

## بررسی رابطه دوسویه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن در ایران (رویکرد بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل: روش MCMB-A)

تاریخ دریافت مقاله: ۹۹/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۹۹/۱۰/۲۷

رویا آلماران\* (دانشیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران)  
سید علی آلماران (دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت،  
دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)

### چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه دوسویه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن در ایران در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۸۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. جهت بررسی موضوع از آزمون علیت گرنجر و رویکرد بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل استفاده شده و روش بوت استرپ استفاده شده نیز روش MCMB-A است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود رابطه علیت دوطرفه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن بوده و نتایج بهدست آمده از روش بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل نیز نشان می‌دهد که در تمامی دهک‌ها، اجاره‌بهای مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. طوری که در طول دهک‌های مورد بررسی، ضریب اجاره‌بهای مسکن در دهک‌های ابتدایی روند افزایشی داشته و در دهک ششم به بیشترین مقدار رسیده و از دهک هفتم تا نهم روند کاهشی به خود می‌گیرد. قیمت مسکن نیز در تمامی دهک‌ها تأثیر مثبت و معنی‌دار بر اجاره‌بهای مسکن دارد. طوری که در طول دهک‌های مورد بررسی، ضریب قیمت مسکن در دهک‌های ابتدایی روند کاهشی داشته و در دهک چهارم به کمترین مقدار رسیده و از دهک پنجم روند افزایشی به خود گرفته و در دهک نهم به بیشترین مقدار می‌رسد.

**واژه‌های کلیدی:** قیمت مسکن، اجاره‌بهای مسکن، رگرسیون کوانتاپل، بوت استرپ.

## ۱. مقدمه

بازارهای مالی که در پی جذب مازاد وجه و سرمایه‌های سایر بخش‌های اقتصادی به منظور ایجاد منافع بیشتر برای صاحبان آن‌ها می‌باشند؛ به دو دسته‌ی بازارهای سرمایه و پول تقسیم می‌شوند. در این میان بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه‌ای- مالی است که تحولات آن همواره نقشی اساسی بر اقتصادهای ملی و جهانی داشته است (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲). بازار مسکن در سال‌های گذشته از پرتوسان‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور بوده و دوره‌های رکود و رونق بسیاری را تجربه کرده است (دانشپور و حسینی، ۱۳۹۱). قیمت بالای مسکن، فشار بر زندگی افراد جامعه را تشدید می‌کند و موجب تضاد طبقاتی بین جمعیت صاحب مسکن و جمعیت اجاره‌نشین می‌شود (حسن‌گودرزی و آرمان‌مهر، ۱۳۹۷). با توجه به رابطه‌ی معنی‌دار قیمت و اجاره‌ی مسکن، روند قیمت مسکن رفاه آن دسته از خانوارهایی که مالک واحدهای مسکونی نیستند را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (خسروی‌نژاد و فتحی، ۱۳۹۱). از این‌رو با توجه به اهمیت قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن از یکطرف و همچنین وجود مطالعات مبنی بر وجود رابطه‌ی دوسویه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن، پژوهش حاضر ابتدا با استفاده از آزمون علیت گرنجر<sup>۱</sup> به بررسی رابطه‌ی علیت (یکطرفه یا دوطرفه) بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن در ایران پرداخته و پس از تشخیص جهت علیت، با استفاده از روش بوت استرپ<sup>۲</sup> رگرسیون کوانتایل<sup>۳</sup> به بررسی نوع تأثیر متغیرها می‌پردازد. فرضیه‌ی مطرح شده در پژوهش نیز به این صورت است که رابطه‌ی علیت دوطرفه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن وجود دارد و همچنین اجاره‌بهای مسکن تأثیر مثبت بر قیمت مسکن داشته و قیمت مسکن نیز تأثیر مثبت بر اجاره‌بهای مسکن دارد.

## ۲. مبانی نظری

در بازار مسکن برای مصرف، تقاضاً توسط ساکنان ایجاد می‌شود. این ساکنان را می‌توان به دو دسته‌ی مستأجر و مالک تقسیم کرد. خانوارها درآمد خود را برای مصرف کالاهای مختلفی هزینه می‌کنند که یکی از مهم‌ترین آن‌ها مسکن است. میزان تقاضای خانوارها برای استفاده از خدمات مسکن به هزینه‌ی آن نسبت به هزینه‌ی مصرف سایر کالاهای بستگی دارد. هزینه‌های که خانوارها برای استفاده از خدمات مسکن پرداخت می‌کنند با عنوان «اجاره» شناخته می‌شود. میزان اجاره‌ای که در بازار خدمات مسکن یا املاک تعیین می‌شود، در تقاضا برای دارایی مسکن

<sup>1</sup> Granger Causality Test

<sup>2</sup> Bootstrap

<sup>3</sup> Quantile Regression

نقش محوری دارد. مالکان دارایی مسکن، جریانی از درآمد را برای آینده‌ی خود در نظر می‌گیرند که همان اجاره‌ی پرداختی توسط مستأجران برای مصرف خدمات مسکن آنان است. هم‌چنین در صورتی که دارایی مسکن توسط خود مالک استفاده شود، باز هم به همان میزان اجاره و در قالب اجاره‌ی ضمنی در نظر گرفته خواهد شد. از این‌رو تغییر در اجاره، در بازار خدمات مصرف مسکن و یا املاک به میزان قابل توجهی بر تقاضای دارایی مسکن اثر می‌گذارد (خلیلی عراقی و حسنی، ۱۳۹۴).

قیمت مسکن منعکس‌کننده‌ی ارزش کنونی جریان اجاره‌ی انتظاری مسکن و یا اجاره‌ی محاسباتی مسکن ملکی در طول دوره‌ی بهره‌برداری است که افزایش اجاره‌بهای مسکن به افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود (قاسمی و همکاران، ۱۳۹۲). اگر مسکن جریان درآمدی معادل  $R$  ریال طی سال در دوره‌ی بهره‌برداری ایجاد کند، سرمایه‌گذار برای خرید واحد مسکونی چهقدر حاضر است بپردازد. برای پاسخ می‌توان روش ارزش خالص کنونی<sup>۱</sup> را برای استخراج قیمت مسکن مورد استفاده قرار داد. چنان‌چه با خریداری مسکن جریان درآمد طی  $n$  سال ایجاد گردد، عبارت ذیل به دست می‌آید:

$$P = \frac{R_1}{(1+i)} + \frac{R_2}{(1+i)^2} + \cdots + \frac{R_n}{(1+i)^n} \quad (1)$$

در این رابطه،  $P$  قیمت مسکن،  $R_i$  درآمد اجاره‌ی مسکن در  $i$  این سال و  $i$  هزینه‌ی استفاده‌ی مسکن را نشان می‌دهد. با انجام اصلاح و تعدیل‌هایی در رابطه‌ی اخیر، ارتباط معروف بین قیمت و اجاره‌ی مسکن به صورت  $\frac{R}{i} = P$  برقرار می‌شود (قلیزاده و کمیاب، ۱۳۸۹).

از طرفی شواهد نشان می‌دهد که اجاره‌بهای بهشت تحت تأثیر نوسانات قیمت بازار خرید و فروش است. با افزایش قیمت مسکن، هزینه فرصت اجاره‌داری افزایش می‌یابد. این امر موجب کاهش تمایل به اجاره‌داری و کاهش عرضه‌ی واحدهای استیحاری می‌شود و به همین دلیل اجاره‌بهای افزایش می‌یابد. هم‌چنین می‌توان گفت با افزایش قیمت مسکن که به معنای افزایش هزینه فرصت اجاره‌داری است، این امکان برای مالکان وجود دارد که تا حد ممکن، این افزایش قیمت مسکن علاوه‌بر تأثیر شدید بر توان خانوارها در خرید مسکن، از راه اثرباری بر اجاره‌بهای، وضعیت معیشتی دهکهای پایین درآمدی و اقشار کم درآمد را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ زیرا سهم هزینه‌ی مسکن در بودجه‌ی خانوار با حرکت به سمت دهکهای پایین درآمدی به‌طور معناداری افزایش می‌یابد (اکبری، ۱۳۹۶).

<sup>1</sup> Net Present Value (NPV)

### ۳. پیشنهای پژوهش

تریپاتی<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «عوامل کلان اقتصادی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن: تحلیل بین کشوری» با استفاده از داده‌های تابلویی و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته به بررسی عوامل کلان اقتصادی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در ۴۳ کشور جهان در فاصله‌ی زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۷ پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اجاره‌بها تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد.

بلکه و کیل<sup>۲</sup> (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل اصلی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن: مطالعه‌ی پنلی مناطق آلمان» با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمعی شده و روش پنل دیتا به بررسی عوامل اصلی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در مناطق آلمان در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که اجاره‌بها به عنوان یکی از عوامل اصلی و قوی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد.

میرا<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) در پایان‌نامه‌ی خود با عنوان «بررسی ارتباط بین اجاره‌بها مسکن و قیمت قیمت مسکن در بازار املاک مسکونی پرتقال» با استفاده از آزمون علیت گرنجر و روش همبستگی انگل گرنجر به بررسی ارتباط بلندمدت بین اجاره‌بها مسکن و قیمت مسکن در بازار املاک مسکونی پرتقال در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۲۰۱۰ تا فصل اول سال ۲۰۱۶ پرداخته است. نتایج پژوهش حکایت از وجود رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از قیمت مسکن به اجاره‌بها در بازار مسکن کلان شهر لیسبون<sup>۴</sup> داشته است.

گک و کسلی<sup>۵</sup> (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان «عوامل تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در ترکیه: تحلیل مقایسه‌ای مناطق توسعه‌یافته» با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و مدل رگرسیون گام به گام به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در ۲۶ منطقه‌ی توسعه‌یافته‌ی ترکیه در فاصله‌ی زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که اجاره‌بها تأثیر مثبت ولی بی‌معنی بر قیمت مسکن دارد.

هارگریوز<sup>۶</sup> (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با عنوان «اجاره‌ها در مورد قیمت مسکن به ما چه می‌گویند؟» با استفاده از تحلیل همبستگی و در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۵ به بررسی این که آیا می‌توان از تغییر در اجاره‌بها مسکن بخش خصوصی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت

<sup>1</sup> Tripathi

<sup>2</sup> Belke & Keil

<sup>3</sup> Meira da Cunha Pereira

<sup>4</sup> Lisbon

<sup>5</sup> Gok & Keceli

<sup>6</sup> Hargreaves

مسکن در نیوزلند استفاده کرد، پرداخته است. به طوری که موضوع مطالعه به صورت جداگانه برای کل کشور نیوزلند و سه شهر آن با نام‌های آوکلند<sup>۱</sup>، ولینگتون<sup>۲</sup> و کرایستچرچ<sup>۳</sup> بررسی شده و بر اساس نتایج مطالعه، تأثیر اجاره‌بها بر قیمت مسکن تأیید شده ولی بر عکس آن تأیید نشده است.

کارراس-آی-سولناس<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۴) در پژوهشی با عنوان «تحول و ارتباط بین قیمت مسکن و اجاره‌بها مسکن در بارسلونا، ۱۹۷۰-۲۰۰۲» با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی ارتباط بین قیمت مسکن و اجاره‌بها مسکن در بارسلونا در فاصله زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۲ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اجاره‌بها مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن داشته و قیمت مسکن نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر اجاره‌بها مسکن دارد.

گودرزی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل عوامل مؤثر بر عدم موفقیت سیاست‌های زمین و مسکن در منطقه ۲۲ تهران» با آنالیز داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS22 به این نتیجه رسیده‌اند که میزان عوارض جهت صدور پروانه‌ی ساختمانی با میانگین ۳/۸۴ مهم‌ترین سیاست مداخله‌ی دولت در مدیریت شهرسازی است. هم‌چنین، بر اساس نظرات پاسخ‌گویان، آشفتگی تصمیم‌گیری و عدم وجود رویه‌ی مشخص به دنبال تغییر و تحولات سیاست‌های زمین شهری و مسکن و نوسانات اخیر در قیمت زمین و مسکن با میانگین ۴/۲۱ مهم‌ترین عامل مؤثر بر عدم موفقیت و کارایی سیاست‌های زمین و مسکن در منطقه‌ی ۲۲ تهران است.

موحد و شیخی (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر گسترش حمل و نقل عمومی بر قیمت مسکن با استفاده از مدل هدانیک (نمونه موردی: شهر کرمانشاه)» به بررسی تأثیر گسترش حمل و نقل عمومی بر قیمت مسکن با استفاده از مدل هدانیک در محلات کسری، ۲۲ بهمن، شهرک مسکن و معلم شهر کرمانشاه پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، ۱۳ متغیر بوده که بیشتر وضعیت فیزیکی و موقعیت و دسترسی‌ها را در بر می‌گیرد و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل از نرم‌افزارهای Eviews و SPSS استفاده شده است. نتایج نشان داده است که بین قیمت واحدهای مسکونی و متغیرهای مورد بررسی، رابطه‌ی معنادار وجود دارد.

<sup>1</sup> Auckland

<sup>2</sup> Wellington

<sup>3</sup> Christchurch

<sup>4</sup> Carreras-i-Solanas

شعبانپور و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردي: شهر رشت)» به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر رشت طی سال‌های ۱۳۸۴-۹۴ پرداخته‌اند. با توجه به نتایج آزمون تی، عوامل تعداد ساختمان‌های تکمیل شده و پایگاه اقتصادی- اجتماعی دارای تأثیرگذاری زیادی بر قیمت مسکن هستند. عوامل قیمت زمین، تورم، عوارض شهرداری، قیمت خدمات ساختمانی، موقعیت جغرافیایی، درآمد، داشتن سند و وسعت قطعات املاک تأثیرگذاری کمی بر قیمت مسکن دارند و عامل دسترسی به خدمات تأثیرگذاری متوسط دارد. همچنین بر طبق آزمون فریدمن عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر رشت که بالاترین رتبه را دارند به ترتیب عوامل پایگاه اقتصادی- اجتماعی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده و دسترسی به خدمات شهری بوده است. دیگر یافته‌ها حاکی از این بوده است که مناطق یک و سه شهر رشت از لحاظ قیمت مسکن بیشترین نوسانات را در طی سال‌های ۱۳۸۴-۹۴ داشته‌اند.

قادری و ایزدی (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰)» با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران در فاصله‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج پژوهش، نرخ اجاره‌بهای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. نصرالهی و آزادغلامی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران» با استفاده از روش رگرسیون گام به گام در چارچوب داده‌های تابلویی و در فاصله‌ی زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶ به ارزیابی عواملی که می‌تواند بر نوسانات قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران اثر بگذارد پرداخته‌اند. بر اساس نتایج مطالعه، اجاره‌بهای مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران دارد.

بیابانی و خسروی (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۷؛ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین)» با استفاده از دو رویکرد اقتصادسنجی و گرافیکی به بررسی وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی حاکی از آن است که اجاره‌ی واقعی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت واقعی مسکن در تهران دارد.

#### ۴. روش بررسی

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی- تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری داده‌ها از نوع کتابخانه‌ای و آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به کاربرده شده در

پژوهش از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است. همچنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرمافزار Eviews10 بوده است. قلمرو زمانی پژوهش، فصل اول سال ۱۳۸۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. در این پژوهش ابتدا با استفاده از آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه‌ی علیت (یک طرفه یا دوطرفه) بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن پرداخته شده و پس از تشخیص جهت علیت، با استفاده از روش بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل به بررسی نوع تأثیر متغیرها پرداخته شده است. مدل‌های به کاررفته در پژوهش به صورت روابط (۲) و (۳) بوده که در آن‌ها LHPI: لگاریتم شاخص قیمت مسکن بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۰، LRPI: لگاریتم شاخص کرایه‌ی مسکن اجاره‌ای بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۰ و U و V: جملات پسماند مدل‌ها می‌باشد.

$$LHPI_t = \alpha_1 + \alpha_2 LRPI_t + U_t \quad (2)$$

$$LRPI_t = \beta_1 + \beta_2 LHPI_t + V_t \quad (3)$$

در آمار و ادبیات اقتصادسنجی، میانگین یکی از معیارهای تمرکز است و مقدار آن به تنها بی نمی‌تواند اطلاعات کامل و دقیقی از جامعه‌ی آماری و شکل توزیع به دست دهد. به همین ترتیب رگرسیون معمولی (مبتنی بر میانگین شرطی) نیز با نقص‌هایی همراه است و اطلاعات کاملی در خصوص تأثیر متغیرهای توضیحی در سطوح یا کوانتاپل‌های مختلف متغیر وابسته فراهم نمی‌کند. در این راستا، چندک‌ها<sup>۱</sup> یا صدک‌ها در کنار هم می‌توانند شکل توزیع و روابط میان متغیرها را به صورت جامع تری به تصویر بکشند. روش رگرسیون چندک (کوانتاپل) که توسط کوانکر و باست<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) معرفی شد، برخلاف روش حداقل مربعات معمولی اثر نهایی متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در نقاط مختلف توزیع و نه فقط میانگین را برآورد می‌کند. این روش نسبت به روش حداقل مربعات معمولی دارای مزایایی است، از جمله ویژگی‌های این روش حساسیت کمتر نسبت به داده‌های پرت است، از طرف دیگر در این روش تخمین‌ها نسبت به عدم نرمال بودن، قوی و مستحکم هستند. علاوه‌بر مزیت‌های فوق رگرسیون کوانتاپل نسبت به حداقل مربعات معمولی، در حضور ناهمسانی واریانس از استحکام نتایج بیشتری برخوردار است. مدل اقتصادسنجی کوانتاپل یا رگرسیون برای کوانتاپل  $\tau$  ام متغیر وابسته، به عنوان تابع خطی از متغیرهای توضیح‌دهنده به صورت رابطه‌ی (۴) تصریح می‌شود:

$$y_i = x_i' \beta_\tau + u_{\tau_i}, \quad Quant_\tau(y_i|x_i) = x_i' \beta_\tau \quad (4)$$

<sup>1</sup> Quantiles

<sup>2</sup> Koenker & Bassett

در رابطه‌ی (۴)  $Quant_{\tau}(y_i|x_i)$ ، کوانتایل شرطی  $y_i$  به شرط  $x_i$  را نشان می‌دهد که عبارت  $Quant_{\tau}(u_{\tau_i}|x_i) = 0$  را تضمین می‌کند. در ساختار رگرسیون کوانتایل، اثر متغیرهای توضیحی بر توزیع شرطی متغیر وابسته به وسیله‌ی فرایند مینیمم کردن مجموع قدرمطلق خطاهای تخمین زده می‌شود. برای برآورد ضرایب مدل فوق از حداقل‌سازی قدرمطلق خطاهای با وزن‌دهی مناسب به صورت رابطه‌ی (۵) استفاده می‌شود (مهرآرا و شیرمحمدی، ۱۳۹۸):

$$\min \beta_{\tau} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i \beta_{\tau}} \tau |y_i - x_i \beta_{\tau}| + \sum_{i: y_i < x_i \beta_{\tau}} (1-\tau) |y_i - x_i \beta_{\tau}| \right\} \quad (5)$$

همچنین روش نمونه‌گیری مجدد بوت استرب نیز با در نظر گرفتن تمامی حالات تشکیل نمونه با ایجاد نمونه‌های متعدد شرایط نمونه‌ی مورد مطالعه را به شرایط جامعه‌ی واقعی نزدیک کرده، ضرایب دقیق‌تری برآورد و فاصله‌ی اطمینان ضرایب را با اعتماد بیشتری تعیین می‌کند. از این‌رو، روش‌های نمونه‌گیری مجدد با حداقل هزینه، خطای نمونه‌گیری را نسبت به روش‌های مرسوم کاهش می‌دهند (معبدی و حسنوند، ۱۳۹۸). از این‌رو در این پژوهش از رویکرد بوت استرب رگرسیون کوانتایل استفاده شده و برای محاسبه بوت استرب رگرسیون کوانتایل نیز از روش MCMB-A که توسط کچرگینسکی<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۵) ارائه شده است، استفاده شده است.

## ۵. نتایج و بحث

### ۱-۵. بررسی پایایی متغیرها

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته<sup>۲</sup> استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود. جدول (۱) نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. بر اساس جدول، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم شاخص کرایه‌ی مسکن اجاره‌ای، قدرمطلق آماره‌ی دیکی-فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مذکور پایا در سطح و یا به عبارتی دیگر،  $I(0)$  می‌باشند.

<sup>1</sup> Kocherginsky

<sup>2</sup> Augmented Dickey-Fuller Test

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح	
	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	%۵ کینون در سطح معنی‌داری
LHPI	-۳/۲۰	-۲/۹۱
LRPI	-۴/۲۲	-۲/۴۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

## ۲-۵. بررسی رابطه‌ی علیت بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن

جهت بررسی رابطه‌ی علیت بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. اولین گام در آزمون علیت گرنجر، تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری<sup>۱</sup> است. با توجه به کمتر بودن حجم نمونه از صد، از معیار شوارتز- بیزین برای تعیین وقفه‌ی بهینه استفاده شده است. جدول (۲) نتایج مربوط به تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه توسط معیار شوارتز- بیزین را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مذکور مشاهده می‌شود، کمترین مقدار آماره‌ی شوارتز- بیزین در وقفه‌ی پنج به دست آمده است. از این‌رو می‌توان بیان داشت که وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری برابر پنج است.

جدول ۲- تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری

تعداد وقفه	مقدار آماره‌ی شوارتز- بیزین (SBC)
۰	-۱/۱۵۷۹۸۶
۱	-۷/۸۸۳۰۴۲
۲	-۸/۵۱۸۸۶۴
۳	-۸/۳۲۸۷۳۶
۴	-۸/۶۲۱۸۸۷
۵	-۹/۸۸۷۷۱۳*
۶	-۹/۵۸۱۲۴۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بعد از انتخاب وقفه‌ی پنج به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری، به بررسی رابطه‌ی علیت بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن پرداخته شده است. جدول (۳) نتایج

<sup>1</sup> Vector Autoregressive Model

آزمون علیت گرنجر را نشان می‌دهد. بر اساس جدول، نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر حکایت از وجود رابطه‌ی علیت دوطرفه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن دارد.

جدول ۳-نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه‌ی $H_0$	آماره‌ی F	احتمال	نتیجه
متغیر LRPI علت گرنجری متغیر LHPI نیست	۴/۸۸۵۱۰	۰/۰۰۰۹	فرضیه‌ی $H_0$ رد می‌شود
متغیر LHPI علت گرنجری متغیر LRPI نیست	۶/۱۶۲۶۱	۰/۰۰۰۱	فرضیه‌ی $H_0$ رد می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

### ۳-۵. برآورد مدل اول و مدل دوم به روش بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل

در ادامه با استفاده از روش بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل به برآورد مدل اول و مدل دوم پژوهش پرداخته می‌شود. روش بوت استرپ استفاده شده، روش MCMB-A است که توسط کچرگینسکی و همکاران (۲۰۰۵) ارائه شده است. لازم به ذکر است که الگوریتم استفاده شده در این پژوهش با ۱۰۰۰ و ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری و فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ مورد بررسی قرار گرفته است. جداول (۴) و (۵) نتایج برآورد بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل برای مدل اول و مدل دوم پژوهش را نشان می‌دهد. در جدول (۴) نتایج برآورد مدل اول با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری نشان می‌دهد که در تمامی دهک‌ها، اجاره‌بهای مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. تفسیر اندازه‌ی ضرایب در هر دهک مشابه با رگرسیون حداقل مربعات است. در دهک اول، یک درصد افزایش در اجاره‌بهای مسکن باعث افزایش ۱/۰۵ درصد در قیمت مسکن شده و در دهک پنجم (میانه)، یک درصد افزایش در اجاره‌بهای مسکن باعث افزایش ۱/۰۸ درصد در قیمت مسکن شده و در دهک نیز یک درصد افزایش در اجاره‌بهای مسکن باعث افزایش ۱/۰۶ درصد در قیمت مسکن شده است. به طور کلی می‌توان بیان داشت که در طول دهک‌های مورد بررسی، ضریب اجاره‌بهای مسکن در دهک‌های ابتدایی روند افزایشی داشته و در دهک ششم به بیشترین مقدار رسیده و از دهک هفتم تا نهم روند کاهشی به خود می‌گیرد. برای درک بهتر این روند، نمودار ضرایب اجاره‌بهای مسکن در دهک‌های مختلف در شکل (۱) به تصویر کشیده شده است. با توجه به جدول (۴) نتایج برآورد با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری نیز نتایج برآورد با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری را تأیید می‌کند.

در جدول (۵) نتایج برآورد مدل دوم با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری نشان می‌دهد که در تمامی دهک‌ها، قیمت مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر اجاره‌بهای مسکن دارد. به طوری که در دهک اول، یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۰/۹۴ درصد در اجاره‌بهای مسکن شده و در دهک پنجم (میانه)، یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۰/۹۲ درصد در

اجاره‌بهای مسکن شده و در دهک نهم نیز یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۰/۹۵ درصد در اجاره‌بهای مسکن شده است. به طور کلی می‌توان بیان داشت که در طول دهک‌های مورد بررسی، ضریب قیمت مسکن در دهک‌های ابتدایی روند کاهشی داشته و در دهک چهارم به کمترین مقدار رسیده و از دهک پنجم روند افزایشی به خود گرفته و در دهک نهم به بیشترین مقدار می‌رسد. در شکل (۲) نمودار ضرایب قیمت مسکن در دهک‌های مختلف آورده شده است. با توجه به جدول (۵) نتایج برآورده با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری نیز نتایج برآورده با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری را تأیید می‌کند.

جدول ۴- نتایج برآورده استرپ رگرسیون کوانتاپل برای مدل اول

نام متغیر	کوانتاپل	با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری			با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری		
		احتمال	t آماره‌ی	ضریب	احتمال	t آماره‌ی	ضریب
LRPI	۰/۱	۰/۰۰۰۰۵۱/۵۹۷۰۲	۱/۰۵۰۳۹۴	۰/۰۰۰۰۵۵/۶۵۳۹۱	۱/۰۵۰۳۹۴	۰/۱	
	۰/۲	۰/۰۰۰۰۱۳۳/۶۱۹۸	۱/۰۶۲۸۸۴	۰/۰۰۰۰۱۱۱/۶۰۱۴	۱/۰۶۲۸۸۴	۰/۲	
	۰/۳	۰/۰۰۰۰۹۹/۹۳۰۱۹	۱/۰۶۷۶۳۸	۰/۰۰۰۰۹۷/۹۴۸۰۰	۱/۰۶۷۶۳۸	۰/۳	
	۰/۴	۰/۰۰۰۰۹۹/۵۴۱۱۴	۱/۰۸۰۵۷۱	۰/۰۰۰۰۹۳/۵۹۵۷۹	۱/۰۸۰۵۷۱	۰/۴	
	۰/۵	۰/۰۰۰۰۱۰/۱۰۵۵۰	۱/۰۸۴۸۳۹	۰/۰۰۰۰۹۵/۶۱۴۸۲	۱/۰۸۴۸۳۹	۰/۵	
	۰/۶	۰/۰۰۰۰۹۶/۰۳۲۶۷	۱/۰۹۰۰۸۲	۰/۰۰۰۰۹۱/۶۸۲۸۰	۱/۰۹۰۰۸۲	۰/۶	
	۰/۷	۰/۰۰۰۰۸۷/۶۲۰۴۲	۱/۰۸۰۹۱۵	۰/۰۰۰۰۸۲/۶۷۰۴۳	۱/۰۸۰۹۱۵	۰/۷	
	۰/۸	۰/۰۰۰۰۱۲۸/۳۴۸۳	۱/۰۶۳۳۲۳	۰/۰۰۰۰۱۱۷/۵۴۸۶	۱/۰۶۳۳۲۳	۰/۸	
	۰/۹	۰/۰۰۰۰۱۲۶/۷۷۰۷	۱/۰۶۳۱۹۴	۰/۰۰۰۰۱۲۰/۷۶۴۷	۱/۰۶۳۱۹۴	۰/۹	
	۰/۱	۰/۰۰۰۶-۳/۵۷۰۶۱۲	-۰/۲۱۶۲۶۶	۰/۰۰۰۳-۳/۸۴۷۵۶۸	-۰/۲۱۶۲۶۶	۰/۱	
	۰/۲	۰/۰۰۰۰-۱۱/۵۰۰۳۴	-۰/۲۳۴۴۳۵	۰/۰۰۰۰-۹/۰۱۷۵۵۳	-۰/۲۳۴۴۳۵	۰/۲	
	۰/۳	۰/۰۰۰۰-۸/۶۱۳۶۳۶	-۰/۲۳۷۰۲۷	۰/۰۰۰۰-۸/۳۷۰۲۶۸	-۰/۲۳۷۰۲۷	۰/۳	
	۰/۴	۰/۰۰۰۰-۷/۹۰۹۱۳۴	-۰/۲۵۲۱۱۸	۰/۰۰۰۰-۷/۳۷۳۱۶۹	-۰/۲۵۲۱۱۸	۰/۴	
	۰/۵	۰/۰۰۰۰-۷/۶۹۷۳۶۸	-۰/۲۵۸۹۹۷	۰/۰۰۰۰-۷/۲۹۲۷۰۲	-۰/۲۵۸۹۹۷	۰/۵	
	۰/۶	۰/۰۰۰۰-۷/۲۴۶۲۱۰	-۰/۲۶۸۶۷۲	۰/۰۰۰۰-۶/۹۰۳۰۵۲	-۰/۲۶۸۶۷۲	۰/۶	
	۰/۷	۰/۰۰۰۰-۵/۵۰۷۱۰۱	-۰/۲۲۸۲۱۶	۰/۰۰۰۰-۵/۲۳۶۸۵۷	-۰/۲۲۸۲۱۶	۰/۷	
	۰/۸	۰/۰۰۰۰-۵/۸۸۹۰۸۱	-۰/۱۶۱۴۱۸	۰/۰۰۰۰-۵/۳۵۲۶۵۰	-۰/۱۶۱۴۱۸	۰/۸	
	۰/۹	۰/۰۰۰۰-۵/۷۵۳۲۸۲	-۰/۱۵۴۱۲۲	۰/۰۰۰۰-۵/۳۷۴۶۵۷	-۰/۱۵۴۱۲۲	۰/۹	C

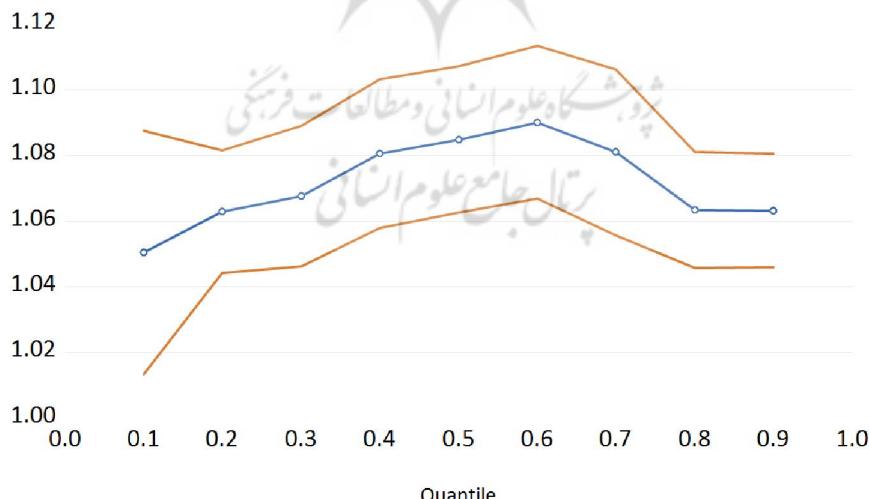
مأخذ: یافته‌های پژوهش

## جدول ۵- نتایج برآورد بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل برای مدل دوم

با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری			با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری			کوانتاپل	نام متغیر
احتمال	t آماره‌ی t	ضریب	احتمال	t آماره‌ی t	ضریب		
۰/۰۰۰۰۰	۱۲۱/۰۰۲۷	-۰/۹۴۰۰۵۶۲	۰/۰۰۰۰۰	۱۱۸/۰۰۶۷	-۰/۹۴۰۰۵۶۲	۰/۱	LHPI
۰/۰۰۰۰۰	۱۱۵/۰۰۷۳	-۰/۹۳۹۰۱۸	۰/۰۰۰۰۰	۱۱۴/۰۰۱۰۵	-۰/۹۳۹۰۱۸	۰/۲	
۰/۰۰۰۰۰	۹۷/۰۰۸۶۵	-۰/۹۲۴۰۳۱	۰/۰۰۰۰۰	۹۲/۰۰۰۶۴	-۰/۹۲۴۰۳۱	۰/۳	
۰/۰۰۰۰۰	۱۱۹/۰۰۱۱	-۰/۹۱۷۳۶۳	۰/۰۰۰۰۰	۱۱۶/۰۰۱۳۱	-۰/۹۱۷۳۶۳	۰/۴	
۰/۰۰۰۰۰	۱۲۹/۰۰۷۴	-۰/۹۲۱۷۹۶	۰/۰۰۰۰۰	۱۲۴/۰۰۸۸۸	-۰/۹۲۱۷۹۶	۰/۵	
۰/۰۰۰۰۰	۱۱۱/۰۰۱۲۲	-۰/۹۲۱۸۴۵	۰/۰۰۰۰۰	۱۱۲/۰۰۷۳۶	-۰/۹۲۱۸۴۵	۰/۶	
۰/۰۰۰۰۰	۱۰۰/۰۰۱۷۵	-۰/۹۲۴۶۴۶	۰/۰۰۰۰۰	۱۰۴/۰۰۱۶۲	-۰/۹۳۴۶۴۶	۰/۷	
۰/۰۰۰۰۰	۱۳۷/۰۰۷۳۸۷	-۰/۹۴۰۰۳۰۶	۰/۰۰۰۰۰	۱۳۸/۰۰۰۷۰	-۰/۹۴۰۰۳۰۶	۰/۸	
۰/۰۰۰۰۰	۸۲/۰۰۰۷۸۳	-۰/۹۵۱۱۳۶	۰/۰۰۰۰۰	۶۸/۰۰۱۷۱۹۴	-۰/۹۵۱۱۳۶	۰/۹	
۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۸۵۷۸۱۳	-۰/۱۴۴۹۶۱	۰/۰۰۰۰۰	۰/۶۱۷۱۸۷	-۰/۱۴۴۹۶۱	۰/۱	C
۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۷۱۸۹۶۸	-۰/۱۵۷۴۵۴	۰/۰۰۰۰۰	۰/۶۷۲۳۳۱۷	-۰/۱۵۷۴۵۴	۰/۲	
۰/۰۰۰۰۰	۶/۰۵۶۰۵۷۳	-۰/۲۱۲۵۹۸	۰/۰۰۰۰۰	۶/۰۲۳۸۷۵۷	-۰/۲۱۲۵۹۸	۰/۳	
۰/۰۰۰۰۰	۹/۰۷۵۳۴۵۸	-۰/۲۴۶۴۷۰	۰/۰۰۰۰۰	۹/۰۳۹۸۷۸۷	-۰/۲۴۶۴۷۰	۰/۴	
۰/۰۰۰۰۰	۱۰/۰۷۵۱۲۴	-۰/۲۳۸۷۴۲	۰/۰۰۰۰۰	۱۰/۰۳۲۵۶۹	-۰/۲۳۸۷۴۲	۰/۵	
۰/۰۰۰۰۰	۱۰/۰۳۹۱۹۴	-۰/۲۴۷۵۰۵۲	۰/۰۰۰۰۰	۱۰/۰۸۲۳۵۳	-۰/۲۴۷۵۰۵۲	۰/۶	
۰/۰۰۰۰۰	۱۰/۰۶۸۶۱۲	-۰/۲۲۹۷۶۰	۰/۰۰۰۰۰	۱۰/۰۴۷۴۰۹	-۰/۲۲۹۷۶۰	۰/۷	
۰/۰۰۰۰۰	۱۳/۰۲۳۹۷	-۰/۲۲۲۶۹۲	۰/۰۰۰۰۰	۱۳/۰۲۳۷۴۳	-۰/۲۲۲۶۹۲	۰/۸	
۰/۰۰۰۰۰	۶/۰۵۹۷۱۰۵	-۰/۲۰۰۹۳۶۳	۰/۰۰۰۰۰	۵/۰۰۴۴۹۶۸	-۰/۲۰۰۹۳۶۳	۰/۹	

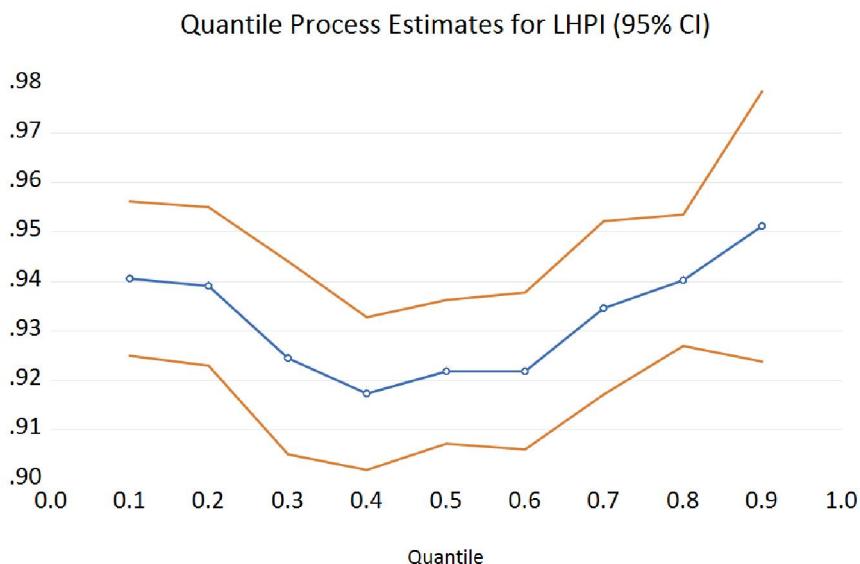
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Quantile Process Estimates for LRPI (95% CI)



شکل ۱- ضرایب و فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ اجاره‌بهای مسکن در دهکهای مختلف

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲- ضرایب و فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ قیمت مسکن در دهک‌های مختلف  
مأخذ: یافته‌های پژوهش

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه دوسویه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. جهت بررسی موضوع از آزمون علیت گرنجر و رویکرد بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود رابطه‌ی علیت دوطرفه بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای مسکن بوده و بر اساس نتایج به دست آمده از روش بوت استرپ رگرسیون کوانتاپل نیز اجاره‌بهای مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن داشته و قیمت مسکن نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر اجاره‌بهای مسکن دارد. در توجیه تأثیر مثبت قیمت مسکن بر اجاره‌بهای مسکن می‌توان بیان داشت که چون اجاره‌ای که بابت مسکن استیجاری پرداخت می‌شود در واقع معادل هزینه‌ی بهره‌مندی از خدمات مسکن مذکور است؛ بنابراین طبیعی خواهد بود که با افزایش قیمت مسکن (به هر دلیلی)، هزینه‌ی استفاده از خدمات مسکن نیز بالا رفته و در نتیجه اجاره‌بهای افزایش یابد. همچنین با توجه به نظریات اقتصادی و شواهد موجود، چون با افزایش قیمت در یکی از بخش‌ها (مثالاً مسکن در این پژوهش) قیمت در سایر بخش‌ها نیز افزایش می‌یابد (تورم بخشی) و انتظارات تورمی بالا شکل می‌گیرد، از این‌رو با افزایش تورم در کنار افزایش قیمت مسکن، قدرت خرید مردم به شدت پایین آمده و صاحبان خانه‌ها در این حالت

فقط به جنبه‌ی سودآوری مسکن به عنوان یک دارایی سرمایه‌ای امن در آینده توجه نمی‌کند بلکه با در نظر گرفتن تورم و کاهش قدرت خرید خود از یک طرف و افزایش هزینه‌ها از طرف دیگر، در پی افزایش اجاره‌بهای مسکن خواهد بود. در توجیه تأثیر مثبت اجاره‌بهای مسکن بر قیمت مسکن نیز می‌توان گفت که با توجه به رابطه‌ی (۱) آورده شده در قسمت مبانی نظری، قیمت مسکن منعکس‌کننده‌ی ارزش فعلی جریان اجاره‌ی انتظاری مسکن در طول دوره‌ی بهره‌برداری است. بنابراین یافته‌ی پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت اجاره‌بهای مسکن بر قیمت مسکن دور از انتظار نبوده است. با توجه به ضرایب متغیرها در هر دو مدل برآورد شده‌ی پژوهش که تقریباً نزدیک به عدد یک هستند و فقط در دهک‌ها تغییر می‌کنند، می‌توان نتیجه گرفت که تقریباً هر افزایشی در قیمت مسکن باعث همان اندازه افزایش در اجاره‌ها و بر عکس شده است. بر این اساس، با توجه به شرایط اقتصادی و سیاسی کشور و کاهش سطح رابطه‌ی بین‌المللی، افت محسوس صادرات، کاهش تولید و افزایش تورم، از آن‌جاکه قدرت خرید مردم به شدت پایین آمده است، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی برای کنترل قیمت و جلوگیری از افزایش قیمت مسکن و افزایش اجاره‌ها، ضمن تحريك تقاضای مصرفی خانوارها برای خرید مسکن در مقابل تقاضای سفته‌بازی (سوداگری) مسکن و حمایت از افراد کم درآمدی که امکان خرید مسکن ندارند در مقابل اجاره‌های سرسام‌آور، مثل دیگر کشورهای دنیا از ابزار مالیات بر عایدی سرمایه استفاده کنند تا با استفاده از این ابزار جلوی تقاضای سفته‌بازی مسکن را گرفته و شرایط مناسب برای تقاضای مصرفی مسکن در بازار مسکن را فراهم نموده و زمینه را برای کاهش واقعی شدن قیمت مسکن مهیا سازند. همچنین با توجه به عدم کفايت درآمد خانوارها در تأمین مسکن مصرفی و حتی مسکن استیجاری به دلیل شرایط تورمی موجود در جامعه، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی نسبت مبلغ وام (تسهیلات) به ارزش واحد مسکونی (LTV) را افزایش دهند (زیرا این نسبت در اقتصاد ما به شدت پایین است) و برای بازپرداخت اقساط وام نیز بازهی بلندمدتی را تعریف کنند. همچنین با تقویت و شناساندن درست بازار سرمایه به مردم با تکیه بر توسعه‌ی ابزارهای مالی، مردم را به سمت سرمایه‌گذاری در مسکن نظری اوراق بدھی مسکن یا خرید سهام شرکت‌های ساختمنی هدایت کنند تا افراد با انگیزه‌ی سفته‌بازی به سمت ساخت و ساز یا خرید مسکن و به دنبال آن اجاره دادن واحد مسکونی، کشیده نشوند.

## منابع و مأخذ:

- ۱- اکبری، ن.ا. ۱۳۹۶. اقتصاد شهری. چاپ اول. انتشارات سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت). پژوهشکدهی تحقیق و توسعهی علوم انسانی. تهران. ۳۵۸ صفحه.
- ۲- بیبانی، ج.، خسروی، ت. ۱۳۹۰. شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سالهای ۱۳۷۱-۱۳۸۷؛ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین). فصلنامهی پژوهش‌های رشد و توسعهی اقتصادی، ۲(۵): ۱۸۱-۱۳۱.
- ۳- حسن‌گودرزی، س.، آرمان‌مهر، م.ر. ۱۳۹۷. تحلیل بازار مسکن و پیش‌بینی قیمت آن تا سال ۱۴۰۵ (مطالعه موردی: شهر تهران). دوفصلنامهی بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۲(۵): ۱۰۳-۷۹.
- ۴- خسروی‌نژاد، ع.ا.، فتحی، ف. ۱۳۹۱. بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران با استفاده از داده‌های تابلویی. فصلنامهی اقتصاد کاربردی، ۳(۸): ۱۶۹-۱۴۱.
- ۵- خلیلی عراقی، م.، حسني، ا. ۱۳۹۴. درآمدی بر اقتصاد مسکن. چاپ دوم. انتشارات دانشگاه تهران. تهران. ۲۰۶ صفحه.
- ۶- دانشپور، س.ع.، حسینی، س. ۱۳۹۱. جایگاه عوامل کالبدی در کاهش قیمت مسکن. فصلنامهی معماری و شهرسازی آرمان‌شهر، ۵(۹): ۷۱-۶۱.
- ۷- شعبانپور، ز.، شکرگزار، ا.، جعفری مهرآبادی، م. ۱۳۹۸. بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر رشت). فصلنامهی آمایش محیط، ۱۲(۴۶): ۸۲-۶۳.
- ۸- قادری، ج.، ایزدی، ب. ۱۳۹۵. بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰). فصلنامهی اقتصاد شهری، ۱(۱): ۷۵-۵۵.
- ۹- قاسمی، م.ر.، اربابیان، ش.، جعفری، ا. ۱۳۹۲. اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن در ایران و تأثیر سیاست‌های پولی بر آن. فصلنامهی پژوهش‌های پولی-بانکی، ۱(۱۸): ۲۱-۱.
- ۱۰- قلی‌زاده، ع.ا.، کمیاب، ب. ۱۳۸۹. بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین‌کشوری. فصلنامهی تحقیقات اقتصادی، ۳(۴۵): ۳۱-۱.
- ۱۱- کمیجانی، ا.، گندلی علیخانی، ن.، نادری، ا. ۱۳۹۲. تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. فصلنامهی راهبرد اقتصادی، ۲(۷): ۳۸-۷.
- ۱۲- گودرزی، ع.، حق‌زاد، آ.، رمضانی‌پور، م.، بزرگ‌مهر، ک. ۱۴۰۱. تحلیل عوامل مؤثر بر عدم موفقیت سیاست‌های زمین و مسکن در منطقه ۲۲ تهران. فصلنامهی آمایش محیط، ۱۵(۵۸): ۸۰-۵۹.
- ۱۳- معبدی، ر.، حسنوند، د. ۱۳۹۸. ارتباط ارزش افزوده اقتصادی و مصرف آب در بخش کشاورزی و صنعت. فصلنامهی علوم و مهندسی آب و فاضلاب، ۴(۱): ۵۱-۴۲.

- ۱۴- موحد، م.، شیخی، ح. ۱۳۹۹. بررسی تأثیر گسترش حمل و نقل عمومی بر قیمت مسکن با استفاده از مدل هدایتیک (نمونه موردی: شهر کرمانشاه). *فصلنامه‌ی آمایش محیط*, ۱۳(۵۱): ۱۷۸-۱۵۹.
- ۱۵- مهرآرا، م.، شیرمحمدی، پ. ۱۳۹۸. اثر درآمدهای گردشگری بر نابرابری درآمد با رویکرد رگرسیون پانل کوانتایل (مطالعه موردی: منتخب کشورهای در حال توسعه). *فصلنامه‌ی مطالعات مدیریت گردشگری*, ۱۴(۴۶): ۲۲۲-۱۹۷.
- ۱۶- نصرالهی، خ.، آزادغلامی، ا. ۱۳۹۲. تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران. *فصلنامه‌ی روند*, ۲۰(۶۳ و ۶۴): ۳۸-۱۵.
- 17- Belke, A., Keil, J. 2018. Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions. *International Advances in Economic Research*, 24(1): 25-45.
- 18- Carreras-i-Solanas, M., Mascarilla-i-Miro, O., Yegorov, Y. 2004. The Evolution and the Relationship of House Prices and Rents in Barcelona, 1970-2002. *European Journal of Housing Policy*, 4(1): 19-56.
- 19- 19- Gok, I. Y., Keceli, A. 2015. Determinants of House Prices in Turkey: Comparative Analysis of Development Regions. *The 2015 WEI International Academic Conference Proceedings*, Harvard, USA, 110-122.
- 20- 20- Hargreaves, B. 2008. What Do Rents Tell Us About House Prices?. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 1(1): 7-18.
- 21- 21- Meira da Cunha Pereira, S. 2017. Exploring the Relationship between Residential Rents and House Prices in the Portuguese Residential Real Estate Market. Master's Degree Dissertation in Management, Faculdade de Economia do Porto.
- 22- Tripathi, S. 2020. Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis. MPRA Paper, No. 98089, 1-17.