسیون فضایی برای تخمین روابط اقتصادی که با فرایند تولید داده با وابستگی فضایی بین مشاهدات مشخص می‌شوند، بسیار مفید هستند؛ برای مثال، چنانچه قیمت زمین مسکونی در یک کلان‌شهر همگی بالا باشد، این انتظار وجود دارد در کلان‌شهر دیگر نیز قیمت‌ها همگی بالا باشند. روش‌های مختلفی وجود دارند که وابستگی فضایی ممکن است خود را نشان دهد و مدل‌های اقتصادسنجی مختلفی برای توضیح فرایندهای مختلف تولید داده پیشنهاد شده‌اند. در این دسته از مطالعات بیشترین بررسی انجام‌شده تأثیر عامل جمعیت بر قیمت اجاره مسکن و قیمت مسکن بوده است. همانند مطالعه‌ای که موسی و همکارن (۲۰۱۷) انجام دادند که با استفاده از ویژگی‌های فضایی و جغرافیایی مدلی را پیشنهاد می‌دهند که در آن مقدار جمعیت بر میزان اجاره‌بها مؤثر است. آنها نشان می‌دهند منطقی است مهاجران توسط هزینه‌های مسکن هدایت شوند؛ برای مثال، نقل مکان به مناطقی که قیمت‌ها و اجاره کمتری دارند موجب افزایش جمعیت در مناطقی می‌شود که دو عامل داشته باشند؛ نخست، میزان اجاره‌بهای کمتری داشته باشند که با افزایش جمعیت موجب افزایش اجاره می‌شود. دوم، شرایط درآمدی، بهداشت و

تحصیلات در این مناطق نسبت به مناطق دیگر بهتر باشد. موسی و همکاران (۲۰۱۷) علاوه بر در نظر گرفتن عامل فضا، مدلی را ارائه دادند که متغیر مستقل جریان جمعیت در هر منطقه است؛ درحالی‌که ماتریس X شامل همه متغیرهای کنترلی دیگر است.

$$log(rent_{mt}) = Wpopulation_{mt} \cdot \delta_1 + X_{mt}\beta_1 + Wpopulation_{mt} \cdot \delta_2 + X_{mt}\beta_2 + \mu_{mt} \quad (۱)$$

ماتریس نرمال فضایی، W، وابستگی متقابل فضایی ذات یک متغیر در یک منطقه جغرافیایی خاص بر اجاره مسکن در مناطق اطراف را نشان می‌دهد. ماتریس W، یک ماتریس مورب بلوکی است که آرایش واحدهای فضایی (همسایه‌ها) را توصیف می‌کند. متغیر مستقل جمعیت است؛ درحالی‌که ماتریس X شامل همه متغیرهای کنترلی دیگر است. δ_1 و β_1 با برآوردهای اثر مستقیم جمعیت بر قیمت اجاره مسکن مطابقت دارند؛ درحالی‌که δ_2 و β_2 پارامترهای برآورد اثر غیرمستقیم بر اجاره مسکن‌اند. متغیر وابسته تغییر سالانه در گزارش اجاره مسکن در هرمنطقه m در زمان t است. با در نظر گرفتن لگاریتم متغیر اجاره مسکن و به‌کارگیری روش‌های تابلویی، به کنترل عوامل ثابت زمان [xxi] وهر منطقه خاص [xxi i] کمک می‌شود تا به‌طور همزمان بر جمعیت و سطح قیمت‌ها و اجاره مسکن تأثیر بگذارند و به حذف منبع بالقوه درون‌زایی [xxi i i] کمک کنند. پیس [xxi v] و همکارن (۲۰۱۲) نشان می‌دهند ترکیبی از رگرسیون‌های همبسته و مشخصات SDM یک محیط مناسب برای بررسی روابط بین متغیرها فراهم می‌کند.

طبق مطالعه موسی و همکاران (۲۰۱۷) دربارهٔ متغیرهای مستقل همان‌طور که انتظار می‌رود ممکن است مهاجرت تأثیر مثبتی بر اجاره مسکن داشته باشد، سناریوهای جایگزینی نیز وجود دارند. اگر مهاجران با کاهش دستمزدها بر بازار کار تأثیر بگذارند، تقاضای اجاره مسکن به‌دلیل تأثیر منفی درآمد ممکن است کاهش یابد. پس باید متغیرهایی که بر اجاره مسکن تأثیرگذارند، مانند ثروت، زمین، امکانات بهداشتی ،آموزشی نیز در برآورد گنجانده شوند.

بنابراین در مطالعه حاضر، متغیر چگالی جمعیت و متغیر شاخص توسعه انسانی (میانگین هندسی تشکیل‌شده از سه شاخص سلامتی، آموزش و سطح درآمد است و با توجه به گزارش ارائه‌شده در سال ۲۰۲۰ سازمان بهداشت جهانی محاسبه می‌شود [روش محاسبه در بخش معرفی متغیرها آمده است]) در مدل بررسی شده‌اند و به‌دلیل آنکه یک مترمربع از زمین شهری بسیار همگن تر از مسکن است و همچنین با توجه به دسترسی داده‌های آماری، در این مطالعه قیمت زمین برای بررسی استفاده شده است.

روش تحقیق

اقتصادسنجی فضایی زیرمجموعه‌ای از اقتصادسنجی است که اثرات فضایی متقابل بین مشاهدات جغرافیایی را بررسی می‌کند. این مشاهدات می‌توانند کدپستی، شهرها، شهرداری‌ها، مناطق، شهرستان‌ها، ایالت‌ها، حوزه‌های قضایی، کشورها و موارد دیگر با توجه به ماهیت مطالعه باشند. از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی می‌توان برای توضیح رفتار آنها استفاده کرد (Elhorst, 2014: 8).

استفاده از داده‌های ترکیبی در مطالعات اقتصادی و فضایی امکانات وسیع‌تری را نسبت به مدل‌های صرفاً مقطعی یا سری زمانی در اختیار محققان قرار می‌دهد. ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی باعث می‌شود، دامنه تغییرات افزایش یابد و هم‌خطی کمتر شود و همچنین استفاده از داده‌های مقطعی درجه آزادی را افزایش می‌دهد و بدین ترتیب کارایی را در برآورد افزایش می‌دهد (Belotti & Hughes, 2017: 147).

مطالعات منطقه‌ای با دو پدیده وابستگی فضایی و ناهمگنی فضایی روبه‌رو است که دو فرض سری زمانی یکی ثابت‌بودن متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری و دیگری وجود رابطه خطی انفرادی بین مشاهدات را نقض می‌کند؛ ازاین‌رو استفادهٔ روش‌های متعارف اقتصادسنجی بر پایهٔ گوس مارکف از مطالعات منطقه‌ای مناسب نیست. انسلین [xxv] (۱۹۸۸) روش‌های گوناگونی بر پایهٔ حداکثر درست‌نمایی (که در تخمین فضایی مدل‌های پانل استفاده می‌شود) را برای رفع مشکل پیشنهاد می‌کند که در این مطالعه نیز از همین روش استفاده خواهد شد.

روش پنل فضایی

رهیافت استاندارد در بیشتر تحلیل‌های فضایی این است که مدل‌سازی با یک رگرسیون خطی غیرفضایی شروع شود و

سپس آزمون می‌شود که آیا این مدل اولیه نیاز به اثرات مقابل فضایی دارد یا خیر. این رهیافت با عنوان رهیافت خاص به عام شناخته می‌شود. مدل رگرسیون خطی غیرفضایی به فرم زیر است:

$$Y = \alpha I_N + X\beta + \varepsilon \quad (۲)$$

که در آن Y بردار N×1 است که شامل یک متغیر وابسته به‌ازای هر مشاهده در نمونه (i=1،...،N) است. I_N یک بردار N×1 با مقادیر واحد است و α یک پارامتر ثابت است که برآورد می‌شود. X یک ماتریس N×K از متغیرهای برون‌زا است و β یک بردار K×1 از پارامترهایی است که باید برآورد شود. $\varepsilon = (\varepsilon_1 \cdot \ldots \cdot \varepsilon_N)^T$ بردار جملات اخلال است که در آن ε_i دارای توزیع مستقل وثابت با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. از آنجا که مدل رگرسیون خطی معمولاً با روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود به نام مدل ols نام‌گذاری می‌شود.

رهیافت دیگر این است که با یک مدل کلی‌تر شامل همه مدل‌های ساده شروع می‌شود؛ به‌گونه ای‌که نشان‌دهندهٔ تمامی فرضیه‌های اقتصادی مورد بررسی باشد. به‌طور کلی سه اثر متقابل برای توضیح وابستگی یک مشاهده به مشاهداتی در مکان‌های دیگر می‌تواند استفاده شود. اولین اثر، اثر متقابل درون‌زا است که در آن متغیر وابسته یک مشاهده (برای مثال، A) به متغیر وابسته مشاهده دیگر (برای مثال، B) بستگی دارد و برعکس. اثرات متقابل درون‌زا به‌طور معمول به‌عنوان تصریحی برای پیامد تعادلی یک فرآیند فضایی یا اجتماعی در نظر گرفته می‌شوند. در این تصریح مقدار متغیر وابسته به یک مشاهده براساس متغیر وابسته مشاهدات کناری تعیین می‌شود.

دومین اثر مربوط به اثرات متقابل برون‌زا است که در آن متغیر وابسته در یک مشاهده به متغیرهای توضیحی و مستقل سایر مشاهدات بستگی دارد (Elhorst & et al, 2010: 40).

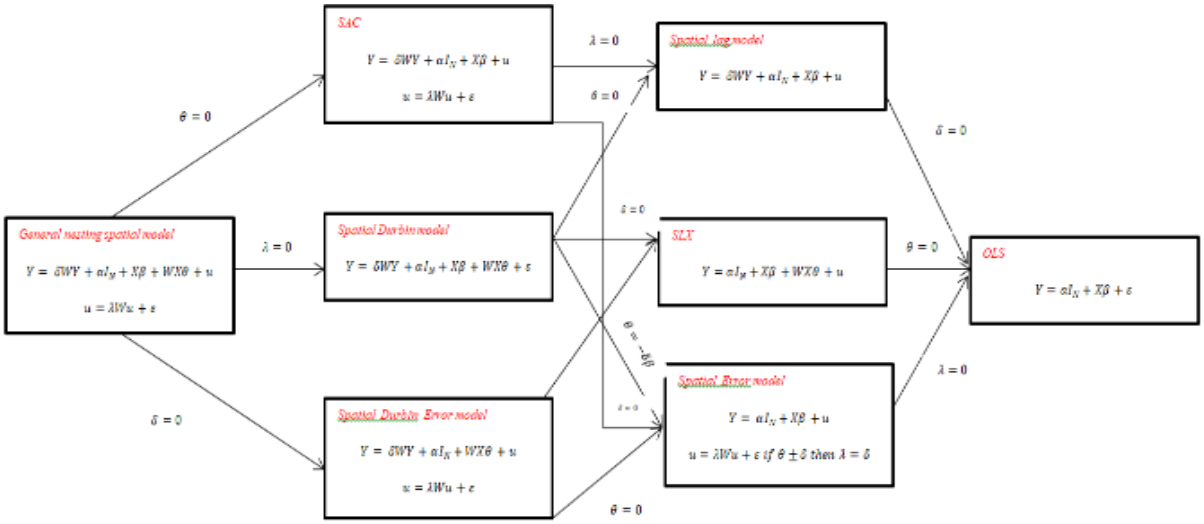
اثر سوم، اثرات متقابل بین جملات خطا است؛ اثرات متقابل بین جملات خطا نیازی به مدل نظری برای مدل‌سازی فضایی یا اجتماعی ندارد؛ در عوض زمانی استفاده می‌شوند که عوامل مؤثر حذف شده بر متغیر وابسته دارای خودهمبستگی باشند. اثرات متقابل بین جملات خطا می‌توانند نشان‌دهندهٔ مکانیسم اصلاح سیاست‌گذران رانتی برای تغییرات پیش‌بینی‌شدهٔ سیاست مالی باشند (Elhorst, 2014: 33). یک مدل کامل با تمامی اثرات متقابل به فرم زیر است:

$$y = \alpha I_n + X\beta + \delta Wy + WX\theta + \varepsilon \quad (۳)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (٤)$$

که در آن، Wy اثر متقابل درون‌زا بین متغیرهای وابسته، WX اثر متقابل برون‌زا بین متغیرهای مستقل و Wu اثرات متقابل بین جملات اخلال در مشاهدات مختلف را نشان می‌دهد. به این مدل مطرح‌شده در معادلات بالا مدل فضایی کامل[xxvi] گفته می‌شود؛ زیرا شامل همه اثرات متقابل است. در این مدل δ ضریب خودتوضیح فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی است. همچنین θ و β نشان‌دهندهٔ دو بردار K×1 از پارامترهای ثابت اما نامعلوم‌اند که برآورد می‌شوند. W یک ماتریس N×N غیرمنفی است که چینش فضایی یا ترتیب مشاهدات موجود در نمونه را توصیف می‌کند.

شکل ۳، یک خانواده از ۹ مدل اقتصادسنجی را به‌طور خلاصه ارائه می‌کند. مدل ols در سمت راست معادله و GNS در سمت چپ نمودار قرار دارد. هریک از مدل‌های سمت راست GNS را می‌توان با اعمال قیدهایی روی یک یا چند پارامتر مدل GNS به دست آورد که در کنار فلش‌ها در نمودار نشان داده شده‌اند. این نمودار نشان می‌دهد مدل اقتصادسنجی فضایی وجود دارد که کمتر در مطالعات تجربی و اقتصادسنجی استفاده می‌شود.



شکل ۳- خانواده مدل‌های اقتصادسنجی

بسیاری از مطالعات اقتصادسنجی فضایی با مدل‌های دوربین فضایی پیش می‌رود که با بیش از یک تعامل فضایی سروکار دارند و توسط لیسج و پیس [xxvi i] (۲۰۰۹) معرفی شدند. هر دو مدل SAR و SDM شامل وقفه‌هایی در متغیر وابسته و توضیحی‌اند که در این گروه جای می‌گیرند؛ همچنین انعطاف‌پذیری در جنبه‌های متفاوت وابستگی فضایی، توانایی بیشتر در نشان‌دادن اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای توضیحی این مدل‌ها را در ارتباط با نتایج مطلوب نهایی جذاب‌تر می‌کند.

اثرات نهایی در مدل‌های دوربین فضایی

مدل دوربین فضایی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y = \alpha I_n + X\beta + \delta Wy + WX\theta + \varepsilon \quad (۵)$$

که در آن I_n نشان‌دهندهٔ ماتریس و Wy همبستگی فضایی متغیرها در مدل است. فرم خلاصه‌شدهٔ SDM که دلالت بر پردازش و تولید داده دارد، به شکل زیر بیان می‌شود:

$$y = (I_n - \delta W)^{-1}(\alpha I_n + X\beta + WX\theta) + (I_n - \delta W)^{-1}\varepsilon \cdot \varepsilon N(0\sigma^2 I_n) \quad (۶)$$

اثرات مستقیم (بازخورد) تخمین با $X\beta$ و اثرات غیرمستقیم (سرریز) با WX نشان داده می‌شوند و اثرات نهایی متغیرهای توضیحی جمع اثرات مستقیم (بازخورد) و غیرمستقیم (سرریز) تخمین‌ها است. با توجه به لیسج و پیس (۲۰۰۹) مدل SDM نسبت به SEM و SAR برتری‌هایی دارد. این مدل تخمین‌هایی نااریب ارائه می‌دهد؛ حتی زمانی که مرحله تولید داده دارای خطای وقفه فضایی است. همچنین SDM هیچ محدودیت اولیه‌ای بر مقدار اثرات سرریز ندارد (Elhorst, 2014: 41).

با توجه به اینکه خواستگاه SAR و SEM مدل‌های SDM است، الهورث (۲۰۱۰) نشان می‌دهد چطور می‌توان با اعمال محدودیت، اثرات نهایی برای مدل SEM و SAR به‌دست آورد. دربارهٔ SEM ماتریس بالا ماتریسی با β_k در قطر اصلی خلاصه می‌شود؛ به‌عنوان نتیجه، اثرات نهایی بر k_{th} متغیر توضیحی برای مدل‌های فضایی β_k است؛ درحالی‌که در اثرات نهایی صفر خواهد بود. برای مدل وقفه‌های فضایی $\theta=0$ است.

برای بررسی اثرات سرریز فضایی به یک ماتریس مجاورت نیاز است که ماتریس به ترتیبی با استفاده از نرم‌افزار جئودا [xxvi i i] شکل گرفته است؛ به صورتی که برای استان‌های مجاور (دارای مرز مشترک) مقدار یک و برای استان‌های غیرمجاور، صفر در نظر گرفته می‌شود. پس یک ماتریس متقارن ۳۱×۳۱ با عناصر غیرصفر خارج از قطر اصلی و صفر روی قطر اصلی است. مجاورت‌ها به این صورت است که در مجاورت هر استان، برای استان‌هایی که یک طرف با رأس مشترک با استان مدنظر دارند، در ماتریس مورد بحث، عدد یک و مناطق دیگر صفر در نظر گرفته می‌شود. در این ماتریس استانداردسازی بر مبنای مجموع هریک از سطرهای ماتریس مجاورت صورت گرفته

است؛ به‌طوری‌که مجموع درایه‌های هریک از سطرهای ماتریس مجاورت یک است.

معرفی متغیرها و داده‌های تحقیق

مدل ارائه‌شده در این مقاله، برای توسعه مطالعه موسی و همکاران (۲۰۱۷) به روش تخمین دوربین فضایی در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ در ۳۱ استان ایران است. متغیرهایی که در این مطالعه بررسی می‌شوند عبارت‌اند از:

$$\log(rent) = f\ (\log(denp) + \log(price) + \log(hdi)) \quad (۷)$$

rent اجاره مسکن (به قیمت پایه سال ۱۳۹۵)، denp چگالی جمعیت (جمعیت به مساحت استان)، price قیمت هر مترمربع زمین (به قیمت پایه سال ۱۳۹۵) و Hdi شاخص توسعه انسانی (ترکیبی از شاخص‌های سلامتی، آموزش و سطح درآمد) است. متغیرهایی که با توجه به گزارش ۲۰۲۰ سازمان بهداشت جهانی و در دسترس بودن داده‌های آماری ایران انتخاب شده‌اند عبارت‌اند از معکوس مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال برای شاخص امید به زندگی، تحصیلات ابتدایی برای شاخص آموزش و تولید ناخالص داخلی برای شاخص درآمد. متغیرها در فرمول زیر در قالب یک میانگین هندسی قرار می‌گیرند و به‌عنوان متغیر نهایی شاخص توسعه انسانی استانی به کار می‌روند:

$$(HDI) = (I_{\text{health}} \cdot I_{\text{education}} \cdot I_{\text{income}})^{1/3} \quad (۸)$$

گفتنی است در مدل بررسی‌شده قیمت‌ها ثابت بوده و تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد شده‌اند.

یافته‌های تحقیق

قبل از انجام برآورد در مرحله اول از آزمون موران[xxi x] برای تشخیص خودهمبستگی فضایی استفاده می‌شود. همچنین برای برگزیدن یکی از مدل‌های فضایی در مرحله دوم آزمون‌های مربوطه بر مبنای طبقه‌بندی الهورث (۲۰۰۴) بین مدل‌های دوربین فضایی، خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی انجام می‌شود. براساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۱، آزمون تشخیصی موران، والد و نسبت درست‌نمایی وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال بین مدل‌های دوربین فضایی، خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی انجام می‌شود. براساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۱، آزمون تشخیصی موران، والد و نسبت درست‌نمایی وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل را تأیید می‌کند. نتایج حاصل از دو آزمون LM کلاسیک و LM Robust نیز نشان می‌دهند برازش مدل به‌صورت پنل فضایی نسبت به پنل معمولی بهتر است.

جدول ۱- آزمون‌های تشخیصی

نام آماره	فرضیه صفر	نتایج	آماره معنی‌داری
آماره موران	عدم وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل	۰,۲۰۶۰	۰,۰۰۰۰
wald	عدم وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل	٦٦,٧٣٨٩	۰,۰۰۰۰
LM	عدم وجود وقفه فضایی	۲۷,٦٦٨۰	۰,۰۰۰۰
LM (robust)	عدم وجود وقفه فضایی	۳۹,٥٤۰٤	۰,۰۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

در جدول ۲، نتیجه آزمون انتخاب از بین سه مدل SAR، SDM و SEM را نشان می‌دهد. با توجه به مطالعات برهام و اندسون[xxx] (۲۰۰٤) از آنجا که قدرمطلق معیار اطلاعات بیزی (BIC) در مدل SDM کمتر از مدل SAR است، مدل SDM به‌عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود. می‌توان بیان کرد قیمت اجاره مسکن در استان‌های کشور اثرات همسایگی دارد و همچنین قیمت اجاره مسکن در هر استان تأثیرگرفته از سایر استان‌ها است. با توجه به دو آزمون بعد (تفاوت بین SAR و SDMو تفاوت بین SEM و SDM) هر دو مدل وقفه فضایی و خطای فضایی به نفع دوربین فضایی رد می‌شوند. با توجه به نتیجه آزمون هاسمن که آماره معنی‌داری کمتر از پنج درصد است نیز مدل دوربین فضایی باید به روش اثرات ثابت انجام شود.

جدول ۲- انتخاب مدل بهینه

		فرضیه صفر		آماره معنی‌داری
Wald for spatial lag Test forSAR and SDM		$I_{,} = 0$	۱۰۲,۱٤	۰,۰۰۰۰۰
Test for SEM and SDM		$\theta = -\delta\beta$	۳۲,۵۳	۰,۰۰۰۰
huasman			۲۱۹,۲۲	۰,۰۰۰۰
			BIC SDM	BIC SAC
criteria for SAC and SDM			۷۲٤,۷۲۵۵	۱٦٦٤,۵۰۲

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۳- نتایج اثرات سرریز و مستقیم تخمین پنل فضایی به روش اثرات ثابت

متغیر وابسته (اجاره مسکن)							
روش برآوردی حداکثر درست‌نمایی							
اثرات مستقیم				اثرات سرریز			
متغیر مستقل	ضریب	خطای معیار استاندارد	آماره z	آماره معناداری	ضریب	خطای معیار استاندارد	آماره z	آماره معنی‌داری
lprice	۰,٦٨٥٦	۰,۰۲٤۹	۲۷,٤٤	۰,۰۰۰	۰,۱۹۷٦	۰,۰۸۷۳	۲,۲٦	۰,۰۲٤
ldenp	۰,۰۲۸۲	۰,۰۰٤۰	۷,٤۰	۰,۰۰۰	۰,۰۱۲۳	۰,۰۰۹۳	۱,۳۲	۰,۱۸٦
lhdi	۰,۱۵٦۷	۰,۰۱٦۸	۹,۳۱	۰,۰۰۰	۰,۱٦۳۷	۰,۰٤۳۳	۳,۷۷	۰,۰۰۰
معنی‌داری در سطح خطای ۵ درصد								

منبع: نتایج تحقیق

یافته‌های تحقیق حاضر نشان می‌دهند لگاریتم متغیر قیمت زمین مسکونی با ضریب ۰/٦٨٥٦ اثر مثبت و معناداری بر لگاریتم اجاره‌بهای مسکن در استان‌های ایران دارد. با بالارفتن قیمت زمین مسکونی و بالارفتن مخارج ساخت مسکن، میزان اجاره‌بهای ساختمان‌های مسکونی ساخته‌شده نیز افزایش خواهند داشت. اثرات سرریز قیمت زمین نیز با ضریب ۰/۱۹۷٦ تأثیر معنی‌داری داشته است. همان‌طور که در مطالعه ندهام (۱۹۸۱) و بوستیک و لانگ هوفر (۲۰۰۷) گفته شد، طبق تئوری نئوکلاسیک‌ها قیمت مسکن از هزینه‌های آن ازجمله زمین تشکیل شده است و بالارفتن هزینه‌های عرضه مسکن موجب افزایش قیمت اجاره و خرید مسکن می‌شود.

افزایش لگاریتم چگالی جمعیت با ضریب ۰/۰۲۸۲ در هر استان بر لگاریتم اجاره‌بهای همان استان تأثیر مثبت دارد و با افزایش جمعیت و تقاضای مسکن در هر استان کشور به تبع آن نرخ اجاره نیز افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج تحقیق موسی و همکارن (۲۰۱۷) در نمونه آماری استانی در ایران همسویی دارد؛ اما دربارهٔ اثرات سرریز افزایش چگالی جمعیت در هر استان بر نرخ اجاره استان‌های مجاور تأثیر معنی‌داری ندارد؛ همان‌طور که سیز [xxxi] (۲۰۰۷) مطرح می‌کند افزایش جمعیت غیربومی موجب افزایش اجاره‌بها می‌شود. با افزایش تعداد افراد نسبت به مساحت (چگالی جمعیت) در یک منطقه نیاز به تأمین مسکن و سرپناه افزایش می‌یابد. با بالارفتن جمعیت به‌خصوص خانواده‌های جوان که قدرت خرید زمین و ساخت مسکن را ندارند، به اجاره مسکن رو می‌آورند که این افزایش تقاضا موجبات افزایش اجاره‌بها را فراهم می‌کند (Baker & et al, 2022).

لگاریتم شاخص توسعه انسانی با ضریب ۰/۱۵٦۷ در هر استان تأثیر مثبت و معناداری بر لگاریتم اجاره‌بهای مسکن دارد. همچنین سرریز آن با ضریب ۰/۱٦۳۷ بر لگاریتم قیمت اجاره استان‌های مجاور تأثیر معنی‌داری دارد. هرچه شاخص توسعه انسانی استانی بالاتر باشد، به این معنی است که میزان درآمد افراد بالاتر، موقعیت تحصیل بالاتر و سطح بهداشت بالاتر است و آن منطقه سطح قابل قبول‌تری برای زندگی دارد. پس اجاره‌بهای بالاتری دارد و این عامل علاوه بر اینکه موجب افزایش اجاره‌بهادر هر استان می‌شود، استان‌های مجاور آن نیز اجاره‌بهای بالایی خواهند داشت که همانند مطالعه باسو و تیبودئو (۱۹۸۳) به وضوح در مناطق مختلف ایران مشاهده می‌شود.

نتیجه‌گیری

استفاده از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی تحولات بازار

اجاره مسکن می‌تواند نقایص اقتصادسنجی متعارف را بهبود دهد؛ بنابراین در این مقاله، با استفاده از یک مدل دوربین فضایی، تأثیر عامل قیمت زمین مسکونی بر قیمت اجاره‌بهای مسکن در ایران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ و با داده‌های ۳۱ استان بررسی شد. درواقع، مدل دوربین فضایی می‌تواند به بررسی این موضوع کمک کند که آیا قیمت اجاره مسکن در یک منطقه خاص علاوه بر متغیرهای پایه‌ای مدل مربوط به آن منطقه تحت‌تأثیر تغییرات قیمت زمین مسکونی، چگالی جمعیت و شاخص توسعه انسانی در سایر مناطق قرار دارد.

نتایج برآورد مدل دوربین فضایی را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

قیمت زمین: اثرات مثبت و معناداری بر نرخ اجاره دارد و همچنین اثرات سرریز آن معنادار بوده است. افزایش قیمت زمین مسکونی و به دنبال آن افزایش قیمت مسکن موجب افزایش اجاره‌بها در استان‌های ایران می‌شود. به این معنا که افزایش قیمت زمین در یک استان بر میزان اجاره تأثیرگذار است و این افزایش قیمت زمین موجب افزایش میزان اجاره استان‌های مجاور آن شده است. با افزایش قیمت زمین مسکونی نرخ اجاره‌بهای مسکن در هر استان و همچنین استان‌های مجاور آن نیز افزایش داشته است.

چگالی جمعیت: اثرات مثبت و معناداری بر نرخ اجاره‌بها دارد. هر چقدر میزان چگالی جمعیت در یک منطقه افزایش یابد، تقاضا برای مسکن افزایش می‌یابد و با توجه به کاهش قدرت خرید، این افزایش تقاضا از بازار خرید و فروش مسکن به بازار اجاره مسکن می‌رود و موجبات افزایش اجاره را فراهم می‌کند. مناطقی که از لحاظ درآمدی، بهداشت و تحصیلات سطح مناسبی داشته باشند، شرایط رفاهی مناسبی برای ساکنان خواهد داشت. استانی که تولید ناخالص داخلی بالاتری دارد، نرخ اشتغال در آن استان نیز بیشتر است. درنهایت، می‌توان چنین گفت قیمت زمین مسکونی عامل افزایش قیمت اجاره‌بها در هر استان است. دربارهٔ شاخص توسعه انسانی باید برای بررسی نرخ اجاه‌بها در هراستانی به شرایط استان‌های همجوار نیز توجه شود و نمی‌توان به برنامه‌ریزی محلی و منطقه‌ای اکتفا کرد؛ درنتیجه، تعاملات آموزشی بهداشتی و درآمدی نیز بر اجاره‌بهای هر منطقه و مناطق مجاور مؤثرند؛ ازاین‌رو، در نظر گرفتن عوامل فضایی فرصت مناسبی فراروی تصمیم‌گیرندگان فراهم می‌آورد. شاخص توسعه انسانی و سرریز ناشی از آن بر اجاره‌بهای مسکن، اثرات مثبت و معناداری دارد. اثرات سرریز نشان‌دهندهٔ مؤثربودن مجاورت و اثرات فضایی‌اند.

پیشنهادات

افزایش قیمت اجاره‌بهای مسکن برای خانوارها، به‌خصوص خانوارهای جوان، از معضلات این روزهای جامعه ایران است که عده بسیاری از مردم با آن روبه‌رو هستند. با توجه به اینکه اجاره‌نشینی اولویت انتخاب هیچ خانواری نبوده است و به اجبار با آن روبه‌رو هستند و حق هر شهروند ایرانی داشتن مسکن مناسب است، باید دولت درصدد رفع این مشکل برآید و همچنین برای تشویق به ساخت‌وساز مسکن اجاره‌ای توجه ویژه‌ای به بانک‌های اعطاکنندهٔ تسهیلات و متنوع‌سازی تأمین مالی در سمت عرضه و تقاضاکنندگان داشته باشد. کاهش واسطه‌ها در بازار اجاره و قانونمندسازی نرخ اجاره‌بهای مسکن می‌تواند تا حدودی به بهبود وضع موجود کمک کند.

منابع

احدزاده، محسن و سعادت معتمدی (۱۳۹۳). «بررسی و تحلیل نقش بازارچه‌های مرزی در قیمت زمین و مسکن شهری (نمونه موردی شهر بانه در مقطع زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۲)»، ***مجله پژوهش و برنامه‌ریزی شهری***، سال ۵، شماره ۱۹.

اکبری، نعمت ا... و ناهید توسلی (۱۳۸۷). «تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان». ***فصلنامه بررسی‌های اقتصادی***»، دوره ۵، شماره ۱، ص ٦٤-٤٧.

حاتمی، علیرضا (۱۳۹۵). «بررسی روند تغییرات متوسط قیمت اجاره مسکن در شهر تهران»، ***سیزدهمین کنفرانس آمار ایران***، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

خلیلی عراقی، سید منصور و همکاران (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی»، ***فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال بیستم***، شماره ٦٣، ص ۵۰ –۳۳.

خلاصه تحولات اقتصادی کشور ۱۳۹۳، تهران.

_____ ۱۳۹٦، تهران.

رهنما، محمد و همکاران (۱۳۹٤). «تحلیل توزیع فضایی قیمت مسکن در شهر مشهد»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، سال ۳۰، شماره ۱، ص ۳۷-۵۲.

صارمی، حمید رضا و همکـاران (۱۳۹۷). «تحلیـل فضـایی قیمت مسکن با استفاده از تکنیک رگرسیون موزون جغرافیـایی مورد مطالعه: منطقه دو شهرداری تهران»، ***اقتصاد شـهری***، دوره ۳، شماره ۲، ۱۹-۳۸.

طالبلو، رضا و همکـاران (۱۳۹۵). «تحلیـل انتشـار فضـایی تغییرات قیمت مسـکن در اسـتان‌هـای ایـران؛ اسـتان رهیافـت اقتصادسنجی فضایی»، ***فصلنامه پژوهش نامه اقتصـادی***، سـال ۱۷، شماره ٦٦، ص ۵۵-۹۵.

لواسانی، کیوان شهاب و ویدا ورهرامـی (۱۳۹٤). «تخمـین بیزین تابع هدانیک آپارتمان‌های مسکونی در منطقه شمال شـهر تهران»، ***فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی***، سـال ۲۰، شـماره ٦۲، ص ۳۱-۵٦.

نشریه تحلیل تبیینی مرکز آمار ایران، ۱۳۹۹.

Abeba Mussaa & et al. (2017). housing: A spatial econometric analysis, ***Journal of Housing Economics***. 35, 13–25 C.

Accetturo A & et al. (2014). Don't stand so close to me: the urban impact of immigration. ***Reg. Sci. Urban Econ***. 45, 45–56.

Anselin L. (1988). ***Spatial Econometrics: Methods and Models***. Dorddricht: KluWer Academic Publishers.

Baker Emma & et al. (2022) An Australian rental housing conditions research infrastructure. ***Scientific Data***, 9, 33.

Basu S & Thibodeau T.G. (1998). Analysis of spatial autocorrelation in house prices. ***J. Real Estate Finance Econ***. 17 (1), 61–85.

Bostic R.W & et al. (2007). Land leverage: Decomposing home price dynamics. ***Real Estate Economics***, 35 (2), 183–208.

Burnham K.P & D.R. Anderson. (2004). Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. ***Sociological Methods and Research***, 33, 261–304.

Capozza D & G Schwann. (1989).The asset approach to pricing urban land: eprical evidence. ***Journal of the American real estate and urban economics association***, 17, 161-174.

Capozza D & R Helsly. (1989). The fundamentals of land price and urban growth. ***Journal of urban economics***, 26, 295-306.

Cameron G & et al. (2006). ***Was there a British house price bubble? Evidence from regional panel data, mimeo***. University of Oxford, Oxford

DiPasquale D & W Wheaton. (1994). Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. ***Journal of Urban Economics***, 35, 1-27

Elhorst J.P. (2010). Matlab software for spatial panels. In: Paper presented at the IVth World Conference of the Spatial Econometrics Association (SEA). Chicago

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

Federico Belotti & Gordon Hughes. (2017). Spatial panel-data models using Stata. ***The Stata Journal***, 1, 139–180.

Fortura P & J Kushner. (1986). Canadian inter-city house price differentials. ***Journal of the American Real Estate and Urban EconomicsAssociation***, 14, 525-536.

Gallin J. (2006). The Long-Run Relationship Between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets. ***Real State Economics***, 34 (3), 417-438.

Goodman A & T Thibodeau. (2008). Where Are the Speculative Bubbles in US Housing Market?, ***Journal of Housing Economics***, 17, 117-137.

Holly S & et al. (2010). A spatio-temporal model of house prices in the US. ***J Economic***. Forthcoming (2006) ***was there a British house price bubble? Evidence from regional panel data, mimeo***. University of Oxford, Oxford.

LeSage J.P & Pace R.K. (2009). ***Introduction to Spatial Econometrics***. CRC Press Taylor and Francis Group, Boca Raton, U.S.

Manning C. (1988). The Determints of intercity home building site Price differences land economics, ***Land Economics***, 64, 1-14.

_____. (1989). Explaning intercity home price differences. ***Journal of Estate Finance and Economics***, 2, 131-149.

Michael J.Potepan. (1996). Explaning Intermetropolitan Variation in housing price, rent, and land prices. ***Real estate economics***, 2, 219-945.

Needham B. (1981). A neo-classical supply-based approach to land prices. ***Urban Studies***, 18 (1), 91–104.

Mankiw G & D Weil. (1989). The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market, ***Regional Science and Urban Economics***, 19, 235–258.

Ozanne l & T thibodeeo. (1983). Explaining Metropolitan Housing Price Differences. ***Journal of Urban Economics***, 13, 51-66.

Poterba J. (1984). Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach, ***The Quarterly Journal of Economics***, 99 (4), 729-752.

Ricardo D. (1911). ***The principles of political economy and taxation*** (1st ed. 1817). London: John Murray. Dent and Sons, Ltd.

Rose L. (1989). Urban Land Supply: Natural and Contrived Restiction. ***Journal of Urbane Economics***, 25, 325-345.

Saiz A. (2003). Room in the kitchen for the melting pot: immigration and rental prices. ***Rev. Econ. Stat***, 85 (3), 502–521.

Salo S. (1994). Modelling the Finnish Housing Market. ***Economic Modelling***, 11 (2), 250-265.

Pace R.K & et al. (2012). Spatial dependence in

regressors and its effect on performance of likelihood-based and instrumental variable estimators. In: Terrell, D., Millimet, D. (Eds.). In: 30th Anniversary Edition (Advances in Econo- metrics), 30. ***Emerald Group Publishing Limited***, 257–295 .

Wheaton W. (1985). Life Cycle Theory Inflation and the Demand for Housing, ***Journal of Urban Economics***, 18, 161-179

Xiaotong Guo & et al. (2020). Improved Multi-Objective Optimization Model for Policy Design of Rental Housing Market Sustainability 2020, 12, 5710.

WATKINS C. A. (2001) The definition and identification of housing submarkets. ***Environment and Planning A***, 33, 2235-2254.

Yuan Gaoa & et al. (2019). Supplying social infrastructure land for satisfying public needs or leasing residential land? A study of local government choices in China, Land Use Policy 87, 104088.

پیوست

اجاره به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵

متوسط اجاره‌بهای یک متر مربع واحد مسکونی هر استان در سال ۱۴۰۰ (ریال)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[i] asset approach
[ii] Metropolitan Statistical Area (MSA)
[iii] Fortura and Kushner
[iv] Rose
[v] Lot price
[vi] Mannin[g]
[vii] Michael J. Potepan
[viii] Basu and Thibodeau
[ix] Spatial Autoregressive Model (SAR)
[x] spatial Durbin model (SDM)
[xi] DiPasquale, D. & W. Wheaton
[xii] Poterba, J.
[xiii] Mankiw,
[xiv] Poterba, J.
[xv] Wheaton, W.
[xvi] Mankiw, G. & D. Wei
[xvii] Salo, S.
[xviii] Gallin, J
[xix] Goodman, A. & T. Thibodeau
[xx] WATKIN[S]
[xxi] time-invariant
[xxii] area-specific
[xxiii] potential source of endogeneity
[xxiv] Pace et al
[xxv] Anselin, L
[xxvi] General Nesting Spatial Model (GNS)
[xxvii] LeSage, J.P. , Pace, R.K.
[xxviii] geoda
[xxix] moran
[xxx] Burnham, K. P., and D. R. Anderson
[xxxi] Saiz

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی