Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

Investigating the Factors Affecting Housing rent in Urban Areas of Iran with Emphasis on Urban Grouping

Hojjat izadkhasti [1] | **Abbas Arab Mazar** [2*] | **Mahboubeh Refahi** [3]

1. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email: h_izadkhasti@sbu.ac.ir
2. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email:ab_arabmazar@sbu.ac.ir
3. Master of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: mahbooberefahi@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 2022/03/02

Received in revised form: 2022/08/02

Accepted: 2022/08/23

Keywords:
Housing market fluctuation, Monetary policy, Urban areas, Generalized moment method (GMM)

JEL:
R30, R38, C22, E62

ABSTRACT

Rental housing has been affected by housing prices in different periods and the growth of housing prices has reduced the purchasing power of housing applicants and increased the percentage of rented households. Therefore, any recession and boom in the housing sector has a direct impact on the housing rental market, and planning to control the rental market will not be achieved without considering the housing market. In this regard, the purpose of this study is to investigate the factors affecting housing rent based on two groups included large, small and medium cities in Iran using the Generalized moment method (GMM) in the period (2008-2018). The results show that housing rental prices in the previous period, housing prices, land leverage and real per capita income of urban households had the most positive impact on housing rents in both large and small and medium cities. Also, the impact of housing prices and rental prices in the previous period has been greater in large cities. Also, Housing bank facilities, the number of urban marriages and the real interest rate were other variables affecting the rental price of housing in urban

areas.

Cite this article: Izadkhasti Hojjat; Arab Mazar, Abbas & Refahi, Mahboubeh. (2021). Investigating the Factors Affecting Housing rent in Urban Areas of Iran with Emphasis on Urban Grouping. *Journal of Economic Modeling Research*, 11 (45), 53-82. DOI: 0000000000000000000

© The Author(s). Publisher: Kharazmi University

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

بررسی عوامل تأثیرگذار بر اجاره مسکن در مناطق شهری ایران با تأکید بر گروه‌بندی شهری

حجت ایزدخواستی*[۱] | عباس عرب‌مازار[۲] | محبوبه رفاهی[۳] |

۱. استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول) رایانامه: h_izadkhasti@sbu.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، رایانامه: ab_arabmazar@sbu.ac.ir

۳. کارشناس ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، رایانامه: mahbooberefahi@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۰/۱۲/۱۱

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۰/۰۵/۱۱

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۱/۰۶/۰۱

واژه‌های کلیدی:
نوسانات بازار مسکن، سیاست‌های پولی، مناطق شهری، روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)

طبقه‌بندی JEL:
R30, R38, C22, E62

چکیده

اجاره مسکن تحت تأثیر قیمت مسکن در ادوار مختلف بوده است و رشد قیمت مسکن باعث کاهش توان خرید متقاضیان مسکن و افزایش درصد خانوارهای اجاره‌نشین شده است. بنابراین، هرگونه رکود و رونق در بخش مسکن تأثیر مستقیم بر بازار اجاره مسکن دارد و برنامه‌ریزی به منظور کنترل بازار اجاره بدون توجه به بازار مسکن محقق نخواهد شد. در این راستا، هدف از این تحقیق بررسی عوامل اثرگذار بر اجاره مسکن بر اساس دوگروه شامل شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک و متوسط در ایران با استفاده از مدل گشتاور عمومی تعمیم‌یافته (GMM) در دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۸۷) است. نتایج حاصل شده بیانگر این است که قیمت اجاره مسکن در دوره قبل، قیمت مسکن، اهرم زمین و درآمد سرانه واقعی بیشترین تأثیر مثبت را هم در شهرهای بزرگ و هم شهرهای کوچک و متوسط بر قیمت اجاره مسکن داشته‌اند. همچنین، اثرگذاری قیمت مسکن و قیمت اجاره مسکن در دوره قبل در شهرهای بزرگ بیشتر بوده است. تسهیلات اعطایی بانک مسکن، تعداد ازدواج شهری و نرخ بهره واقعی نیز سایر متغیرهای اثرگذار بر قیمت اجاره مسکن در مناطق شهری بوده‌اند.

استناد: ایزدخواستی، حجت؛ عرب مازار، عباس؛ و رفاهی، محبوبه (۱۴۰۰). بررسی عوامل تأثیرگذار بر اجاره مسکن در مناطق شهری ایران با تأکید بر گروه‌بندی شهری. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱ (۴۵)،۸۲-۵۳. DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

© نویسندگان.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

مسکن یکی از نیازهای طبیعی و اساسی انسان به ویژه در عصر کنونی است و با گسترش شهرها و روند شهرنشینی، نیاز به سرپناه و مسکن تبدیل به اصلی‌ترین دغدغه ساکنین شهرهای بزرگ شده است. از طرفی افزایش فزاینده مهاجرت و شهرنشینی در نتیجه صنعتی شدن و کاهش تراکم خانوار در واحد مسکونی موجب تقاضای روز افزون برای مسکن شهری و به تبع آن مسکن اجاره‌ای شده است. با توجه به هرم جمعیتی ایران، تقاضای بالقوه عظیمی، در حال حاضر و در سال‌های آتی در بازار مسکن حضور خواهد داشت که بخش اصلی آن، جمعیت در محدوده سنی ۲۰ تا ۴۰ سال می‌باشند. واضح است که حتی اگر توان کسب درآمد این گروه سنی افزایش یابد، به طور طبیعی، این گروه سنی از انباشت پس‌انداز بالایی برخوردار نیستند. همچنین، در سمت عرضه مسکن نیز با توجه به نوسانات شدید قیمت مسکن در ایران، بهره‌مندی از فرصت‌های سوداگری و خرید و فروش، جذابیت بیشتری نسبت به حفظ بلندمدت مسکن، به منظور اجاره‌داری دارد. خلأ نهادهای اجاره‌داری، بالا بودن هزینه‌های مبادلاتی و حمایت نکردن از صنعت اجاره‌داری نیز مزید بر علت هستند. بنابراین، بر اساس آمارهای گزارش شده مرکز آمار ایران در طی سال‌های اخیر درصد اجاره‌نشین شدن خانوارها در حال افزایش بوده است، به طوری که از ۱۲ درصد در سال ۱۳۶۵ به ۳۰/۷ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است.

بازار مسکن و بالاخص بازار اجاره یک بازار تک متغیره نیست و عوامل متعددی در این بازار تأثیرگذار هستند. همچنین، قیمت مسکن نیز تحت تأثیر سیکل‌های تجاری است (قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد، ۱۳۹۸). بنابراین، با توجه به اینکه بازار اجاره مسکن تابعی از بازار مسکن بوده است؛ هرگونه رکود و رونق در این بخش تأثیر مستقیم بر بازار اجاره داشته است. در این راستا، برنامه‌ریزی برای کنترل بازار اجاره بدون توجه به بازار مسکن نمی‌تواند کارآمد باشد. در این پژوهش به بررسی عوامل اثرگذار بر اجاره مسکن با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[1] (GMM) در دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۸۷) در مناطق شهری

1. Generalized Moment Method

ایران بر اساس گروه‌بندی شهری پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه جمعیت یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تقاضا، قیمت و اجاره مسکن در شهرهای مختلف است، شاخص جمعیت به عنوان مولفه‌ای برای طبقه‌بندی شهرهای ایران در نظر گرفته شده است. برای طبقه‌بندی جمعیتی از اطلاعات سرشماری مرکز آمار در سال (۱۳۹۷) استفاده شده است. شهرهایی که جمعیت آنها بالاتر از میانگین کل جمعیت باشند، در گروه شهرهای بزرگ قرار می‌گیرند و مابقی در گروه شهرهای کوچک و متوسط تقسیم‌بندی می‌شوند. نوآوری پژوهش بررسی عوامل اثرگذار بر اجاره مسکن بر اساس دوگروه شامل شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک و متوسط در ایران است.

در ادامه در بخش دوم به بیان ادبیات نظری و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم، الگوی تحقیق بیان می‌شود. در بخش چهارم، برآورد الگوی تحقیق و تحلیل نتایج صورت می‌گیرد. در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی بیان می‌شوند.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. بازار مسکن و عوامل اثرگذار برآن

بازار اجاره مسکن تابعی از بازار مسکن بوده است و هرگونه رکود و رونق در این بخش تأثیر مستقیم بر بازار اجاره داشته است و کنترل اجاره مسکن از طریق ایجاد ثبات در بازار مسکن محقق خواهد شد. بنابراین، قیمت و اجاره مسکن تحت تأثیر دو دسته عوامل تعیین می‌گردند. یکی عوامل طرف تقاضای مسکن که به طور عمده تمایل و توان خرید جمعیت بالقوه متقاضی مسکن را شامل می‌شود. دسته دوم، عوامل طرف عرضه مسکن و عوامل تشکیل دهنده قیمت تمام شده مسکن می‌باشند.

نظریه تقاضای مسکن: تقاضای مسکن به دو دسته تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود. تقاضای مصرفی خانوارها به منظور تأمین سرپناه مناسب و اجتناب‌ناپذیر است. کشش قیمتی این نوع تقاضا بسیار پایین است. تحقق تقاضای مصرفی مسکن صرفاً با خرید مسکن صورت نمی‌گیرد، بلکه استفاده از خدمات مسکن در قالب مسکن اجاره‌ای به همراه

استفاده از همان خدمات مسکن در قالب مسکن ملکی است. تقاضای سرمایه‌ای مسکن به میزانی بیش از سرپناه مورد نیاز خانوارها است. چنانچه خانوارها به میزان (H) مسکن خریداری نمایند و بخشی از آن معادل (h_C) را به منظور سرپناه استفاده کنند، مازاد آن یعنی $(H-h_C)$، تقاضای سرمایه‌ای مسکن (H_A) نامیده می‌شود. تقاضای سرمایه‌ای افراد با انگیزه‌های سوداگری، اجاره‌داری، نگهداری واحد مسکونی به صورت خالی و سکونت در واحدهای مسکونی بزرگ‌تر از حد نیاز اقدام به تقاضای دارایی مسکن صورت می‌گیرد. نئوکلاسیک‌ها اقتصاد مسکن را در قالب جنبه‌های بازاری مسکن و بر مبنای ترجیحات مسکن مورد بررسی قرار داده‌اند. از نظر اقتصاددانان نئوکلاسیک در هر واحد زمانی مشخص، یک واحد همگن از ذخیره مسکن، معادل یک واحد خدمات مسکن می‌باشد. شکل کلی تابع تقاضای مسکن در دیدگاه نئوکلاسیک به صورت زیر می‌باشد (قلی‌زاده، ۱۳۸۷: ۵۲-۴۸ و اصلانی، ۱۳۹۳):

$$Q^D = Q(Y, P_h, P_0, T) \quad (1)$$

که در آن، Q^D تقاضای مسکن، Y درآمد خانوار، P_h قیمت مسکن، P_0 برداری از قیمت کالا و خدمات غیر از مسکن و T نیز برداری از ترجیحات مصرف‌کنندگان است. بنابراین، در این نظریه تقاضای مسکن تابع درآمد خانوار، قیمت مسکن، بردار قیمت‌های سایر کالاها و خدمات و برداری از عوامل سلیقه‌ای است. در ادبیات نظری، به دلیل مشکل بودن محاسبه ترجیحات و سلایق افراد از مشخصات جمعیت‌شناختی مانند سن، طبقه اجتماعی، ازدواج و ساختار خانوار به عنوان جایگزین استفاده شده است.

نظریه عرضه مسکن: علیرغم وجود ادبیات نظری نسبتاً گسترده در خصوص تقاضای مسکن، به عرضه مسکن کمتر پرداخته است. عرضه مسکن از عرضه واحدهای مسکونی نوساز به علاوه نوسازی و بهسازی واحدهای مسکونی فرسوده موجود و ذخیره مسکن موجود تشکیل می‌شود. ذخیره مسکن در هر سال معین (H_t)، از مجموع ذخیره مسکن

در سال قبل (H_{t-1}) افزایش خالص در ذخیره مسکن (ΔH_t) حاصل می‌شود. افزایش خالص در ذخیره مسکن برابر ساخت و ساز مسکن (C_t) منهای استهلاک مسکن (δH_t) تعریف می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۸۷: ۶۹):

$$H_t = H_{t-1} + C_t - \delta H_{t-1} \quad (۲)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک در موجودی مسکن است. عرضه مسکن در کوتاه‌مدت ثابت و بی‌کشش است و به به شوک‌های مثبت تقاضا واکنش کمی نشان می‌دهد، زیرا ساختن یک واحد مسکونی عمدتاً زمان‌بر است. همچنین، تعدیل رو به پایین عرضه مسکن نیز به کندی صورت می‌گیرد، زیرا ساختمان‌ها به آهستگی و طی زمان مستهلک می‌شوند. منحنی عرضه مسکن در بلندمدت شیب مثبت دارد و این به علت افزایشی بودن ارزش زمین طی زمان است (عسگری و چگنی، ۱۳۸۶). پوتربا[1] (۱۹۸۴)، رویکرد یک بازار دارایی را برای مدل‌سازی بازار مسکن در نظر گرفته است. مدل تجربی مطرح شده، سرمایه‌گذاری خالص در واحدهای مسکونی را به عنوان تابعی از قیمت حقیقی مسکن، قیمت تولید کالاهای جانشین (قیمت ساختمان‌های غیرمسکونی)، هزینه‌های ساخت (که با دستمزدهای حقیقی ساخت اندازه‌گیری می‌شود)، خالص جریان سپرده‌ها به سمت پس‌انداز و نهاده‌های وام‌دهی به عنوان معیاری برای دسترسی به اعتبارات بانکی، در نظر می‌گیرد. در نظریه عرضه مسکن بر پایه فضای شهری، قیمت زمین به عنوان یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید در عرضع مسکن نقش دارد که دارای تفاوت بنیادی با سایر نهاده‌ها است. با افزایش قیمت مسکن، سطح فعالیت‌های ساخت و ساز به طور موقتی در کوتاه‌مدت بیش از سطح نرمال آن قرار می‌گیرد؛ اما همراه با رشد ذخیره مسکن، قیمت زمین افزایش یافته و بازدهی ساخت مسکن کاهش یافته و به سطح اولیه خود برمی‌گردد. نظریه فضای شهری مدل‌های تعادلی را ارایه می‌نماید که براساس آن ذخیره مسکن همواره برابر جمعیت شهری (و یا کوچکتر از آن) خواهد بود. در این نظریه، ساخت مسکن نوساز تابعی از قیمت‌های

1. Poterba

جاری مسکن، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت واقعی به عنوان هزینه سرمایه برای سازندگان، اهرم زمین، هزینه‌های ساخت که به وسیله میانگین وزنی از هزینه‌های نیروی کار و مصالح ساختمانی اندازه گیری می‌شود و موجودی مسکن در دوره قبل است (مایر و ساموئیل[1]، ۱۹۹۶).

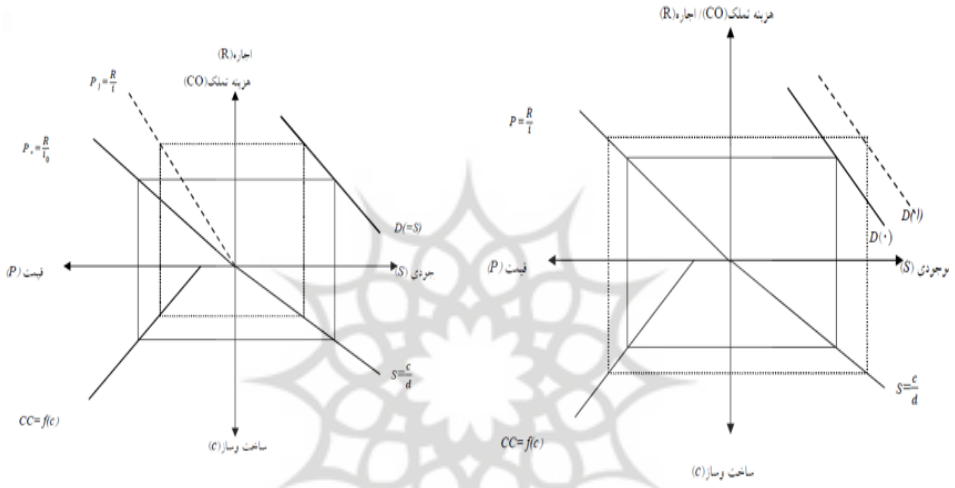
۲-۲. الگوهای قیمت‌گذاری در بخش مسکن

الگوهای موجود قیمت مسکن با در نظر داشتن عوامل اثرگذار بر بازار مسکن به دنبال تحلیل نظری عوامل تعیین کننده قیمت مسکن و مدل‌سازی آن می‌باشد. از جمله الگوهای قیمت‌گذاری در بخش مسکن می‌توان به الگوهای ایستای چهار وجهی، مدل انباره- روانه، مدل طرف تقاضا مبتنی بر توان خانوار، مدل مبتنی بر سوداگری در بازار مسکن و مدل هدانیک قیمت مسکن اشاره نمود.

مدل قیمت‌گذاری ایستای چهار وجهی: این رویکرد بوسیله دیپاسکال و ویتون [2] (۱۹۹۲) برای توضیح تعیین قیمت در بازار مسکن در بلندمدت، ارائه شده است. پایه نظری این مدل براساس حداکثر کردن مطلوبیت خانوار نسبت به قید بودجه خانوار است. در مدل چهار وجهی، بازار مسکن ترکیبی از دو بازار دارایی و بازار مستغلات است. بازار مستغلات، بازاری است که در آن، ساختمان برای سکونت خریداری و یا اجاره می‌شود، اما بازار دارایی، بازاری است که در آن، ساختمان با هدف سرمایه‌گذاری خریداری و یا اجاره می‌شود (عابدین درکوش، ۱۳۹۷: ۲۱). در مدل چهار وجهی در بازار مسکن در ربع اول منحنی تقاضای مسکن (D) با اجاره مسکن (R) رابطه معکوس دارد. در ربع دوم، قیمت مسکن با اجاره مسکن رابطه مستقیم و با نرخ بهره (i) رابطه عکس دارد. در ربع سوم، ساخت و ساز مسکن (c) با قیمت مسکن (p) رابطه مستقیم دارد. افزایش هزینه‌های تولید باعث انتقال منحنی ساخت و ساز مسکن به سمت چپ و بیرون می‌شود و از طریق

1. Mayer & Somerville
2. Dipaquale & Wheaton

کاهش میزان ساخت و ساز مسکن افزایش اجاره مسکن می‌شود. در ربع چهارم، رابطه بین ساخت و ساز مسکن و موجوی مسکن را نشان می‌دهد و (d) نرخ استهلاک مسکن است. تقاضای بازار می‌تواند تحت تأثیر عوامل جمعیتی یا درآمدی طی زمان تغییر کند و در نمودار چهار وجهی با افزایش جمعیت و یا درآمد منحنی تقاضای مسکن (D) به سمت بالا و راست منتقل می‌شود.



نمودار ۱ . مدل چهار وجهی بازار مسکن

مأخذ: عابدین درکوش (۱۳۹۷: ۲۲)

با افزایش تقاضای مسکن اجاره‌بهای مسکن افزایش می‌یابد و باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. افزایش قیمت مسکن نیز حجم ساخت و ساز و در نهایت موجودی مسکن را افزایش داده و بازار مجدداً در تعادل بلندمدت قرار می‌گیرد. با افزایش نرخ بهره (i) شیب منحنی قیمت مسکن در ربع دوم افزایش می‌یابد و عمودی‌تر خواهد شد؛ چرا که با توجه به افزایش هزینه فرصت تملک مسکن، تقاضا و قیمت آن کاهش می‌یابد. کاهش قیمت مسکن باعث کاهش فعالیت‌های ساختمانی و به تبع آن کاهش عرضه مسکن جدید و کاهش موجودی مسکن می‌شود و در نهایت قیمت اجاره مسکن افزایش می‌یابد. همچنین، با کاهش نرخ استهلاک واحدهای مسکونی منحنی موجودی واحدهای مسکونی

(s) در ربع چهارم افقی‌تر خواهد شد. این امر به معنای افزایش در موجودی مسکن به ازای هر میزان ساخت و ساز جدید (c) است. با افزایش موجودی مسکن اجاره‌بها و قیمت مسکن کاهش می‌یابد.

۲-۳. پیشینه تحقیق

هیروتا و همکاران[1] (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین قیمت املاک و اجاره در ژاپن پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که هر چه قیمت خرید املاک بالاتر باشد، اجاره‌بهای پیشنهادی نیز بالاتر خواهد بود. به علاوه، اجاره‌های قراردادی بالاتر منجر به قیمت‌های بالاتر در بازارهای بعدی املاک و مستغلات می‌شود و این نشان دهنده یک تعامل مثبت بین قیمت املاک و اجاره در اقتصاد واقعی است که می‌تواند شتاب افزایش قیمت‌ها را که اغلب در بازارهای املاک مشاهده می‌شود توضیح دهد.

وانگ[2] (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای رابطه بین چسبندگی نرخ اجاره و نرخ مسکن خالی در آمریکا را بررسی کرده است. نتایج حاصل از ان بیانگر این است که تحت چانه‌زنی نش، نرخ مسکن خالی می‌تواند رشد اجاره مسکن را مهار کند و از این‌رو ویژگی چسبندگی را در اجاره ایجاد کند.

لیما[3] (۲۰۲۰)، تأثیر مالکان شرکتی و سیاست‌های محافظت از مستأجران و جلوگیری از بی‌خانمانی در ایرلند را در دوره زمانی (۲۰۱۸-۲۰۰۸) مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. نتایج حاصل از آن نشان می‌دهد که چارچوب سیاست مسکن فعلی که بر اصلاح موقت تمرکز دارد، تعهد به بازیگران مالی مرتبط با شرکت‌های جهانی و همکاری در تنظیم ضعیف بازار مسکن را افزایش می‌دهد.

1. Hirota et al.
2. Wang
3. Lima

لی و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای به تجزیه و تحلیل بازار مسکن خصوصی اجاره‌ای در شانگ‌های در طی دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۱۰) با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی (OLS) پرداخته‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که بازار مسکن اجاره‌ای در شانگ‌های تحت تأثیر عوامل منطقه‌ای از قبیل فرصت‌های شغلی، سطح حقوق و اندازه جمعیت و عوامل محلی از قبیل امکانات حمل و نقل عمومی و خدمات عمومی است. بنابراین، زیرساخت‌های بهتر منطقه‌ای، حقوق‌های بالا و امکانات رفاهی اثرگذاری بیشتری بر اجاره مسکن دارند. همچنین، در مناطق حومه شهر، وجود جمعیت شناور بیشتر، دسترسی بهتر به ایستگاه‌های مترو، اشتراک دوچرخه، ایستگاه‌های اتوبوس و امکانات خرید باعث افزایش اجاره مسکن می‌شود.

هیسلوپ و ریا[2] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای به بررسی اثر کمک هزینه مسکن بر افزایش اجاره در نیوزلند پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر است است که میانگین حمایت ۶/۸۰ دلار در هفته در سال دوم حدود ۲/۴۴ دلار بر اجاره اضافه کرده است.

کارودا[3] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی اثر کیفیت مدرسه دولتی بر اجاره مسکن در شهر ماتسو[4] ژاپن با استفاده از روش رگرسیونی هدونیگ برای ۲۶۸۶ واحد مسکونی اجاره‌ای پرداخته است و به این نتیجه رسیده است که کیفیت مدرسه دولتی اثر مثبتی بر اجاره واحدهای مسکونی آپارتمانی خانوار داشته است؛ اما اثرمعناداری بر اجاره واحدهای مسکونی افراد مجرد نداشته است.

فان و همکاران[5] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای به بررسی موضوع قیمت‌گذاری اجاره مسکن در شرایط عدم اطمینان بازار مسکن در چین پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که علاوه بر پارامترهای توصیف کننده تغییرات مورد انتظار و نوسانات در بازده سهام و

1. Le et al.
2. Hysop and Rea
3. Kuroda
4. Matsue city
5. Fan et al.

مسکن، انگیزه پس‌انداز احتیاطی فردی، حق بیمه ریسک خاص و همبستگی بین سهام و مسکن پیامدهای مهمی برای تعیین اجاره بهای مسکن دارند.

گالین[1] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین قیمت مسکن و نرخ اجاره در آمریکا با استفاده از روش هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا در دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۷۰) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که یک رابطه بلندمدت پایدار بین قیمت مسکن و نرخ اجاره وجود دارد و نسبت اجاره به قیمت مسکن شاخص معتبری در بازار مسکن است.

اسدپور (۱۳۹۸) در مقاله‌ای به بررسی اثر نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، قیمت سهام، شاخص قیمت و تولید ناخالص داخلی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل EGARCH(1,1) و داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰تا ۱۳۹۲ پرداخته است. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارند و قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند.

ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای تأثیر مالیات بر املاک و مسکن را بر کاهش تلاطم‌های بازار مسکن در مناطق شهری ایران در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۹)، با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که افزایش نرخ رشد مالیات بر نقل و انتقال املاک و مسکن و تسهیلات اعطایی بانک مسکن منجر به کاهش تلاطم بازار مسکن شده است. همچنین، افزایش نرخ رشد قیمت زمین، نرخ رشد ازدواج و نرخ رشد ارز غیر رسمی باعث افزایش تلاطم در بازار مسکن شده است.

ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای به بررسی عوامل کلان اقتصادی اثرگذار بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری، با استفاده از مدل داده‌های تابلویی

1 . Gallin

پویا در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۵) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که تسهیلات پرداختی به منظور خرید مسکن منجر به کاهش شاخص توان‌پذیری و افزایش دسترسی خانوارها به مسکن شده است. همچنین، سیاست مالی اعمال شده در بخش مسکن از طریق کنترل تقاضای سوداگری مسکن دسترسی خانوارها به مسکن را افزایش داده است. به علاوه اهرم زمین، قیمت دارایی‌های جایگزینی مسکن، نرخ تورم، نرخ اشتغال و نرخ ازدواج سایر عوامل اثرگذار بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار بوده‌اند.

مهرگان و غفاری (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر اجاره‌بها در شهرهای ایران با استفاده از روش داده‌های ترکیبی ۳۰ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت مسکن و تعداد خانوار اثرات مثبت و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره اثر منفی بر قیمت اجاره مسکن شهری در ایران داشته‌اند.

رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی تأثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل بیزین و داده‌های دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۷۰)، پرداخته‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که درآمد سرانه مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن بوده است و با افزایش درآمد سرانه، مردم تقاضای بیشتری برای مسکن و ترک اجاره‌نشینی خواهند داشت و تقاضای آن‌ها برای مسکن به عنوان دارایی افزایش یافته است.

بر اساس رویکرد چهار وجهی مطرح شده بوسیله دیپاسکال و ویتون (۱۹۹۲) ، رابطه مستقیم بین قیمت مسکن و اجاره بهای مسکن وجود دارد. بنابراین، با توجه به مبانی نظری و پیشینه تحقیق عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن از قبیل عرضه و تقاضای واحدهای اجاره‌ای، درآمد خانوار، تسهیلات پرداخت شده در حوزه مسکن، تعداد ازدواج، بر اجاره بهای مسکن نیز اثرگذار خواهند بود.

٢-٤. حقایق آشکار شده

در دهه‌های اخیر درصد اجاره‌نشین شدن خانوارهای شهری در حال افزایش بوده است، به طوری که از ۱۵/۲ درصد در سال ۱۳۵۵ به ۳۰/۷ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است. همچنین، درصد افراد دارای واحد مسکونی از ۷۶/۱ درصد در سال ۱۳۵۵ به ۶۰/۵ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. در جدول (۱) ترکیب مالکیت واحدهای مسکونی در ایران در دوره‌های ۵ ساله ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵ گزارش شده است:

جدول ۱. ترکیب مالکیت واحدهای مسکونی در ایران (درصد)

سال	واحدهای مسکونی ملکی	واحدهای مسکونی استیجاری	سایر و اظهار نشده
۱۳۵۵	۷۶/۱	۱۵/۲	۸/۷
۱۳٦۵	۷۷/۱	۱۲	۱۰/۹
۱۳۷۵	۷۲/۷	۱۵/۴	۱۱/۹
۱۳۸۵	۶۷/۹	۲۲/۹	۹/۱
۱۳۹۰	۶۲/۷	۲۶/۶	۱۰/۷
۱۳۹۵	۶۰/۵	۳۰/۷	۸/۸

مأخذ: مرکز آمار، چکیده سرشماری‌های نفوس و مسکن، ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵

بر اساس آمار گزارش شده مرکز آمار ایران در جدول (۲) ایران همواره با کمبود مسکن روبرو بوده است. کمبود مسکن در سرشماری ۱۳۹۵ به میزان ۱,۳۷۰,۹۸۹ واحد رسیده است[1].

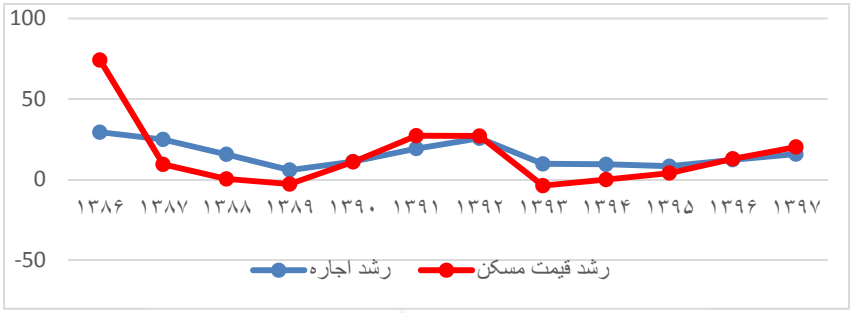
جدول ۲. آمار مربوط به تعداد خانوار و واحدهای مسکونی

سال	خانوار (میلیون نفر)		واحد مسکونی (میلیون واحد)		کمبود واحد مسکونی (میلیون واحد)	
	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
۱۳۸۵	۱۲/۴	۵/۱	۱۱/۴	۴/۴	۰/۹۷۳	۰/۶۶۸
۱۳۹۰	۱۵/۴	۵/۷	۱۴/۸	۵/۲	۰/۶۴۵	۰/۵۸۵
۱۳۹۵	۱۸/۱	۶/۱	۱۷/۴	۵/۴	۰/۶۷۳	۰/۶۹۸

مأخذ: مرکز آمار ایران، سرشماری عمومی نفوس و مسکن

۱. آمار موجود بدون لحاظ آمار خانه‌های خالی است.

در نمودار (۲) مقایسه‌ی نرخ رشد واقعی قیمت مسکن و اجاره هر متر مربع واحد مسکونی در مناطق شهری در دوره (۱۳۹۷-۱۳۸۶) صورت گرفته است.



نمودار ۲. مقایسه نرخ رشد واقعی قیمت مسکن و اجاره هر متر مربع واحد مسکونی در مناطق شهری

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های مرکز آمار

۳. الگوی تحقیق

در این پژوهش به بررسی عوامل اثرگذار بر اجاره مسکن بر اساس دوگروه شامل شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک و متوسط در ایران با استفاده از مدل گشتاور عمومی تعمیم‌یافته (GMM) در دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۸۷) پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه جمعیت یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تقاضا، قیمت و اجاره مسکن در شهرهای مختلف است، شاخص جمعیت به عنوان مولفه‌ای برای طبقه‌بندی شهرهای ایران در نظر گرفته شده است. برای طبقه‌بندی جمعیتی از اطلاعات سرشماری مرکز آمار در سال (۱۳۹۷) استفاده شده است. شهرهایی که جمعیت آنها بالاتر از میانگین کل جمعیت باشند، در گروه شهرهای بزرگ قرار می‌گیرند و مابقی در گروه شهرهای کوچک و متوسط تقسیم‌بندی می‌شوند.

در مدل چهاروجهی دیپاسگال و دیتون (۱۹۹۲) بین قیمت مسکن و نرخ اجاره‌بها همواره یک رابطه مثبت وجود دارد و در واقع اجاره‌بها تابعی از قیمت مسکن است. بنابراین، اگر اجاره‌بهای سالانه هر مترمربع واحد مسکونی (R) در نظر گرفته شود، به دو

عامل قیمت هر متر مربع واحد مسکونی (P_H) و هزینه استفاده از واحد مسکونی (i) بستگی دارد:

$$R = \frac{P_H}{i} \qquad (۳)$$

قیمت هر واحد مسکونی نیز از طریق تقاضا و عرضه واحد مسکونی تعیین می‌شود. تفاوت مسکن با سایر کالاها در این است که تقاضای مسکن به تقاضای مصرفی و سرمایه-ای تفکیک می‌شود. هزینه استفاده از مسکن نیز به نرخ استهلاک مسکن، نرخ بهره و .... بستگی دارد. بر اساس مبانی نظری عوامل اقتصادی، جمعیتی و سیاستی بر قیمت اجاره مسکن اثرگذار هستند. عوامل اقتصادی شامل درآمد سرانه واقعی خانوارهای شهری، نرخ بهره حقیقی، قیمت زمین، قیمت مسکن، نرخ سود تسهیلات بانکی پرداختی در بخش مسکن هستند. همچنین، تعداد ازدواج‌های صورت گرفته به عنوان عامل جمعیتی تأثیرگذار بر اجاره مسکن در نظر گرفته شده است. دولت نیز از طریق فراهم کردن شرایط اعطای تسهیلات خرید مسکن می‌تواند بر قیمت اجاره مسکن تأثیر گذار باشد[۱].

به پیروی از هیروتا و همکاران (۲۰۲۰)، گالین (۲۰۰۴)، دیپاسکال و ویتون (۱۹۹۲) و مهرگان و غفاری (۱۳۹۵) و تعمیم آن الگوی اقتصادسنجی مربوط به لگاریتم قیمت اجاره مسکن به صورت رابطه (۴) تصریح شده است:

(۴)

$$Lrent_{it} = \alpha + \beta_1 Lrent_{it}(-1) + \beta_2 Lincome_{it} + \beta_3 Lhouseprice_{it} + \beta_4 \mathrm{Re}alrate_{it} + \beta_2 Lwedding_{it} + \beta_5 Lhcerit_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، $Lrent_{it}$ لگاریتم قیمت اجاره هر متر مربع واحد مسکونی، $Lincome_{it}$ لگاریتم درآمد سرانه واقعی خانوار شهری (درآمد کل سالانه واقعی خانوار شهری تقسیم

۱ . با توجه به اینکه قیمت مسکن نیز در تصریح مدل استفاده شده است، متغیرهای هزینه ساخت هر متر مربع ساختمان و و قیمت مصالح ساختمانی در تصریح مدل وارد نشده است.

بر جمعیت هر شهر)، $Lhouseprice_{it}$ لگاریتم قیمت هر متر مربع واحد مسکونی، $\mathrm{Re}alrate_{it}$ نرخ بهره حقیقی، $Lwedding_{it}$ لگاریتم تعداد ازدواج شهری و $Lhcerit_{it}$ لگاریتم تسهیلات اعطایی بانک مسکن در شهر i ام در زمان t است. ε_{it} نیز جمله اخلال است.

درآمد سرانه واقعی خانوارها یکی از متغیرهای مهم اثرگذار بر قیمت و اجاره مسکن است و با افزایش درآمد سرانه خانوارها تقاضای مسکن افزایش می‌یابد (زو[1]، ۲۰۱۷). با افزایش درآمد خانوارها، تمایل خانوارها به تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی افزایش می‌یابد. این افزایش تقاضای مسکن معطوف به تقاضای مصرفی مسکن است. از طرفی دیگر، با افزایش درآمد، تقاضای مسکن به عنوان کالای سرمایه‌ای نیز افزایش خواهد یافت و منجر به افزایش قیمت اجاره مسکن می‌شود. گان و هیل[2] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای که برای سدنی و هوستون و ایالات تگزاس انجام داده‌اند، به وجود رابطه مستقیم و پایداری بین قیمت مسکن و درآمد سرانه خانوارها دست یافته‌اند. بنابراین، اگر درآمد خانوارها متناسب با افزایش قیمت مسکن افزایش نیابد، منجر به کاهش توان خانوار در خرید مسکن می‌شود. در نهایت، کاهش توان خانوار در خرید مسکن می‌تواند منجر به رکود در بخش مسکن، کاهش قیمت و کاهش اجاره مسکن شود.

بر اساس رویکرد چهار وجهی مطرح شده بوسیله دیپاسکال و ویتون (۱۹۹۲) افزایش نرخ بهره باعث افزایش هزینه فرصت تملک مسکن و آن نیز باعث کاهش تقاضای مسکن و کاهش قیمت مسکن خواهد شد. کاهش قیمت مسکن باعث کاهش فعالیت‌های ساختمانی و به تبع آن کاهش عرضه مسکن جدید و کاهش موجودی مسکن و در نهایت افزایش قیمت اجاره مسکن در بلندمدت می‌شود. از طرف دیگر، افزایش نرخ بهره واقعی می‌تواند از طریق کاهش توان خانوارها در پرداخت اقساط اصل و بهره تسهیلات خرید مسکن باعث کاهش تقاضای مسکن و در نهایت کاهش قیمت و اجاره مسکن شود.

1. Xu
2. Gan & Hill

بررسی ارتباط بین ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و بازار مسکن برای اولین بار توسط منکیو و ویل[1] (۱۹۸۹) صورت گرفته است. با افزایش رشد جمعیت و تشکیل خانواده بیشتر به همراه افزایش درآمد نیروی کار می‌تواند منجر به افزایش تقاضا در بازار مسکن شود که به دنبال آن قیمت و اجاره مسکن نیز افزایش خواهد یافت.

تسهیلات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن که در جهت تأمین مالی خرید واحدهای مسکونی به متقاضیان خرید واحدهای مسکونی پرداخت می‌شود، باعث افزایش تقاضای مسکن و افزایش قیمت و اجاره واحدهای مسکونی می‌شود. از طرف دیگر، اعطای تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن در جهت تأمین مالی ساخت مسکن می‌تواند از طریق افزایش ساخت و ساز مسکن و افزایش عرضه باعث کاهش قیمت و اجاره مسکن شود.

شاخص اهرم زمین که از نسبت ارزش زمین به ارزش کل مسکن حاصل می‌شود، تأثیر مثبت بر قیمت و اجاره مسکن دارد. افزایش قیمت زمین به عنوان مهم‌ترین نهاده ساخت و ساز مسکن باعث افزایش قیمت واحد مسکونی و نهایتاً افزایش اجاره می‌شود. وین و گودمن[2] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای که در مورد رابطه بین قیمت مسکن و قیمت زمین در ۲۱ استان چین انجام داده‌اند به این نتیجه دست یافته‌اند که بین قیمت زمین و قیمت مسکن یک رابطه درونی مثبت و معناداری وجود دارد. بوراسا و همکاران[3] (۲۰۱۱) و قلی‌زاده و عقیقی (۱۳۹۴) نیز به این نتیجه دست یافته‌اند که شاخص اهرم زمین ارتباط مستقیم با نوسانات قیمت مسکن دارد. نوسانات قیمت مسکن نیز منجر به تغییر در قیمت اجاره مسکن می‌شود. در معادله‌ی (۵) به جای متغیر قیمت هر متر مربع واحد مسکونی، متغیر اهرم زمین $Landleverage_{it}$ در شهر i ام در زمان t در نظر گرفته شده است:

1. Mankiw & Weil
2. Wen & Goodman
3. Bourassa et al.

(۵)

$$Lrent_{it} = \alpha + \beta_1 Lrent_{it}(-1) + \beta_2 Lincome_{it} + \beta_3 Landleverage_{it} + \beta_4 \mathrm{Re}\, alrate_{it} + \beta_2 Lwedding_{it} + \beta_5 Lhcerit_{it} + \eta_{it}$$

در مدل داده‌های تابلویی پویا متغیر توضیحی با وقفه به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل وارد می‌شود و برآوردهای حداقل مربعات معمولی (OLS) سازگار نیست. نقطه آغاز این بحث، چگونگی وجود تورش در روش اثرات ثابت در مدل داده‌های تابلویی پویا است. در نتیجه باید از روش‌های گشتاور عمومی تعمیم‌یافته (GMM) ارائه شده توسط آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) استفاده کرد. مدل خطی پویا شامل برداری از متغیرهای توضیحی X_t و متغیر درون‌زای با وقفه y_{t-1} است:

$$y_{it} = \alpha_i + \rho y_{it-1} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در آن، i شاخص تعداد واحدهای انفرادی (استان‌ها)؛ t شاخص دوره زمانی و ρ ضریب متغیر درون‌زای با وقفه، α_i اثرات ثابت مخصوص واحدهای انفرادی (استان‌ها) و ε_{it} جزء خطای مدل است. β بردار ضریب متغیرهای مستقل و X_{it} بردار متغیرهای توضیحی به غیر از وقفه متغیر توضیحی است. این روش هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از دوره زمانی (T) باشد. به طور کلی، روش گشتاور تعمیم‌یافته نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت‌هایی است. اول اینکه مشکل درون‌زا بودن متغیرهای توضیحی وجود ندارد و تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارند، می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند. دوم، استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار موجب از بین رفتن هم‌خطی در الگو می‌شود. سوم، کاربرد این روش موجب حذف بسیاری از متغیرها همانند فرهنگ، قومیت، مذهب و اقلیم می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۸). تخمین‌زن روش گشتاور تعمیم‌یافته ارائه شده بوسیله آرلانو و باند (۱۹۹۱)، بر اساس تبدیل

1 . Arellano & Bond

دیفرانسیل مرتبه اول معادله (۶) و در نتیجه حذف اثرات ویژه هر مقطع به صورت زیر است:

$$y_{it} - y_{it-1} = \rho(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \qquad (۷)$$

در معادله (۷) با استفاده از عمل تفاضل‌گیری، تأثیر ویژه هر منطقه (استان) حذف شده است، اما ، Δy_{it-1} با جزء خطال مدل $(\Delta\varepsilon_{it})$ همبستگی پیدا کرده و باعث تورش در نتایج تخمین الگوی برآوردی می‌شود. بنابراین، y_{it-2} که انتظار می‌رود با Δy_{it-1} همبستگی داشته باشد، اما با جزء خطای مدل $(\Delta\varepsilon_{it})$ در دوره $t = 3,4,...,T$ همبستگی نداشته باشد، می‌تواند به عنوان متغیر ابزاری در تخمین معادله (۱۱) مورد استفاده قرار گیرد، با این فرض که ε_{it} دارای خودهمبستگی سریالی نباشد. در نظر گرفتن دو وقفه یا بیشتر از متغیر وابسته در معادله (۷) شرایط گشتاوری زیر را به وجود می‌آورد:

$$E\left[y_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}\right] = 0 \quad t=3,...,T \ , \ s \geq 2 \qquad (۸)$$

یکی دیگر از موارد ایجاد تورش در برآورد معادله (۱۰)، از درون‌زایی احتمالی بین متغیرهای توضیحی مدل و در نتیجه همبستگی با جزء خطا ناشی می‌شود. در متغیرهای برون‌زای قوی، تمام مقادیر گذشته و آینده متغیرهای توضیحی با جزء خطا همبستگی ندارند. بنابراین، شرایط گشتاوری زیرا را نشان می‌دهند:

$$E\left[X_{it-s}\varepsilon_{it}\right] = 0 \quad t=3,...,T \ , \ \forall s \qquad (۹)$$

فرض برون‌زایی قوی در صورت وجود علیت معکوس (مثلاً زمانی که $E\left[X_{is}\varepsilon_{it}\right] \neq 0$ برای تمام $t < s$) مقید و فاقد اعتبار خواهد بود. برای مجموعه‌ای از متغیرهای برون‌زای ضعیف یا متغیرهای توضیحی از پیش تعیین شده، مقادیر جاری و با وقفه‌ی X_{it} می‌تواند ابزارهای مناسبی باشد و شرایط گشتاوری زیر برقرار شود:

$$E\left[X_{it-s}\varepsilon_{it}\right] = 0 \quad t=3,...,T \ , \ s \geq 2 \qquad (۱۰)$$

محدودیت‌های متعامد بودن ارائه شده در روابط (۱۲) تا (۱۴)، اساس تخمین یک مرحله‌ای روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) را تشکیل می‌دهد که تحت فروض استقلال و واریانس همسانی اجزاء باقیمانده، تخمین‌های سازگاری را ارائه می‌دهد.

٤. برآورد الگو و تحلیل نتایج

سازگاری روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)، به وسیله آزمون معتبر بودن متغیرهای ابزاری و عدم خودهمبستگی سریالی مورد بررسی قرار می‌گیرد، بنابراین، باید خودهمبستگی سریالی با وقفه نخست تائید (رد فرضیه صفر) و در وقفه دوم رد شود (تائید فرضیه صفر). به علاوه، با استفاده از آزمون سارگان می‌توان صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری را تائید کرد. عدم رد فرضیه صفر در آزمون سارگان بیانگر معتبر بودن متغیرهای ابزاری (ناهمبستگی متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال) است. همچنین، قبل از برآورد الگو، باید آزمون پایایی متغیرها به نظور جلوگیری از رگرسیون کاذب انجام شود. البته اگر تعداد سال‌های دوره زمانی محدود باشد، نیازی به انجام این آزمون نیست (بالتاجی، ۲۰۰۸). نتایج حاصل آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل بیانگر اینست که تمام متغیرها در سطح اطمینان ٪۹۵ پایا هستند.

جدول ۳.آزمون ریشه واحد آزمون لوین، لین و چو[1]

متغیرها	شهرهای بزرگ		شهرهای کوچک و متوسط	
	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال
Lrent	-۴/۶	۰/۰۰۰	-۴/۹	۰/۰۰۰
Lincome	-۹/۱	۰/۰۰۰	-۱۰/۱	۰/۰۰۰
Lhouseprice	-۱۰/۶	۰/۰۰۰	-۲۰/۱	۰/۰۰۰
Landleverage	-۶/۸	۰/۰۰۰	-۱۱/۴	۰/۰۰۰
Realrate	-۴/۱	۰/۰۰۰	-۱۲/۹	۰/۰۰۰
Lhcredit	-۳/۸	۰/۰۰۰	-۶/۶	۰/۰۰۰
Lwedding	-۲/۳	۰/۰۱۰	-۵/۶	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1 . Levin - Lin - Chu

برآورد مدل‌های اقتصادسنجی تصریح شده با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) صورت گرفته است. داده‌های مورد استفاده سالانه و در دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۸۷)، در مناطق شهری ایران است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از سالنامه‌های آماری مرکز آمار و بانک اطلاعاتی وزارت امور اقتصاد و دارایی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصریح شده در روابط (۱۵) و (۱۶) در جدول (۴)، گزارش شده است:

جدول٤. نتایج حاصل از برآورد شاخص لگاریتم قیمت اجاره هر متر مربع واحد مسکونی در دوره (۱۳۹۷-۱۳۸۷) با روش گشتاور تعمیم‌یافته

متغیرها	شهرهای بزرگ		شهرهای کوچک و متوسط	
	مدل اول	مدل دوم	مدل اول	مدل دوم
Lrent(-1)	۰/۴۸۴ (۱۴/۶۸)*	۰/۵۸۲ (۲۲/۶۰)*	۰/۴۲۷ (۱۰/۹)*	۰/۵۷۹ (۹/۹۵)*
Lincome	۰/۱۷۸ (۱۳/۴۲)*	۰/۳۲۴ (۲۱/۳۴)*	۰/۲۱۹ (۹/۲۱)*	۰/۲۹۶ (۸/۱۲)*
Lhouseprice	۰/۲۸۹ (۱۱/۴۷)*	-	۰/۲۸۸ (۱۰/۰۱)*	-
Landleverage	-	۰/۱۵۰ (۳/۱۸)*	-	۰/۲۵۸ (۱/۹۶)*
Realrate	-۰/۰۰۰۷ (-۳/۶۳)*	-۰/۰۰۲ (-۸/۸۲)*	-۰/۰۳۲۲ (-۲/۰۰)*	۰/۰۷۵۳ (۲/۸۵)*
Lwedding(-1)	-۰/۰۳۱ (-۱/۵۱)	۰/۰۲۷ (۱/۸۸)**	-۰/۰۰۰۸ (-۴/۳۹)*	-۰/۰۰۲۶ (-۱۰/۱۹)*
Lhcredit(-1)	۰/۰۰۳۱ (۰/۸۹)	-۰/۰۱۸۶ (-۹/۷۲)*	۰/۰۰۴۲ (۰/۹۵)	-۰/۰۲۲۵ (-۲/۸۵)*

مقادیر داخل پرانتز آماره آزمون است. *معناداری در سطح ۵ درصد. **معناداری در سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون سارگان تخمین زننده GMM در مدل‌های برآورد شده برای شهرهای بزرگ

مدل (۱)					
آزمون آرلانو-باند AR(1)		آزمون آرلانو-باند AR(2)		آزمون سارگان	
مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون
۰/۰۰۳۵	-۲/۹	۰/۸۳۲۳	۰/۲۱	۴۱/۰۷۳	۰/۷۵۰
مدل (۲)					
آزمون آرلانو-باند AR(1)		آزمون آرلانو-باند AR(2)		آزمون سارگان	
مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون
۰/۰۰۱۴	-۳/۱۹	۰/۹۵۸	۰/۰۵۲	۰/۸۲۰۶	۳۸/۹۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. نتایج آزمون سارگان تخمین زننده GMM در مدل‌های برآورد شده برای شهرهای کوچک و متوسط

مدل (۱)					
آزمون آرلانو-باند AR(1)		آزمون آرلانو-باند AR(2)		آزمون سارگان	
مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون
۰/۰۲۴	-۲/۲۵	۰/۷۹۰۴	-۰/۲۶	۵۶/۶۸۲	۰/۵۹۷
مدل (۲)					
آزمون آرلانو-باند AR(1)		آزمون آرلانو-باند AR(2)		آزمون سارگان	
مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون
۰/۰۱۱۶	-۲/۵۲	۰/۳۰۹۹	-۱/۰۱۵	۰/۶۵۹	۵۴/۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در الگوی گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) باید خودهمبستگی با وقفه اول تأیید و در وقفه دوم رد شود. همچنین، آزمون سارگان بیان می‌کند که متغیرهای ابزاری الگو از صحت و اعتبار کافی برخوردار هستند. براساس نتایج جداول (۴) و (۶) هر سه آزمون انجام شده در مدل‌های برآوردی دال بر درستی الگوی برآورده شده هستند.

با توجه به نتایج برآورد شده سهم زیادی از افزایش قیمت اجاره مسکن متأثر از قیمت اجاره در دوره قبل می‌باشد. بر اساس ضرایب برآوردی در الگوی اول و دوم، افزایش یک درصد قیمت اجاره در دوره قبل به ترتیب باعث افزایش قیمت اجاره به اندازه ۰/۴۸۴ و ۰/۵۸۲ درصد در شهرهای بزرگ و ۰/۴۲۷ و ۰/۵۷۹ درصد در شهرهای کوچک و متوسط شده است و در سطح ۵ درصد معنادار هستند.

درآمد سرانه خانوار شهری نیز باعث افزایش قیمت اجاره مسکن شده است. بر اساس ضرایب برآوردی در الگوی اول و دوم ، افزایش یک درصد درآمد سرانه خانوار شهری باعث افزایش قیمت اجاره به اندازه ۰/۱۷۸ و ۰/۳۲۴ درصد در شهرهای بزرگ و ۰/۲۱۹ و ۰/۲۹۶ درصد در شهرهای کوچک و متوسط شده است و در سطح ۵ درصد معنادار هستند. لی و همکاران (۲۰۱۹) نیز رابطه مثبتی بین حقوق‌های بالاتر و اجاره مسکن بدست آورده است. همچنین، مهرگان و غفاری (۱۳۹۵) رابطه مثبتی بین درآمد خانوار و اجاره مسکن بدست آورده است.

قیمت مسکن نیز تأثیر معنادار و مثبت بر قیمت اجاره در الگوی اول برآوردی داشته است. بر اساس ضریب برآوردی در الگوی اول و دوم ، افزایش یک درصد قیمت مسکن باعث افزایش قیمت اجاره به اندازه ۰/۲۸۹ درصد در شهرهای بزرگ و ۰/۲۸۸ درصد در شهرهای کوچک و متوسط شده است و در سطح ۵ درصد معنادار هستند. این نتیجه منطبق با نتایج هیروتا و همکاران (۲۰۲۰)، گالین (۲۰۰۴) و مهرگان و غفاری (۱۳۹۵) است.

اهرم زمین (نسبت ارزش زمین به ارزش کل مسکن شهری) نیز تأثیر معنادار و مثبت بر قیمت اجاره در الگوی دوم برآوردی داشته است. بر اساس ضرایب برآوردی افزایش یک واحد در اهرم زمین باعث افزایش قیمت اجاره مسکن به اندازه ۰/۱۵۰ درصد در شهرهای بزرگ و ۰/۲۵۸ درصد در شهرهای کوچک و متوسط شده است و در سطح ۵ درصد معنادار هستند. گودمن (۲۰۱۳)، بوراسا و همکاران (۲۰۱۱) و قلی‌زاده و عقیقی (۱۳۹۴) نیز به این نتیجه دست یافته‌اند که شاخص اهرم زمین ارتباط مستقیم با نوسانات قیمت مسکن دارد. نوسانات قیمت مسکن نیز منجر به تغییر در قیمت اجاره مسکن می‌شود.

نرخ بهره حقیقی تأثیر منفی بر قیمت اجاره مسکن داشته است. بر اساس ضرایب برآوردی در مدل اول و دوم با افزایش یک درصد نرخ بهره واقعی به ترتیب باعث ۰/۰۰۰۷ و ۰/۰۰۲ درصد کاهش در قیمت اجاره مسکن در شهرهای بزرگ شده است و در سطح ۵ درصد معنادار هستند. همچنین، در شهرهای کوچک و متوسط با افزایش یک درصد نرخ بهره واقعی به ترتیب باعث کاهش ۰/۰۳۲۲ و افزایش ۰/۰۷۵۳ درصد در قیمت اجاره مسکن در شهرهای کوچک و متوسط شده است و در سطح ۵ درصد معنادار هستند. این نتیجه منطبق با نتایج دیپاسگال و دیتون (۱۹۹۲) است.

ضریب برآوردی تسهیلات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن در الگوی دوم برای شهرهای بزرگ با یک وقفه بابر ۰/۰۱۸۶- است و در سطح ۵ درصد معنادار است. یعنی با افزایش یک درصد تسهیلات اعطایی بانک مسکن، قیمت اجاره مسکن ۰/۰۱۸۶ درصد کاهش شهرهای بزرگ یافته است. این ضریب در شهرای کوچک و متوسط برابر ۰/۰۲۲۵- بوده است. یک دلیل آن می‌تواند ساخت‌سازهای بیشتر و افزایش عرضه مسکن از طریق تسهیلات بانکی باشد. دلیل دیگر صاحب مسکن شدن خانوارها و کاهش تقاضای اجاره‌نشینی باشد که هر دو دلیل می‌تواند باعث کاهش قیمت اجاره شود. این نتیجه با نتایج نظری انطباق دارد.

لگاریتم تعداد ازدواج شهری با یک وقفه در شهرهای بزرگ در الگوی دوم اثر مثبت و معنادار بر قیمت اجاره مسکن داشته است؛ اما در الگوهای برآوردی مربوط به شهرهای کوچک و متوسط اثر منفی و معناداری بر قیمت اجاره مسکن داشته است. بنابراین، می-توان این گونه استنباط کرد که در شهرهای بزرگ خانواده‌های تازه تشکیل شده به دلیل عدم توانایی خرید مسکن متقاضی اجاره مسکن خواهند بود که باعث افزایش قیمت اجاره مسکن می‌شود. در حالی که در شهرهای کوچک و متوسط خانوارهای جدید می‌توانند از طریق خرید واحد مسکونی تقاضای آن‌ها برای اجاره واحدهای مسکونی کاهش می‌یابد. این نتیجه منطبق با منکیو و ویل (۱۹۸۹) است. لی و همکاران (۲۰۱۹) رابطه مثبتی بین

اندازه جمعیت مناطق شهری و جمعیت شناور بیشتر مناطق حومه شهر با اجاره مسکن به دست آورده‌اند.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

با گسترش شهرها و روند شهرنشینی، نیاز به سرپناه و مسکن تبدیل به اصلی‌ترین دغدغه ساکنین شهرهای بزرگ شده است. از طرفی افزایش فزاینده مهاجرت و شهرنشینی در نتیجه صنعتی شدن و کاهش تراکم خانوار در واحد مسکونی موجب تقاضای روز افزون برای مسکن شهری و به تبع آن مسکن اجاره‌ای شده است. اجاره مسکن تحت تأثیر قیمت مسکن در ادوار مختلف بوده است و رشد قیمت مسکن باعث کاهش توان خرید متقاضیان مسکن و افزایش درصد خانوارهای اجاره‌نشین شده است. بنابراین، هرگونه رکود و رونق در بخش مسکن تأثیر مستقیم بر بازار اجاره مسکن دارد و برنامه‌ریزی به منظور کنترل بازار اجاره بدون توجه به بازار مسکن محقق نخواهد شد.

در این پژوهش به بررسی عوامل اثرگذار بر اجاره مسکن با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) در دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۸۷) بر اساس گروه‌بندی شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک و متوسط پرداخته شده است. با توجه به نتایج برآورد شده سهم زیادی از افزایش قیمت اجاره مسکن متأثر از قیمت اجاره در دوره قبل می‌باشد و این اثر در شهرهای بزرگ بیشتر از شهرهای کوچک و متوسط بوده است. افزایش درآمد سرانه خانوار شهری نیز باعث افزایش قیمت اجاره مسکن در شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک و متوسط شده است. قیمت مسکن نیز تأثیر معنادار و مثبت بر قیمت اجاره در الگوی اول برآوردی داشته است و این اثر در شهرهای بزرگ بیشتراز شهرهای کوچک و متوسط بوده است. اهرم زمین (نسبت ارزش زمین به ارزش کل مسکن) نیز تأثیر معنادار و مثبت بر قیمت اجاره در الگوی دوم برآوردی داشته است. البته این اثر در شهرهای بزرگ کمتر از شهرهای کوچک و متوسط بوده است. نرخ بهره حقیقی نیز تأثیر منفی بر قیمت اجاره مسکن داشته است. تسهیلات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن نیز در الگوی دوم

اثر منفی بر قیمت اجاره مسکن در شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک و متوسط داشته است. یک دلیل آن می‌تواند ساخت‌سازهای بیشتر و افزایش عرضه مسکن از طریق تسهیلات بانکی باشد. دلیل دیگر صاحب مسکن شدن خانوارها و کاهش تقاضای اجاره-نشینی باشد که هر دو دلیل می‌تواند باعث کاهش قیمت اجاره مسکن شود.

به علاوه اینکه لگاریتم تعداد ازدواج شهری با یک وقفه در شهرهای بزرگ در الگوی دوم اثر مثبت و معنادار بر قیمت اجاره مسکن داشته است؛ اما در الگوهای برآوردی مربوط به شهرهای کوچک و متوسط اثر منفی و معناداری بر قیمت اجاره مسکن داشته است. بنابراین، می‌توان این گونه استنباط کرد که در شهرهای بزرگ خانواده‌های تازه تشکیل شده به دلیل عدم توانایی خرید مسکن متقاضی اجاره مسکن خواهند بود که باعث افزایش قیمت اجاره مسکن می‌شود. در حالی که خانوارهای جدید امکان خرید واحد مسکونی در شهرهای کوچک و متوسط در مقایسه با شهرهای بزرگ دارند و بر این اساس تعداد خانوارهای اجاره‌نشین کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل شده بیانگر این است که افزایش قیمت مسکن (و دریک سناریو اهرم زمین) از طریق کاهش توان خرید متقاضیان مسکن برای خرید مسکن و افزایش تعداد خانوارهای اجاره‌نشین باعث افزایش قیمت اجاره واحدهای مسکونی شده است. بنابراین، هرگونه رکود و رونق در بخش مسکن تأثیر مستقیم بر بازار اجاره مسکن دارد و برنامه-ریزی به منظور کنترل بازار اجاره بدون توجه به بازار مسکن محقق نخواهد شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

٦. تقدیر و تشکر

از داوران محترم مقاله به خاطر نظرات اصلاحی تشکر می‌شود.

منابع و مأخذ

Abedin Darkoosh, S., & Rahimian, S. (2009). "Analysis of factors affecting housing prices in urban areas of Iran during the period (1370-1385): with emphasis on urban grouping", *Quarterly Journal of Housing Economics*, 46. 117-37. (In Persian)

Asadpour, A. A. (2019). "The effect of inflation uncertainty and macroeconomic variables on housing prices in Iran", *Journal of Economic Growth and Development Research*, 37, 141-131. (In Persian)

Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data. John Wiley & Sons.

Bourassa, S. C., Hoesli, M., Scognamiglio, D., & Zhang, S. (2011). "Land leverage and house prices. *Regional Science and Urban Economics"*, 41(2), 134-144.

DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1992). "The markets for real estate assets and space: A conceptual framework". *Real Estate Economics*, 20 (2), 181-198.

Fan, G-Z., Pu, M., Deng, X., & Eng Ong, S. (2018). "Optimal portfolio choices and the determination of housing rents under housing market uncertainty", *Journal of Housing Economics,* 41: 200–217.

Gallin, J. (2004). "The Long-Run Relationship between House Prices and Rents", Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=633082

Gan, Q., Hill, R. J. (2008). "*A new perspective on the relationship between house pricesand income*". School of Economics University of New South Wales.

Gholizadeh, A.A., & Aghiqi, B. (2015). "Land Leverage and Housing Price Fluctuation in Iran", *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 4 (14), 67-49. (In Persian)

Gholizadeh, A. A., and Nowrozi-nejad, M. (2018). Housing Price Dynamics and Economic Fluctuations in Iran with a Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach, *Economic Modeling Research Quarterly*, No. 36, pp. 37-73. (In Persian)

Hirota, S., Löffelholz, K-S., and Udagawa, D. (2020). "Does owners' purchase price affect rent offered? Experimental evidence", *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 25: 100260.

Hyslop, D.R., Rea, D. (2019). Do housing allowances increase rents? Evidence from a discrete policy change, Journal of Housing Economics 46, 101657.

Izdkhasti, H., Arab Mazar, A., & Ahmadi, K. (2019). "Analysis of the Impact of Taxes on Real Estate and Housing Transfer on Reducing

Housing Market Turbulence in Urban Areas of Iran", Quarterly *Journal of Economic Research and Policy*, 91, 155-191. (In Persian)

Kuroda, Y. (2018). "The effect of school quality on housing rents: Evidence from Matsue city in Japan", *Journal of The Japanese and International Economies,* 50:16–25.

Li, H. & Wei, Y. D. & Wu, Y., (2019). "Analyzing the private rental housing market in Shanghai with open data," *Land Use Policy*, 1 (85), 271-284.

Lima, V. (2020). "The financialization of rental housing: Evictions and rent regulation", *Cities*, 105: 102787.

Maleki, B. (2016). "*Housing Market Analysis in Iran*", Fourth Edition, Industrial Management Organization Publications. (In Persian)

Mankiw, N. G., Weil, D. N. (1989). "The baby boom, the baby bust, and the housing market". *Regional Science and Urban Economics*, 19 (2), 235-258.

Mayer, C. J., & Somerville, C. T. (1996). "Regional housing supply and credit constraints". *New England Economic Review*, 39.

Mehregan, N., & Ghaffari, V. (2016). "Factors Affecting Rents in Iranian Cities Using Composite Data", *Journal of Housing Economics*, 56, 100-177. (In Persian)

Mousavi, M.H., & Droudian, H. (2015). "Analysis of Factors Affecting Housing Prices in Tehran", *Economic Modeling Quarterly*, Year 9, 127-103. (In Persian)

Poterba, J. M. (1984). "Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach". The quarterly journal of economics, 4 (99),729-752.

Rahmani, T., & Isfahani, P. (2015). "An Analysis of the Impact of Supply and Demand Factors on Housing Prices in Iran", *Housing Economics Quarterly*, 55, 11-30. (In Persian)

Wang, H. (2020). "Stickiness of rental rate and housing vacancy rate", *Economics Letters*, 195: 109487.

Wen, H., Goodman, A. C. (2013). "Relationship between urban land price and housing price: Evidence from 21 provincial capitals in China". *Habitat International*, 40, 9-17.

Wang, H. (2020). "Stickiness of rental rate and housing vacancy rate", *Economics Letters*, 195: 109487.

Xu, T. (2017). "The Relationship between Interest Rates, Income, GDP Growth and House Prices". *Research in Economics and Management*, 2 (1), 30.