

## شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۱؛ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توپین)

دکتر جهانگیر بیابانی\*، تقوا خسروی\*\*

دریافت: ۱۳۹۰/۷/۱ پذیرش: ۱۳۹۰/۸/۳۰

### چکیده

در این مطالعه نگارنده بر آن است تا با دو رویکرد اقتصادسنجی و گرافیکی به بررسی وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران برای دوره‌ی ۱۳۸۷:۴-۱۳۷۱:۱ بپردازد. برای این امر مدل پوتربا با تئوری Q توپین ترکیب شده تا ابزار آکادمیک مناسبی برای تحلیل آثار کوتاه مدت و بلندمدت شوک‌های عرضه و تقاضا بر قیمت و همچنین انحراف از ارزش بنیادی مسکن فراهم گردد. در رویکرد اقتصادسنجی، با استفاده از متغیرهای موجود در مدل پوتربا به عنوان عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن و شاخص Q توپین به عنوان معیار تأثیرگذار بر عرضه‌ی مسکن، قیمت بنیادی مسکن به کمک الگوی ARDL تخمین زده شده و پسماند مدل به عنوان مؤلفه‌ی حبابی در نظر گرفته شده است. در رویکرد گرافیکی از روش دیگر شناسایی حباب یعنی انحراف از میانگین بلندمدت برخی شاخص‌ها همچون قیمت به هزینه ساخت، قیمت به اجاره، قیمت به درآمد و قیمت به متغیر جمعیتی، بهره‌گیری شده و نمودار نسبت‌های مذکور ترسیم شده است. عمدتاً در هر دو روش، وجود حباب در سال ۱۳۸۶ در بازار مسکن تهران تایید شده است. همچنین یافته‌های مدل ARDL حاکی از آن است که نرخ تورم، نسبت Q توپین، اجاره‌ی واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن همگی از عوامل مهم تعیین‌کننده‌ی قیمت بنیادی مسکن در تهران بوده و این متغیرها با ۹۵٪ اطمینان به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارند.

**کلمات کلیدی:** قیمت بنیادی مسکن، حباب قیمت مسکن، مدل پوتربا، تئوری Q توپین، الگوی ARDL.

**طبقه‌بندی JEL:** R21، R31، E3، C01.

Email: Jbiabani2000@yahoo.com

\* استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور

Email: Taghva\_khosravi@yahoo.com

\*\* کارشناس ارشد مهندسی مالی، نویسنده مسئول

## ۱- مقدمه

تصمیم‌گیری در خصوص چگونگی سرمایه‌گذاری وجوه حاصل از درآمد، همواره یکی از چالش‌های مهم پیش‌روی همه‌ی اشخاص حقیقی و حقوقی در حوزه‌های مالی-اقتصادی است. در مقایسه با بازار املاک و مستغلات، سرمایه‌گذاری در برخی از اقسام دارایی‌ها نظیر سهام و سایر اوراق بهادار، نیازمند برخورداری از مهارت‌های علمی و تجربی خاص به منظور توانایی در تجزیه و تحلیل شرایط موجود و سنجش تناسب ریسک و بازده دارایی می‌باشد. از این منظر، می‌توان از مسکن به عنوان یک دارایی با خاصیت دوگانه‌ی مصرفی-سرمایه‌ای یاد کرد که به دلیل تأمین یکی از نیازهای اساسی انسان از این امر مستثنی است و شاید همه‌ی قشرهای جامعه به نوعی در یکی از مراحل عمر خود با تصمیم‌گیری در مورد خرید، فروش و یا سایر اشکال مالکیت آن روبرو شوند.

از سوی دیگر به دلیل شرایط اقتصادی و فرهنگی حاکم بر ایران، بُعد سرمایه‌ای بودن مسکن از مصرفی بودن آن پیشی گرفته و به دلیل بازده بالا در مقابل ریسک نسبتاً پایین آن در مقایسه با سایر دارایی‌ها، یکی از گزینه‌های جذاب برای سرمایه‌گذاری و تعدیل ریسک پرتفوی به شمار می‌رود.

به علاوه، مسکن به لحاظ برخورداری از سهم قابل توجه در عرصه‌های گوناگون اقتصادی، موضوعی است که توجه به آن در تصمیم‌سازی‌های سیاست‌گذاران نقش به‌سزایی دارد. از جمله این که مسکن حدود ۴۰-۲۰ درصد از تشکیل سرمایه ثابت کشور؛ ۳۰ درصد از کل هزینه خانوارها؛ ۱۲.۸ درصد از ایجاد اشتغال؛ ۳۰-۲۰ درصد از کل نقدینگی و ۲۴-۲۱ درصد از کل تسهیلات بانکی کشور را به خود اختصاص می‌دهد (باستانی و دیگران، ۱۳۸۷).

همچنین سهم ارزش افزوده ساختمان و مسکن از تولید ناخالص داخلی (GDP) در دو

مرحله‌ی تولید و بهره برداری<sup>۱</sup> نیز در بازه‌ی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۹، به طور متوسط معادل ۱۶.۵٪ بوده که در مقایسه با سایر فعالیت‌های اقتصادی بالاترین سهم را دارد. بدین ترتیب با توجه به سهم ارزش افزوده‌ی بخش ساختمان و مسکن، ایجاد حباب قیمت مسکن در سطح اقتصاد کلان می‌تواند منجر به ایجاد رکود و کساد در کل اقتصاد شود. علاوه بر این مردم از آثار روانی این موضوع نیز آسیب دیده و اعتماد خود را به سیستم اقتصادی از دست می‌دهند و عدم امنیت ناشی از ریاضت اقتصادی منجر به شکل‌گیری اعتراضات و آشوب‌های مردمی می‌گردد؛ که حتی در برخی موارد این آشوب‌ها به عرصه‌های سیاسی و حتی تغییر ماهیت یک کشور می‌انجامد. همان طور که در روسیه منجر به تسلیم کمونیسم و در آلمان منجر به تسلیم سوسیالیسم ملی شد.

بنابراین یافتن شیوه‌های علمی که امکان رصد تغییرات این بازار را به طور مستمر و در بازه‌های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت برای ما فراهم آورد، از اهمیت به سزایی برخوردار است. به خصوص این که ماهیت نوسانی و وجود روندهای حبابی از ویژگی‌های کلیدی اقتصاد مسکن ایران به شمار می‌رود.

صاحب نظران، در یک تقسیم‌بندی حباب‌ها را به دو نوع تصادفی<sup>۲</sup> و قطعی<sup>۳</sup> تقسیم می‌کنند که نوع تصادفی آن در مطالعات بلنچارد و واتسون<sup>۴</sup> (۱۹۸۲) دیده می‌شود. در تقسیم‌بندی دیگری که به «حباب سفته بازی» شهرت دارد، حباب‌ها را به صورت انحراف از ارزش پایه ای دارای تعریف می‌کنند. در این طبقه‌بندی پنج نوع حباب شناسایی شده است که عبارتند از:

---

۱. واحدهای مسکونی در گروه خدمات (زیر بخش خدمات مستغلات و خدمات حرفه ای و تخصصی) نیز معادل مبلغ اجاره‌ی واقعی و برآوردی، در مناطق شهری و روستایی، ارزش افزوده ایجاد می‌کنند.

2. Stochastic  
3. Deterministic  
4. Blanchard & Watson (1982)

حباب‌های عقلایی<sup>۱</sup>، حباب‌های تقریباً عقلایی<sup>۲</sup>، حباب‌های ذاتی<sup>۳</sup>، حباب‌های زودگذر (غیر عقلایی<sup>۴</sup>) و حباب‌های اطلاعاتی<sup>۵</sup>.

عموماً برای تشخیص وجود حباب سفته بازی قیمت مسکن دو روش تفاضل قیمت بازاری از قیمت بنیادی مسکن و انحراف از میانگین بلندمدت برخی نسبت‌ها همچون نسبت قیمت به هزینه ساخت ( $P/CC$ )، قیمت به اجاره ( $P/R$ )، قیمت به درآمد ( $P/Y$ ) و قیمت به متغیر جمعیتی ( $P/DM$ ) مرسوم می‌باشد. در روش اول؛ قیمت بنیادی مسکن برآورد شده و جزء غیر بنیادی (پسماند) به عنوان مؤلفه‌ی حبابی استخراج می‌شود. در مطالعات انجام شده در این حوزه عمدتاً برآورد قیمت بنیادی مسکن از دو طریق صورت گرفته است؛ مدل‌های رگرسیونی چند متغیره نظیر OLS، VAR و ARDL و یا مدل‌های قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای نظیر CAPM که قیمت مسکن را معادل ارزش فعلی جریان‌ات آتی آن تعریف می‌کنند. لیکن نتایج آزمون‌های آماری ریشه واحد، برون زایی و همجمعی حاکی از آن بود که با توجه به ویژگی‌های آماری متغیرهای این مطالعه، روش ARDL مناسب‌ترین گزینه برای دستیابی به برآورد کاملاً سازگار، غیر کاذب و با بالاترین ضریب اطمینان از مدل می‌باشد. ضمن این که دستیابی به اهداف این مطالعه که همانا استخراج پسماند می‌باشد تنها از طریق این مدل امکان‌پذیر خواهد بود. در این مطالعه از روش انحراف از میانگین بلندمدت شاخص‌های یاد شده نیز به عنوان ابزار مکمل و معیار تشخیص درستی نتایج مدل اول بهره گیری شده است.

- 
1. Rational
  2. Near Rational
  3. Intrinsic
  4. Fad
  5. Informational
  6. Capital Asset Pricing Model

## ۲. پیشینه‌ی تحقیق

### ۲-۱. مطالعات خارجی حباب قیمت مسکن

▪ چان، لی و وو<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)؛ در یک مطالعه‌ی تجربی تحت عنوان «کشف حباب عقلایی املاک مسکونی هنگ کنگ» با استفاده از آزمون جریان، به کشف و بررسی وجود مجموع خطای تصریح<sup>۲</sup> و حباب‌های عقلایی در بازار مسکن هنگ کنگ می‌پردازند. در این مطالعه، قیمت مسکن به سه جزء قیمت پایه ای، حباب‌های عقلایی و خطای تشخیص نادرست تجزیه شده و قیمت پایه ای از طریق مجموع ارزش فعلی درآمد اجاره ای مورد انتظار که در نرخ بازدهی ثابت تنزیل شده است، محاسبه می‌شود. جزء حبابی نیز به صورت فرآیند تصادفی در نظر گرفته شده است. پس از انجام این دو آزمون، آنان نشان می‌دهند که قیمت مسکن دارای این دو جزء است و سپس مقادیر این دو جزء را از قیمت جدا می‌کنند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در شهر هنگ کنگ از سال ۱۹۸۵ حباب در حال رشد وجود داشته که در طول سال‌های ۹۲-۱۹۹۱ حباب فرو می‌باشد و ۲۰٪ قیمت مسکن کاهش می‌یابد. سپس در طول یک سال، بار دیگر قیمت ۴۰٪ رشد کرده و سپس در طول یک سال بعدی ۵۰٪ فرو می‌ریزد و دوباره در سال‌های ۹۷-۱۹۹۵ به نقطه‌ی اوج می‌رسد.

▪ هو و یو<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)؛ در مقاله‌ی «قیمت مسکن در هنگ کنگ، پکن و شانگهای» به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در پکن و شانگهای طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۰ می‌پردازند. این مقاله، چارچوب کلی مدل را از طریق بهره‌گیری از روش‌های استاندارد اقتصادسنجی ارائه می‌دهد. این آزمون‌ها شامل آزمون‌های علیت گرنجر<sup>۴</sup>، تجزیه و تحلیل‌های تعمیم

1. Chan, H. L. ; Lee, S. K. and Woo, K. Y. (2001)

2. Misspecification Error

3. Hui, E.C.M & Yue, S.(2006)

4. Granger Causality Tests

یافته تابع عکس‌العمل تکانه<sup>۱</sup> و فرم خلاصه شده از عوامل تعیین کننده‌ی قیمت مسکن است. یافته‌ها نشان می‌دهد که در سال ۲۰۰۳، حباب قیمت مسکن در شانگهای وجود داشته است که در حدود ۲۲ درصد از قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار داده است. این در حالی است که در همان سال در پکن علائمی از وجود حباب مشاهده نمی‌شد.

▪ **اسچکر<sup>۲</sup> (۲۰۰۷)**: در پژوهشی به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در شهر هامبولد آمریکا می‌پردازد. در این بررسی از روش نسبت قیمت به اجاره (P/E) برای تشخیص حباب در دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۹ استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در خلال سه سال از ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۰۴ متوسط رشد قیمت مسکن ۷۲ درصد معادل ۱۱۳.۷۵۰ دلار افزایش یافته است که در این میان بیشترین سرعت رشد مربوط به سال ۲۰۰۴ می‌باشد. در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ نسبت P/E سه واحد افزایش یافته در حالی که این نسبت از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۲ هرگز بیش از یک واحد کاهش یا افزایش نداشته است. از این مسئله می‌توان نتیجه گرفت که حباب قیمت در بازار مسکن هامبولد وجود دارد.

▪ **زبیب<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)**: در مطالعه‌ی «حباب قیمت مسکن در سوئد» به بررسی و پاسخ‌گویی به این سؤال می‌پردازد که آیا قیمت موجود در بازار مسکن سوئد را حباب تشکیل داده است یا خیر. در این مطالعه، با استفاده از شاخص‌های مقایسه‌ای، سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار گرفته است. با این شاخص‌ها، شامل شاخص قیمت مسکن به اجاره و نسبت در آمد به اجاره، تغییر در روند حرکت قیمت مسکن و همچنین تغییر در متغیرهای دموگرافیکی مورد مقایسه قرار می‌گیرد. علاوه بر این‌ها، عوامل بنیادی دیگری مانند نرخ سود، بدهی‌ها و دوره‌ی برگشت مالی مسکن مورد بحث قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در بازار مسکن سوئد حباب وجود نداشته است.

1. Generalized Impulse Response Analysis

2. Eschker, E. (2007)

3. Zbib, Z. (2006)

▪ سوئرنسن<sup>۱</sup> (۲۰۰۶): در مطالعه ای تحت عنوان «پویایی های قیمت مسکن؛ برگرفته از شواهد بین المللی» به دنبال بررسی علل افزایش جهانی و جنبش های کوتاه مدت قیمت مسکن می باشد. وی بازار مسکن چهار کشور آمریکا، انگلیس، نروژ و هلند را از زمان تولید داده ها در هر کشور تا سال ۲۰۰۴، مورد بررسی قرار داده است. برای این امر ابتدا ترکیبی از مدل پوتربا و Q توبین را به عنوان مبنای تئوریک مدل انتخاب کرده و سپس با استفاده از مدل ARDL به تخمین قیمت بنیادی مسکن پرداخته و پسماند مدل را به عنوان حباب در نظر گرفته است. در این مطالعه متغیرهای بنیادی توضیح دهنده ی قیمت مسکن که از مدل پوتربا و توبین استخراج شده و در مدل وارد شده اند عبارتند از؛ درآمد، هزینه ساخت، اجاره و متغیرهای جمعیتی (جمعیت بین ۱۵ تا ۳۵ سال به عنوان تقریبی از جمعیت خریداران مرتبه اول مسکن). در مرحله ی بعد، وی برای مشاهده ی تأثیر قیمت دوره ی قبل در روند حبابی و ریسک ترکیدن حباب، متغیر قیمت اسمی مسکن با یک وقفه را در مدل ECM لحاظ کرده و متغیرهای مربوطه را در قالب یک معادله ی رگرسیونی دیگر مورد بررسی قرار می دهد. از آن جا که جامعه ی آماری مورد مطالعه، شامل بازار مسکن چهار کشور می باشد نتایج متفاوتی برای هر کشور گزارش شده که این نتایج به تفکیک در پیوست «ج» قابل مشاهده می باشد. لیکن به عنوان یک نتیجه کلی اذعان می دارد که درآمد سرانه، اجاره و هزینه ساخت از مهم ترین متغیرهای موثر بر قیمت بلندمدت در کلیه ی بازارهای مسکن می باشد که ترکیب مدل پوتربا- توبین از آن حمایت می کند.

## ۲-۲. مطالعات داخلی حباب قیمت مسکن

در ایران نیز، مطالعاتی در خصوص حباب قیمت مسکن انجام شده است که در ادامه به اختصار توضیح داده می شود.

---

1. Soerensen, J. K. (2006)

▪ **عاشری (۱۳۸۸)**؛ در مطالعه ای حباب قیمت مسکن در شهر تهران را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه با استفاده از داده های قیمت مسکن در شهر تهران طی دوره ۱۳۷۰:۱-۱۳۸۵:۴ مدل های ARDL تخمین زده شده و اجزای پسماند معادله ی قیمت به عنوان حباب در نظر گرفته شده است. در مدل اول قیمت مسکن تابع شاخص سهام، نرخ ارز، تورم و نقدینگی می باشد. در مدل دوم؛ یکی دیگر از رویکردهای تشخیص حباب به کار گرفته شده است. در این رویکرد، قیمت مسکن به عنوان متغیر وابسته و حباب به عنوان متغیر مستقل وارد مدل می شود. اگر متغیر حباب معنادار باشد نشان از وجود حباب دارد. به این ترتیب در مدل دوم اثر حباب بر قیمت مسکن به روش VAR بررسی شده است. هر دو مدل شکل گیری حباب در سال ۱۳۸۵ را تأیید نموده و نشان می دهد که حباب از عوامل مهم تعیین کننده ی قیمت مسکن در تهران می باشد.

▪ **یزدانی (۱۳۸۸)**؛ با استفاده از مدل رگرسیون جابجایی رژیم در تعریف حباب، این فرض که افزایش و کاهش یکباره قیمت مسکن در تهران بنیادی نیست و حباب گونه است را طی دوره ۱۳۷۱:۱-۱۳۸۶:۴ مورد آزمون قرار می دهد. در این مطالعه برای انجام این آزمون، ابتدا قیمت مسکن به دو جزء بنیادی و غیر بنیادی تفکیک شده و جزء بنیادی از طریق مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) برآورد شده و پسماند مدل به عنوان مؤلفه ی حبابی قیمت در نظر گرفته شده است. در مرحله ی بعد این مؤلفه مورد آزمون قرار گرفته که آیا بازدهی دارایی مسکن در تهران از مؤلفه ی حبابی قیمت پیروی می کند یا خیر. در صورت تأیید فرضیه، می توان گفت حباب قیمتی در بازار وجود دارد. نتایج آزمون محقق حاکی از آن است که وجود حباب در قیمت مسکن تهران با اطمینان بالایی (۹۵٪) پذیرفته نمی شود و می توان گفت افزایش قیمت مسکن در تهران معمولاً پس از قرار گرفتن در مرز تشکیل حباب فروکش کرده و در سیر نزولی قرار گرفته است.

▪ **قلی زاده (۱۳۸۸)**؛ در پژوهشی تحت عنوان «حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده آن در ایران» با سه روش به شناسایی حباب قیمت در بازه ی ۱۳۷۰:۱-۱۳۸۶:۴



پرداخته و عوامل موثر بر آن را بررسی می‌کند. در روش اول؛ قیمت مسکن با استفاده از داده‌های نرخ سود واقعی، نقدینگی واقعی، هزینه واقعی ساخت و مساحت ساختمان‌های شروع شده و به روش ARDL برآورد شده و پسماند آن به عنوان حباب در نظر گرفته شده است. از نتایج این روش صرفاً جهت برآورد سهم اجزای بنیادی و غیر بنیادی (حباب) در قیمت مسکن در دوره‌ی تشکیل و فروپاشی حباب استفاده شده است. در روش دیگر با استفاده از دو شاخص نسبت قیمت به اجاره (P/R) و انحراف معیار متحرک قیمت مسکن (SD) به عنوان شاخص‌هایی که انحراف از میانگین بلندمدت آن‌ها بازگو کننده‌ی حباب می‌باشد به بررسی عوامل مؤثر بر حباب می‌پردازد. برای این منظور حباب‌های حاصله از دو روش P/R و SD به طور جداگانه به عنوان متغیر وابسته وارد مدل شده و اثر متغیرهای کلان اقتصادی (متغیرهای مستقل) بر حباب بار دیگر با استفاده از روش ARDL بررسی شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که عموماً حباب موضوعی کوتاه مدت است و در بلندمدت، جزء بنیادی، تعیین کننده‌ی قیمت مسکن است، نه حباب. همچنین نرخ سود، حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها عموماً از عوامل اصلی تعیین کننده‌ی حباب قیمت مسکن در نقاط شهری کشور بوده است و عوامل دیگر نیز با اهمیت کم تری در شکل گیری حباب نقش داشته‌اند.

در جدول پیوست «ج»، جزئیات نتایج آماری سه مطالعه‌ی قلی زاده (۱۳۸۸)، عاشری (۱۳۸۸) و سوئرنسن (۲۰۰۶) و مطالعه حاضر گزارش شده است.

### ۳. تصریح مدل تحقیق

در این بخش با استفاده از سه رویکرد تئوریک، گرافیکی و اقتصادسنجی به بحث و بررسی در مورد مدل می‌پردازیم. ابتدا با استفاده از یافته‌های جیمز پوتربا<sup>۱</sup> (۱۹۸۴) در حوزه‌ی هزینه‌ی استفاده از مسکن و جیمز توین<sup>۲</sup> (۱۹۶۹) در حوزه‌ی شاخص جذابیت سرمایه

1. Poterba, J.M. (1984)

2. Tobin, J. (1969)

گذاری، به تبیین مدلی جهت استخراج متغیرهای بنیادی توضیح دهنده‌ی قیمت مسکن در بلند مدت می‌پردازیم؛ سپس برای دستیابی به بینش شهودی نسبت به مسئله و مشاهده‌ی چگونگی واکنش قیمت مسکن نسبت به تغییر هر یک از متغیرهای بنیادی استخراج شده از مدل پوتربا-توبین، بخش بعدی را با عنوان رویکرد گرافیکی به مدل، با ترسیم نموداری برخی نسبت‌ها که در ادامه معرفی شده است، پی خواهیم گرفت و سرانجام در بخش انتهایی با بیان رویکرد اقتصادسنجی، به توضیح مدل و سازوکار آن خواهیم پرداخت.

### ۳-۱. رویکرد تئوریک به مدل

افراد مقیم در مسکن تحت مالکیت خود که در اصطلاح موضع آن‌ها «مالک-مقیم» یا «مالک-نشین» اطلاق می‌شود، همواره ناگزیر از ارزیابی و در نهایت ایجاد برابری و تعادل بین هزینه نهایی و منفعت نهایی حاصل از خدمات مسکن می‌باشند، چرا که در صورت پیشی گرفتن هر یک از این دو جزء بر دیگری، نیروهای تعدیل کننده دوباره فشار خود را برای برقراری مجدد تعادل اعمال خواهند کرد. بدین معنا که مالک یک واحد مسکونی تا زمانی که ارزش نهایی خدمات آن واحد برابر هزینه‌های آن شود، موضع مالکیت خود را حفظ نموده و در غیر این صورت ممکن است سایر اشکال مالکیت مسکن همانند اجاره و غیره را برگزیند.

همان طور که قبلاً نیز اشاره شد؛ مسکن کالایی دوگانه با ابعاد مصرفی و سرمایه‌ای است؛ لیکن پوتربا با تمرکز بر بُعد مصرفی مسکن که تابع هزینه‌ی استفاده<sup>۱</sup> از مسکن می‌باشد، مدل خود را پایه گذاری نموده است. در این رویکرد، مصرف کننده بر اساس تابع هزینه استفاده قادر به حداکثر سازی مطلوبیت مورد انتظار خود از مصرف مسکن (H) و سایر کالاها (C) خواهد شد. در ادامه کاربرد هزینه استفاده مسکن در مدل پوتربا تشریح می‌گردد.

---

1. User Cost

لازم به ذکر است که در این رویکرد، هزینه استفاده از مسکن به صورت هزینه خدمات<sup>۱</sup> ناشی از نگهداری یک واحد مسکونی که طی یک دوره به مالک تحمیل می‌شود، تعریف می‌گردد.

### ۱-۱-۳. ساختار تئوریک مدل پوتربا

در این جا از رابطه ای که پوتربا تحت فروض معینی، صرفاً برای هزینه‌ی استفاده از بنای ساختمان (نه بنا و زمین توأمان) و از منظر مالک-مقیم (نه مستأجر) ترتیب داده است، استفاده خواهیم کرد.

این فروض عبارتند از این که؛

- ۱- کلیه‌ی بناهای ساختمانی با نرخ ثابت  $\delta$  مستهلک می‌شوند؛
  - ۲- هزینه‌های تعمیر و نگهداری مورد نیاز  $(K)$ ، برابر با کسری از ارزش جاری مسکن است؛
  - ۳- بناهای ساختمانی، مشمول مالیات بر دارایی (املاک و مستغلات) معادل نرخ  $\mu$  می‌باشند؛
  - ۴- برای همه افراد نرخ نهایی مالیات بر درآمد برابر  $\theta$  است؛
  - ۵- نرخ وام دهی و وام گیری برای همه‌ی مقادیر، معادل نرخ سود اسمی  $(i)$  می‌باشد<sup>۲</sup>.
- بنابراین با توجه به فروض فوق، رابطه‌ی ریاضی هزینه استفاده برای یک دوره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$UC_t = P_t(\delta + \kappa + (1 - \theta)(i + \mu) - \pi_t^H) \quad (۳-۱)$$

با بسط رابطه‌ی (۳-۱) رابطه‌ی (۳-۲) حاصل خواهد شد، این رابطه به شکل گویاتری تأثیر

---

#### 1. Service Cost

۲. اگر هزینه فرصت سرمایه گذاری (نرخ وام دهی)  $i_0$  متفاوت از هزینه‌ی وام گیری (استقراض)  $i_B$  باشد در آن صورت نسبت وام به ارزش  $(L)$  در خرید مسکن با مشکل مواجه می‌شود و هزینه استفاده برابر خواهد بود با:

$$UC_t^H = (\delta + \kappa + (1 - \theta)[Li_B + (1 - L)i_0 + \mu] - \pi_t^H)$$

هر جزء را بر هزینه‌ی استفاده بازگو خواهد کرد.

$$UC_t = P_t(\delta + \kappa + i + \mu - \theta i - \theta \mu - \pi_t^H) \quad (۳-۲)$$

که در این رابطه؛

$UC_t$ ، نرخ هزینه استفاده از مسکن در دوره  $t$ ؛  $P_t$ ، متوسط ارزش بازاری مسکن؛  $\delta$ ، نرخ استهلاک پس از کسر مالیات؛  $\kappa$ ، نرخ هزینه تعمیر و نگهداری؛  $i$ ، نرخ سود تسهیلات مسکن؛  $\mu$ ، نرخ هزینه فرصت دارایی مسکن؛  $\theta$ ، نرخ مالیات بر درآمد و  $\pi_t^H$ ، نرخ عایدی اسمی سرمایه می باشد.

گفتنی است از آنجا که در واقعیت در اغلب کشورها، هزینه‌ی فرصت و وام رهنی، معاف از مالیات بوده و هیچ گونه مالیاتی بابت اخذ تسهیلات از سوی دولت دریافت نمی‌شود، لذا فرض می‌شود که معادل مبلغ مالیاتی آن‌ها برای مالک ذخیره و به عایدی وی اضافه شده است. بنابراین معافیت‌های مالیاتی اثر کاهنده بر هزینه‌ی استفاده از مسکن دارند. در قدم بعد به منظور همگن سازی رابطه‌ی اخیر، متوسط ارزش بازاری مسکن ( $P_t$ ) را می‌توان برابر یک فرض کرد. ( $P_t=1$ )

$$UC_t = \delta + \kappa + (1 - \theta)(i + \mu) - \pi_t^H \quad (۳-۳)$$

اگر هزینه‌ی خدمات یک دوره نگهداری یک واحد مسکونی را کسری ( $w$ ) از قیمت واقعی آن در زمان  $t$  ( $q_t$ ) فرض کنیم، در این صورت برقراری تعادل میان منفعت نهایی  $\left( R(H_t, y_t, dm_t) \right)$  و هزینه‌ی نهایی ( $wq_t$ ) خدمات مسکن از سوی مالکان را می‌توان به صورت زیر نمایش داد<sup>۲</sup>:

### 1. Mortgage Interest Payments

۲. در سراسر این بحث ریسک و عدم اطمینان هیچ نقشی در تعیین تعادل بازار دارایی ایفا نمی‌کند و یک مدل کامل تر می‌تواند اهمیت ملاحظات پرتفوی را در تصمیمات خرید مسکن منعکس نماید.

$$(w = UC_t) \quad (3-4)$$

$$R(H_t, y_t, dm_t) = wq_t$$

که در این رابطه؛

$R(H_t, y_t, dm_t)$ ، اجاره‌ی برآوردی می‌باشد که خود تابعی است از  $H_t$  موجودی مسکن در زمان  $t$ ؛  $y_t$ ، درآمد سرانه در زمان  $t$  و  $dm_t$ ، متغیر جمعیتی در زمان  $t$ . در این رابطه  $q_t$ ، قیمت واقعی مسکن در زمان  $t$  می‌باشد.

### ۳-۱-۲. تعادل بازار دارایی در مدل پوتربا

شرط تعادل در بازار دارایی را می‌توان بر حسب قیمت‌های واقعی با توجه به عبارت زیر بازنویسی کرد:

$$\pi_t^p = \frac{q_t}{q_t} = \pi_t^H - \pi_t \Rightarrow \pi_t^H = \frac{q_t}{q_t} + \pi_t \quad (3-5)$$

که در این رابطه؛

$q_t$ ، افزایش (کاهش) مورد انتظار قیمت مسکن؛  $\pi_t^p$ ، نرخ عایدی سرمایه‌ی واقعی مسکن؛  $\pi_t^H$ ، نرخ عایدی سرمایه‌ی اسمی مسکن و  $\pi_t$ ، نرخ تورم عمومی است. با جایگذاری عبارت (۳-۵) در رابطه‌ی (۳-۴) می‌توان شرایط تعادلی در بازار دارایی و هزینه‌ی خدمات مسکن را بر حسب تورم عمومی جامعه، به شکل زیر نشان داد:

$$\frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{q_t} = \delta + \kappa + (1 - \theta)(i + \mu) - \pi_t - \frac{q_t}{q_t} \quad (3-6)$$

به منظور مطالعه‌ی تغییرات واقعی قیمت مسکن، متغیر جدید  $v$  به شکل زیر تعریف شده است:

$$v = \delta + \kappa + (1 - \theta)(i + \mu) - \pi_t \quad (3-7)$$

با جایگذاری  $v$  در رابطه‌ی (۳-۶) رابطه‌ی زیر که نمایانگر شرط عدم آربیتراژ می‌باشد حاصل می‌گردد.

$$\begin{aligned} \frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{q_t} &= v_t - \frac{\dot{q}_t}{q_t} \Rightarrow R(H_t, y_t, dm_t) = v_t q_t - \dot{q}_t \Rightarrow \dot{q}_t \\ &= -R(H_t, y_t, dm_t) + v_t q_t \end{aligned}$$

$\dot{q}_t$  در این رابطه بیانگر حداقل عایدی سرمایه‌ی واقعی مورد تقاضا از سوی سرمایه‌گذار است که در صورت تحقق، فرد را تشویق به نگهداری مسکن به عنوان دارایی، در شرایط حاکم بر بازار مسکن می‌نماید. همان‌طور که پیداست؛ بازده مورد تقاضای سرمایه‌وابسته به دو عامل بازده مسکن ( $R(H_t, y_t, dm_t)$ ) و هزینه استفاده ( $v_t$ ) می‌باشد. هر چه اختلاف بین هزینه‌ی استفاده و منفعت نهایی حاصل از اجاره عدد مثبت‌تری باشد یا به عبارت دیگر هزینه استفاده بیشتر از اجاره باشد، فرد به منظور پوشش ریسک و حفظ موقعیت خود، عایدی سرمایه بالاتری را انتظار دارد؛ به طوری که این عایدی حداقل پوشش دهنده‌ی هزینه‌های استفاده، بعد از کسر اجاره باشد. در واقع در این رابطه، اجاره عاملی است که به عنوان یک جریان درآمدی تا حدودی هزینه‌های استفاده را جبران خواهد نمود و الباقی هزینه‌ها باید از طریق افزایش مورد انتظار قیمت مسکن در آینده پوشش داده شده و حتی منفعت مازادی نیز ایجاد نماید تا فرد موضع مالکیت خود را حفظ نماید. (پوتربا، ۱۹۸۴ و مایلز، ۱۹۹۴)<sup>۱</sup>.

### ۳-۱-۳. تعادل سرمایه‌گذاری Q توبین<sup>۲</sup> (Tobin's Q)

نظریه‌ی سرمایه‌گذاری در مسکن با استفاده از تئوری Q توبین قابل تبیین است؛ چرا که فعالیت ساخت و ساز مسکن قویاً تحت تأثیر نرخ سودآوری می‌باشد و در این نظریه، معیار تصمیم‌گیری، نسبت قیمت مسکن ( $PH$ ) به هزینه‌ی ساخت مسکن ( $PC$ ) خواهد بود.

1. Poterba (1984) , Miles (1994)

2. Summers (1981) & Tobin (1969) in Soerensen (2006)

پویایی‌های سرمایه‌گذاری و ارزش بازار که در مدل  $Q$  توپین مورد توجه قرار گرفته است، تحت فروض زیر معتبر خواهد بود:

- ۱- عدم وجود تورم؛
  - ۲- عدم استهلاک مسکن؛
  - ۳- تأمین مالی سرمایه‌گذاری مسکن با استفاده از درآمدهای انباشته (پس انداز)؛
  - ۴- در نظر گرفتن نرخ مالیات، متناسب با مالیات بر درآمد شرکت‌ها<sup>۱</sup>.
- تحت شرایط فوق معقول است که فرض کنیم سرمایه‌گذاری وابسته به نسبت ارزش بازار مسکن به هزینه جایگزینی آن است. معادله‌ی سرمایه‌گذاری زیر را می‌توان با پیروی از یافته‌های توپین (۱۹۶۹) و سامرز (۱۹۸۱) شکل داد:

$$I = I\left(\frac{P^H}{P^C}\right) H \quad (۳-۹)$$

که در این رابطه؛

$I$ ، سرمایه‌گذاری ناخالص؛  $Q = P^H / P^C$ ، نسبت  $Q$  توپین؛  $P^H$ ، ارزش بازاری مسکن؛  $H$ ، متوسط ارزش بازاری مسکن و  $P^C$ ، هزینه جایگزینی که در مورد مسکن برابر هزینه ساخت می‌باشد، تعریف شده است.

از آن جا که یکی از فروض، عدم وجود تورم بود، می‌توان متوسط ارزش بازاری مسکن ( $H$ ) را برابر ۱ فرض کرد. اعمال این فرض ما را به سوی رابطه‌ی زیر هدایت می‌کند:

$$I = I\left(\frac{P^H}{P^C}\right) \Leftrightarrow I = I(Q) \quad , \quad I(1) = 0 \quad , \quad I' > 0 \quad (۳-۱۰)$$

اگر  $Q=1$  باشد؛ آنگاه ارزش بازاری مسکن دقیقاً برابر هزینه‌ی ساخت آن است ( $p^H = p^C$ ) و اگر سرمایه‌گذاری در یک واحد، عایدی دقیقاً برابر هزینه‌ی جایگزینی آن واحد داشته باشد، فرد نسبت به سرمایه‌گذاری بی تفاوت خواهد بود. در واقع، در

بلندمدت نسبت  $Q$  توین به سمت واحد (یک) میل می‌کند و اشاره به آن دارد که قیمت املاک مسکن به سمت هزینه ساخت میل می‌کند و شرایط بازار رقابتی در بازار مسکن برقرار خواهد شد. اما در کوتاه مدت ممکن است تفاوت بین هزینه ساخت و قیمت املاک مسکن در بازار وجود داشته باشد و لذا نسبت یاد شده مساوی یک نباشد.

$$I = I\left(\frac{PH}{PC}\right)H \Rightarrow \frac{I}{H} = I(Q) \quad (3-11)$$

از روابط فوق می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که افزایش سرمایه گذاری ناخالص در مسکن یا همان سرمایه گذاری در واحدهای مسکونی جدید، منجر به افزایش موجودی مسکن می‌گردد. در واقع اگر میزان کل سرمایه گذاری ناخالص در مسکن جدید را به متوسط ارزش بازاری یک واحد مسکونی تقسیم نماییم، تعداد واحدهای مسکونی جدید به دست خواهد آمد. بنابراین می‌توان با استفاده از رابطه‌ی (۳-۱۲) پویایی‌های  $H$ ، که در این جا افزایش در موجودی مسکن است، را بررسی نمود<sup>۱</sup>. به بیان دیگر نرخ رشد موجودی مسکن  $\left(\frac{\dot{H}}{H}\right)$  تابعی است از نسبت  $Q$  توین.

$$\dot{H} = I(Q)H \Rightarrow \frac{\dot{H}}{H} = I(Q) \quad (3-12)$$

#### ۳-۱-۴. تعادل مدل

از دو بخش ۳-۱-۲ و ۳-۱-۳ به روابط زیر رسیدیم:

$$\dot{q}_t = -R(\bar{H}_t) + v_t q_t \quad (3-8)$$

$$\dot{H} = I(Q)H \quad (3-12)$$

در رابطه‌ی (۳-۸)،  $\dot{q}_t$  میزان عایدی سرمایه مورد انتظار از قیمت مسکن در زمان  $t$  و در رابطه (۳-۱۲)،  $\dot{H}$  نرخ تغییر در موجودی مسکن کل در زمان  $t$  است. (با این فرض که موجودی مسکن در کوتاه مدت بی‌کشش است). در حالت تعادل هیچ عایدی سرمایه‌ی

۱. به طور کلی نرخ رشد هر پدیده‌ای از طریق حاصل تقسیم میزان افزایش (تغییر) طی دوره‌ی  $t$  تا  $t+1$  بر میزان

موجودی آن در دوره  $t$  محاسبه می‌گردد. با این تعریف نرخ رشد موجودی عبارت است از:  $\frac{\dot{H}}{H} = \frac{H_{t+1} - H_t}{H_t}$ .



مورد انتظاری ( $\dot{q}_t$ ) و یا افزایشی در موجودی مسکن ( $\dot{H}$ ) متصور نیست. لذا در تعادل  $\dot{H}_t = \dot{q}_t = 0$  بوده و از روابط (۳-۸) و (۳-۱۲) خواهیم داشت:

$$q_t = \frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{v} \quad \text{and} \quad I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \quad (3-13)$$

زمانی که  $\dot{H}_t = 0$  می‌باشد دلالت بر این دارد که مدل در حالت تعادل پایدار بوده و  $Q$  باید برابر ۱ باشد تا ارزش بازاری کالاها را برابر هزینه‌ی جایگزینی آن‌ها سازد و انگیزه‌ی ای برای سرمایه‌گذاری در مسکن ایجاد نشود.

### ۳-۲. رویکرد گرافیکی به مدل

در بخش‌های قبل، یکی از روش‌های تشخیص حباب، انحراف از میانگین بلندمدت برخی شاخص‌ها همچون قیمت به هزینه ساخت ( $P/CC$ )، قیمت به اجاره ( $P/E$ )، قیمت به درآمد ( $P/Y$ ) و قیمت به متغیر جمعیتی ( $P/DM$ ) ذکر شد.

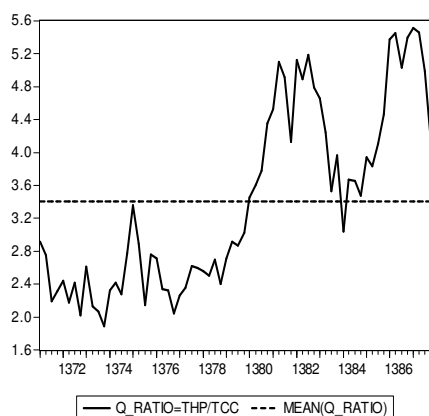
با کمی دقت درمی‌یابیم که این شاخص‌ها در واقع نحوه‌ی واکنش قیمت مسکن را به تغییر متغیرهای اصلی مدل پوتربا-توبین منعکس می‌نمایند. در این بخش با استفاده از ابزار ترسیم نمودار، می‌توان پویایی‌های کوتاه مدت و نحوه‌ی حرکت این شاخص‌ها را در بلندمدت مشاهده کرد و از این طریق علاوه بر مشاهده‌ی حباب‌های به وقوع پیوسته در بازه زمانی مورد نظر، امکان مقایسه‌ی نتایج این روش با آن چه که انتظار می‌رود از مدل پوتربا-توبین حاصل شود نیز فراهم می‌گردد.

#### ۳-۲-۱. نسبت قیمت به هزینه ساخت ( $P/CC$ ): برگرفته از تئوری $Q$ توبین

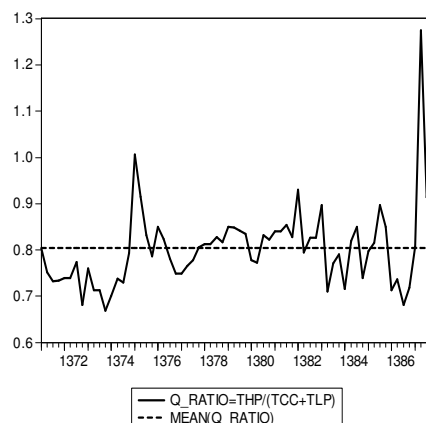
به دنبال  $Q$  توبین مطرح شده در بخش تئوری، هزینه‌ی ساخت، یکی از متغیرهای بنیادی بازار مسکن شناخته شد. با بررسی داده‌ها در می‌یابیم که بر خلاف  $Q$  توبین که همواره یک سطح بنیادی و هموار، برابر ۱ دارد ( $Q=1$ )؛ در واقعیت به دلیل این که عرضه‌ی زمین در طبیعت با محدودیت مواجه است، این نسبت کمی متفاوت عمل می‌کند. اگر زمین به عنوان یک عامل کمیاب در طبیعت باشد آنگاه ممکن است قیمت تعادلی بالاتر از آن چه

که منحنی هموار  $Q$  می‌تواند توضیح دهد، باشد. علت این امر آن است که قیمت زمین ( $P^L$ ) در مناطق محدود تحت یک شوک تقاضا تا حدودی بیشتر افزایش می‌یابد. همان طور که گفته شد؛ در نسبت  $Q$  توپین اثر نهاده‌ی زمین دیده نشده است. به همین خاطر در ادامه، نمودارهای این نسبت برای شهر تهران در محدوده‌ی زمانی ۱:۱۳۷۱ تا ۴:۱۳۸۷، با و بدون در نظر گرفتن عامل قیمت زمین ترسیم شده است تا قابلیت مقایسه‌ی مطالب گفته شده فراهم گردد.

همان طور که ملاحظه می‌شود؛ هر دو نمودار، وجود حباب در اواخر ۱۳۸۶ را نشان می‌دهند. البته نسبت  $Q$  توپین با در نظر گرفتن عامل زمین، انحراف از میانگین بلندمدت و جذابیت سرمایه گذاری را به صورت تعدیل شده تری، منعکس می‌نماید. ضمن این که بر اساس نمودار (۲-۳) در سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ نمودار، حباب را نشان می‌دهد در حالی که در مطالعات مربوطه وجود حباب در این سال‌ها اثبات نشده است. نکته‌ی قابل ملاحظه‌ی دیگر در رابطه با نمودار (۲-۳) این است که نسبت  $Q$  توپین همواره در کل دوره‌ی مورد بررسی بین ۱۸۸ (مربوط به فصل سوم ۱۳۷۳) و ۵۰۵۱ (مربوط به فصل اول ۱۳۸۷) در نوسان بوده است.



شکل (۲-۳): نسبت  $Q$  توبین؛ حاصل تقسیم قیمت (THP) به هزینه ساخت (TCC)  $۱m^2$  واحد مسکونی در تهران  
 مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6



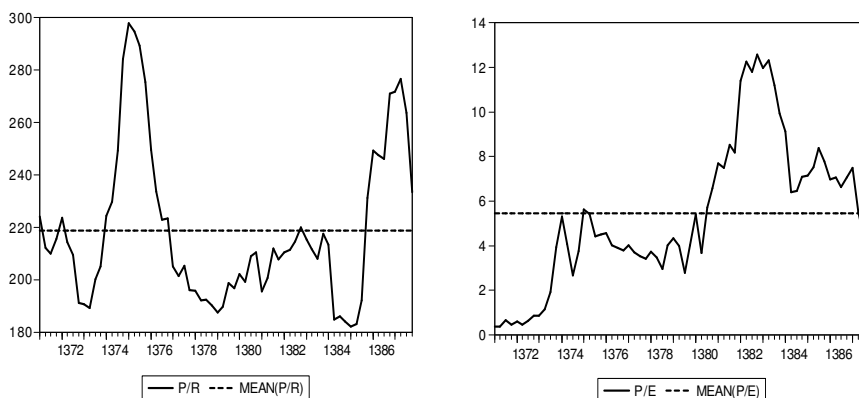
شکل (۱-۳): نسبت  $Q$  توبین؛ حاصل تقسیم قیمت (THP) به حاصل جمع هزینه ساخت (TCC) و کلنگی (TLP) در تهران  
 مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

### ۲-۳-۳. نسبت قیمت به اجاره (P/E): در ارتباط با بازار سهام

دومین عامل بنیادی بازار مسکن، اجاره است. نسبت قیمت به عایدی (P/E) می تواند ما را در مشاهده رفتار قیمت مسکن نسبت به اجاره کمک نماید. در این جا P قیمت و E اجاره است. تمرکز بر نسبت (P/E) از موضع سرمایه گذاری، نشان دهنده بازده یا عایدی می باشد و بیان می کند که قیمت دارایی باید با ارزش کنونی تنزیل شده عایدی آن در آینده برابر باشد<sup>۱</sup>.

۱. منافع ممکن است به صورت درآمد حاصل از اجاره دادن خانه و یا میزان اجاره ای باشد که مالک مسکن به خاطر استفاده شخصی از ملکش آن را پرداخت نمی کند.

ایده‌ی اولیه‌ی این دیدگاه از (P/E) بازار سهام برگرفته شده است. بنابراین در نمودار (۳-۳) این نسبت، برای بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی ۱۳۷۱:۱ تا ۱۳۸۷:۴ ترسیم شده است.



شکل (۳-۳): نسبت P/E برای کل بازار بورس اوراق بهادار تهران در مقاطع زمانی آخرین روز هر فصل سال ۱۳۷۱-۱۳۸۷  
 مآخذ: نرم افزار ره آورد نوین - نسخه‌ی ۳

شکل (۳-۴): نسبت قیمت به اجاره (P/R) ۱m<sup>۲</sup> واحد مسکونی در تهران  
 مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

در نمودار (۳-۴) نسبت قیمت به اجاره‌ی یک متر مربع واحد مسکونی در تهران در بازه‌ی زمانی ۱۳۷۱ الی ۱۳۸۷ به صورت فصلی رسم شده است. همان طور که در شکل نیز مشاهده می‌شود، میانگین این نسبت در دوره مورد بررسی معادل ۲۱۹ واحد بوده است. این شاخص در سال ۱۳۷۵ به حداکثر مقدار خود رسیده (۲۹۸) و در سایر سال‌ها در دامنه ۱۸۲ الی ۲۹۸ در نوسان است. زمانی که این شاخص شدیداً افزایش می‌یابد می‌توان به شکل گیری حباب پی برد و در صورت کاهش و رسیدن به سطح قبلی می‌توان گفت حباب فرو پاشیده است.

«توجه داشته باشید این شاخص نیز می‌تواند بدون وجود علائمی از وجود حباب افزایش یابد. برای مثال اگر نرخ سود کاهش یابد در این صورت نسبت قیمت به اجاره در سطح بالایی قرار خواهد داشت. کامرون و همکارانش بحث می‌کنند که تجزیه و تحلیل نسبت قیمت به اجاره‌ی مسکن روشی ساده و مفید است؛ چون توضیح رفتار قیمت مسکن نیازی به مدل‌سازی ندارد. علی‌رغم سادگی تجزیه و تحلیل، این روش می‌تواند تا حدی همراه‌کننده باشد. برای مثال شوک تقاضای مصرفی نسبت قیمت به اجاره را افزایش خواهد داد، زیرا اجاره در مقایسه با قیمت مسکن چسبندگی بیشتری دارد و در دوره‌ی رکود شدید و اوج رونق از نوسان بسیار زیاد مثل قیمت مسکن برخوردار نمی‌شود و ممکن است افزایش نسبت یاد شده حباب تشخیص داده شود و این نتیجه‌گیری نادرست است» (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

### ۳-۲-۳. نسبت قیمت به درآمد (P/Y): برگرفته از تئوری کینز

درآمد به عنوان یک متغیر طرف تقاضا و موثر بر بازده یا همان اجاره‌ی مسکن  $(R(H_t, y_t, dm_t))$  مورد توجه قرار گرفته است. این یافته از نظر تئوریک به تئوری کینزین‌های کلاسیک؛ مبنی بر این که به طور طبیعی میل نهایی مصرف‌کننده به مصرف، مثبت و کمتر از یک است ارتباط داده شده است. ضمن این که درآمد تنها متغیر تصمیم در خصوص مصرف است. تابع مصرف زیر این موضوع را به این صورت تأیید می‌کند که:

$$C_t = a + bY_t^D \quad (۳-۱۴)$$

که میل نهایی به مصرف برابر است با:

$$C_t' = \frac{\partial C_t}{\partial Y_t^D} = b, \quad 0 < b < 1 \quad (۳-۱۵)$$

و میل متوسط به مصرف با افزایش درآمد در حال کاهش است:

$$\frac{C_t}{Y_t^D} = \frac{a}{Y_t^D} + b \quad (۳-۱۶)$$

اگرچه بر خلاف تئوری کینزین، مطالعات اقتصاد کلان در مورد مصرف در آمریکا نشان می‌دهد که میل متوسط به مصرف حتی در صورت افزایش درآمد، ثابت است. اگر این گرایش به بازار مسکن منتقل شود آنگاه مشاهده می‌شود که مردم هر چه درآمد بیشتری کسب کنند، مصرف مسکن خود را افزایش خواهند داد. به عبارت دیگر افزایش درآمد منجر به تقاضای بیشتر و بنابراین قیمت‌های بالاتر خواهد شد. یافته‌های مک کارتی<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) در خصوص همبستگی شدید قیمت‌های مسکن با درآمد، ما را به سوی سومین عامل بنیادی در بازار مسکن، یعنی درآمد رهنمون می‌سازد. لیکن مشکل این بحث در این است که مبنای تئوریک کامل نبوده و مقدمتاً بر مبنای یافته‌های تجربی می‌باشد (سورنسن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶).

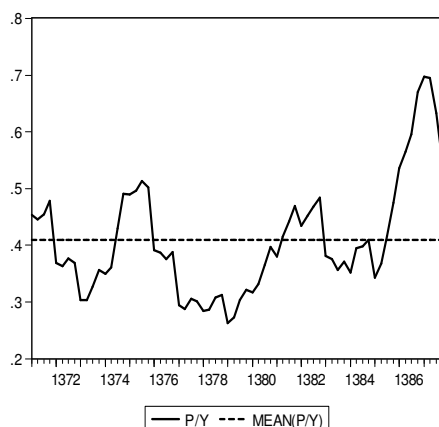
کیس و شیلر، نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوارها را به جهت پی بردن به حباب قیمت مسکن مورد توجه قرار می‌دهند، معیاری که مشخص می‌کند که آیا مسکن در قدرت خرید خریداران متوسط قرار دارد یا خیر. اگر نسبت مذکور به طور ناگهانی افزایش یابد عموم افراد جامعه قادر به خرید نبوده؛ لذا کاهش تقاضا به تدریج قیمت‌های واقعی را به سطح قبل بر می‌گرداند. اسمیت بیان می‌کند نسبت قیمت مسکن به درآمد نمی‌تواند معیار واقعی برای تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری مسکن باشد. از همین روی، وی نسبت رهن به درآمد را برای این هدف پیشنهاد می‌کند (قلی زاده، ۱۳۸۷).

شاخص قیمت مسکن به درآمد سالانه‌ی خانوار در نقاط شهری تهران در اثر افزایش شدید قیمت در فصل اول سال ۱۳۸۷ به بیشترین مقدار خود یعنی ۰/۶۹ رسیده است که با استناد به این شاخص، علائمی از شکل‌گیری حباب را نمایان می‌کند. همچنین این نسبت نیز وجود حباب در سال ۱۳۷۵ و ۱۳۸۶ را تایید می‌کند.

---

1. McCarthy, J. (2004)

2. Soerensen, J. K. (2006)



نمودار (۳-۵): نسبت قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به درآمد سرانه خانوار در شهر تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

### ۳-۲-۴. نسبت قیمت به متغیرهای جمعیتی (P/DM): برگرفته از تئوری

#### اقتصادی

متغیر جمعیتی نیز یک متغیر طرف تقاضا است که برای تصریح روشن تر بازده مسکن  $(R(H_t, y_t, dm_t))$  وارد مدل شده است. افزایش جمعیت، تقاضا برای مسکن را افزایش خواهد داد و فشار افزایشی ای بر قیمت ها تحمیل خواهد کرد. منکیو<sup>۱</sup> (۱۹۸۹) دریافت که تغییرات جمعیتی می تواند تأثیر عمیقی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بر قیمت ها به جای بگذارد. همچنین دیپاسکوآل<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) اظهار می دارد که متغیر جمعیتی باید در مدل لحاظ گردد، لیکن قدرت توضیح دهندگی آن تنها در کوتاه مدت است.

همان طور که پوتربا و مایلز دریافتند؛ خریداران نهایی مسکن مهم ترین محرک های قیمت مسکن می باشند؛ لذا شناسایی ویژگی های خریداران مرتبه اول مسکن حائز اهمیت

1. Mankiw, N.G (1989)

2. DiPasquale, D. (1994)

است و همان طور که در مقالات بسیاری یافت شده است، انفجار جمعیتی در یک نسل اثر تعیین کننده ای دارد (جیناکوپلوس<sup>۱</sup> (۲۰۰۲ و ۲۰۰۴)، باکشی<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) و کریئر<sup>۳</sup> (۲۰۰۵)). مالپزی<sup>۴</sup> (۱۹۹۴) اظهار می‌دارد که تغییرات جمعیتی در بلندمدت اثر نسبتاً کمی بر قیمت‌های مسکن دارد، زیرا اثر افزایش تقاضا در بلندمدت به واکنش عرضه بستگی دارد. اگر عرضه جوابگوی تغییرات باشد، تغییر جمعیت هیچ اثری بر قیمت نخواهد داشت، اما اگر عرضه با وقفه باشد آنگاه بر قیمت مسکن اثر خواهد گذاشت.

در نمودار (۳-۶) این نسبت بر اساس حاصل تقسیم قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به تعداد خانوار در شهرستان تهران<sup>۵</sup> ترسیم شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود این نسبت تا سال ۸۱ با شیب ملایمی افزایش یافته است، لیکن از این سال به بعد از میانگین بلندمدت خود فراتر رفته و شیب افزایشی آن تندتر شده است. دلیل این امر به وضوح مربوط به رسیدن متولدین دهه‌ی ۱۳۶۰ به سن ازدواج و تشکیل خانواده و افزایش تقاضای مسکن از سوی آنان می‌باشد. بر طبق محاسبات آماری طی این دهه حدود ۲۰ میلیون نفر وارد جامعه شده‌اند که این تعداد در مقیاس خانوار حدوداً معادل ۹ میلیون خانوار می‌باشد. این نسبت در اوایل سال ۱۳۸۷ با ۸/۳۴ واحد به اوج خود رسیده است.

---

1. Geanakoplos, J. (2002,2004)

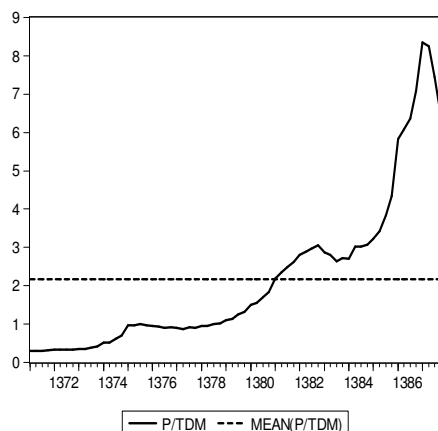
2. Bakshi, G. (1994)

3. Krainer, J. (2005)

4. Malpezzi, S. (1994)

۵. متغیر جمعیتی می‌تواند بسته به شدت حساسیت تقاضا از سوی گروه‌های موجود در جامعه‌ی آماری مورد بررسی، از میان طیف‌های مختلف جمعیتی گزینش شود؛ برای مثال می‌توان ازدواج‌های تازه تشکیل شده، جمعیت مهاجران به یک منطقه، گروه‌های سنی متفاوت که بسته به شرایط اجتماعی و فرهنگی متقاضیان بالقوه خرید مسکن برای اولین مرتبه به شمار می‌روند را به عنوان تقریبی از متغیر جمعیتی در نظر گرفت.





نمودار (۶-۳): نسبت قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به تعداد خانوار در شهر تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

به عنوان نتیجه‌ی این بخش می‌توان اذعان داشت که اگرچه معیارهای فوق تا حدودی حباب‌های به وقوع پیوسته در بازار مسکن تهران را نمایش می‌دهند، لیکن همان‌طور که ملاحظه شد، برخی از این نسبت‌ها حباب را با شدت بیشتر و برخی با شدت کمتر نشان دادند.

«علاوه بر این، بر اساس مطالعه‌ی اسمیت این معیارها برای پاسخ دادن به این سؤال که آیا قیمت مسکن با عوامل بنیادی بازار مسکن مطابقت دارد یا خیر، کافی نمی‌باشد. محققان توضیح می‌دهند که مدل‌های اندازه‌گیری حباب مسکن که از طریق مقایسه حرکت شاخص‌های قیمت مسکن به تغییر در دیگر شاخص‌ها اندازه‌گیری می‌شوند نتایج درستی به همراه ندارند. زیرا فرض می‌کنند قیمت بازاری مسکن به طور تصادفی حول ارزش بنیادی آن نوسان می‌کند. این که افزایش قیمت بازار از قیمت بنیادی بازار مسکن آن منحرف شده است بر این فرض استوار است که قیمت در گذشته نزدیک به قیمت بنیادی بازار مسکن بوده است در حالی که ممکن است قیمت‌ها در گذشته زیر سطح بنیادی قرار داشته و افزایش اخیر سبب شود قیمت بازار به قیمت بنیادی بازار مسکن نزدیک گردد»

(قلی زاده، ۱۳۸۷).

بر اساس این دیدگاه، شاخص‌ها و نسبت‌های مذکور اطلاعات زیادی از وجود یا عدم وجود حباب ارائه نمی‌دهند و عوامل مؤثر دیگر را که عبارتند از؛ نرخ‌های سود، اعتبارات، نقدینگی و شرایط بازارهای جانشین و غیره نادیده گرفته‌اند؛ لذا از این روی باید به دنبال مدلی بود که علاوه بر برخورداری از قدرت توضیح دهنده‌گی قیمت بنیادی مسکن، حداکثر تعداد متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت بنیادی مسکن را شامل شود. در بخش بعد نحوه‌ی برآورد قیمت بنیادی مسکن در این پژوهش توضیح داده می‌شود.

### ۳-۳ بخش سوم: رویکرد اقتصادسنجی به مدل

در این بخش به دلیل ضعف‌هایی که در بخش قبل برای روش انحراف از میانگین شاخص‌ها برشمرده شد، از یکی از روش‌های تک معادله‌ای در اقتصادسنجی<sup>۱</sup> موسوم به الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (گسترده) (ARDL) بهره‌گیری شده است. گفتنی است به جهت حصول اطمینان از درستی انتخاب روش اقتصادسنجی ARDL، آزمون‌های آماری که در ادامه ذکر خواهد شد، انجام شده است.

قبل از هر چیز به جهت اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد بر روی سری‌های زمانی متغیرها انجام شده است. نتایج این آزمون بر اساس هر دو روش دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۲</sup> و فیلیپس- پرون<sup>۳</sup> نشان داد که متغیرهای این مطالعه به دو دسته  $I(0)$  و  $I(1)$  تقسیم می‌شوند، بنابراین استفاده از روش OLS، مستلزم استفاده از تفاضل متغیرهای  $I(1)$  می‌باشد که این عمل با توجه به زایل نمودن ویژگی‌های مربوط به سطح متغیرها، گزینه مناسبی به نظر نمی‌رسد.<sup>۴</sup>

۱. در اقتصادسنجی روش‌های تک معادله‌ای در مقابل روش‌های سیستمی قرار دارند.

2. Augmented Dickey-Fuller Test Statistic (ADF)

3. Phillips-Perron Test Statistic

۴. پیش فرض مدل رگرسیونی OLS مانایی متغیرها از یک درجه‌ی جمعی است.

جدول (۱-۳): نتیجه آزمون‌های ریشه واحد انجام شده در جدول (۱-ب) پیوست «ب»

نتیجه آزمون ریشه واحد						
سری زمانی	نماد متغیر	نوع آزمون			I(1)	I(0)
		ADF (Based on SIC)	ADF (Based on AIC)	Phillips-Perron		
قیمت واقعی مسکن	LRTHP_SA	✓	✓			✓
نرخ تورم	INF	✓	✓	✓	✓	
نسبت Q-Tobin	Q-Ratio		✓			✓
اجاره واقعی	LRTR_SA	✓	✓	✓	✓	
موجودی مسکن	LH_SA	✓	✓		✓	
تعداد خانوارهای ایرانی	TDM_SA			✓		✓

منبع: یافته‌های تحقیق

از سوی دیگر در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد که در آن صورت استفاده از روش *ARDL* کارایی چندانی نخواهد داشت. به همین منظور ابتدا با استفاده از رویکرد سیستمی به تعیین تعداد بردارهای همجمع می‌پردازیم. آزمون همجمعی «جوهانسن - جوسیلیوس»<sup>۱</sup> تعداد بردارهای همجمع میان متغیرها را در مقیدترین حالت (بدون عرض از مبدأ و روند زمانی) و بر اساس هر دو آزمون اثر<sup>۲</sup> و آماره حداکثر مقدار ویژه<sup>۳</sup>، یک بردار نشان می‌دهد. (پیوست «ب» - جدول (۳-ب)) همچنین آماره *F* آزمون برون زایی وو-هاسمن<sup>۴</sup> نیز نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مدل حاضر برون زا می‌باشند. (پیوست «ب» - جدول (۲-ب)).

بنابراین؛ امکان استفاده از روش *VAR* نیز به دلیل پیش فرض این مدل مبنی بر وجود بیش از یک بردار همجمع میان متغیرها و همچنین وجود حداقل یک متغیر درون زا در مدل، با محدودیت مواجه می‌شود. بدین ترتیب، دستیابی به سازگارترین برآورد از قیمت بنیادی مسکن، به کارگیری الگوی *ARDL* را طلب می‌نماید. ضمن این که با توجه به

1. Johansen-Juselius
2. Trace
3. Maximal Eigenvalue
4. The Wu-Hausman Test

ضرورت استخراج پسماند قیمت به عنوان حباب و برآورد معادله‌ی پویا، مدل ARDL تنها گزینه‌ی پیش رو برای دستیابی به اهداف این مطالعه بوده و در مقایسه با سایر مدل‌های همجمعی، از مزایایی به شرح زیر برخوردار می‌باشد:

۱- مزیت بسیار مهم روش ARDL در بین سایر روش‌های هم‌انباشتگی (هم‌جمعی) آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل،  $I(0)$  یا  $I(1)$  هستند، قابل کاربرد است. به عبارت دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای مانا از درجه یک و صفر نیست (تشکینی، ۱۳۸۴).

۲- الگوی ARDL افزون بر برآورد کاملاً سازگار ضرایب پارامترهای یک رابطه تعادلی بلندمدت، واکنش‌های پویای کوتاه مدت را نیز در بر می‌گیرد.

۳- همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

بنابراین قیمت مسکن در زمان  $t$  حاصل جمع قیمت بنیادی و پسماند می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HP_t = HP_t^* + \theta \quad (۳-۱۷)$$

با توجه به مطالب گفته شده در بخش‌های گذشته، آمارهای موجود و قابل دسترسی و همچنین شرایط اقتصادی حاکم بر ایران، متغیرهای مؤثر بر قیمت بنیادی مسکن در زمان  $t$  ( $HP_t^*$ ) را می‌توان به تفکیک مدل پوتربا و  $Q$  توبین به صورت زیر طبقه بندی نمود:

۱- متغیرهای اقتباس شده از مدل پوتربا:

الف- متغیرهای مؤثر بر هزینه استفاده از مسکن: نرخ تورم (INF)، نرخ سود تسهیلات مسکن (MR)

ب- متغیرهای مؤثر بر بازده مسکن: اجاره (R)، درآمد سرانه (Y)، موجودی مسکن (H)، متغیر جمعیتی (DM)

۲- نسبت Q تویین  $(Q\_RATIO=HP/CC)^2$

۳- جزء اخلاص (پسماند)  $(\theta)$

لذا الگوی کامل ARDL مدل پوتربا- تویین جهت برآورد قیمت بنیادی مسکن می‌تواند به فرم زیر تبیین شود:

(۱۸-۳)

$$\ln(RTHP_t^*) = C + \sum_{i=1}^{n0} \alpha_{0i} \ln(RTHP_{t-i}) + \sum_{j=0}^{n1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \alpha_{2j} RMR_{t-j} + \sum_{j=0}^{n3} \alpha_{3j} Q\_RATIO_{t-j} + \sum_{j=0}^{n4} \alpha_{4j} \ln(RTR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n5} \alpha_{5j} \ln(H_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n6} \alpha_{6j} \ln(RY_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n7} \alpha_{7j} \ln(TDM_{t-j}) + \theta$$

$nz \leq \text{maximum lag of variable } z, z = 0, 1, \dots, 7$

که در این رابطه؛

RTHP، قیمت واقعی مسکن در تهران؛ INF، نرخ تورم عمومی؛ RMR، نرخ سود واقعی تسهیلات مسکن؛ Q\_RATIO، نسبت Q تویین؛ RTR، اجاره بهای واقعی  $(1m^2)$  واحد مسکونی در تهران؛ H، موجودی فیزیکی مسکن در تهران؛ RY، درآمد واقعی سالانه خانوار شهری در تهران؛ TDM، تعداد خانوارهای تهرانی؛  $\theta$ ، پسماند (مؤلفه حبابی)، C، مقدار ثابت و  $\alpha_{zj}$ ، ضریب متغیر Z ام با وقفه ج ام می‌باشد<sup>۳</sup>.

1. HP: House Price و CC: Construction Cost

۲. تئوری Q تویین یکی از عوامل مهم و تعیین کننده قیمت مسکن، یعنی هزینه ساخت مسکن را مورد بررسی قرار می‌دهد و به همین علت در مدل اصلی لحاظ گردیده است. سوئرنسن (۲۰۰۶) در تخمین قیمت بنیادی مسکن، تنها از هزینه ساخت موجود در مخرج کسر نسبت Q تویین بهره جسته است لیکن در این پژوهش از خود نسبت Q تویین در تخمین قیمت بنیادی به عنوان یک جنبه نوآوری استفاده شده است.

۳. به طور کلی در این مطالعه، حرف L در ابتدای نام متغیر بیانگر لگاریتم گیری از متغیر و حرف R در ابتدای نام متغیر و یا بعد از L نمایانگر واقعی بودن متغیر است.

#### ۴-۳. کانال اثرگذاری متغیرهای مدل بر قیمت بنیادی مسکن

- **نرخ تورم<sup>۱</sup> (INF):** تورم به دلیل تأثیر بر انتظارات مردم مبنی بر افزایش قیمت‌ها در آینده، اثر کاهنده‌ای بر هزینه استفاده دارد. با افزایش تورم عمومی، هزینه استفاده از مسکن کاهش یافته و تقاضا برای خرید مسکن افزایش می‌یابد و به تبع، منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود.

- **نسبت Q توپین<sup>۲</sup> (Q\_Ratio):** نسبت Q توپین به عنوان متغیری که به طور همزمان رابطه‌ی قیمت و هزینه ساخت را نمایان می‌کند، در مدل وارد شده است. این متغیر را می‌بایست با لحاظ شرایط اقتصادی حاکم بر جامعه در ادوار تجاری رونق و رکود به طور مجزا تحلیل نمود، چرا که عملکرد سرمایه‌گذاران حرفه‌ای کاملاً تابعی از شرایط اقتصادی جامعه خواهد بود.

به طور کلی بازار مسکن در صورت فقدان تکانه‌های ادواری، روند تعادل باثبات بلندمدت را طی می‌کند و قیمت مسکن متناسب با هزینه تمام شده‌ی آن تغییر خواهد یافت.

$$1. \text{ نحوه‌ی محاسبه نرخ تورم (بر مبنای روش نقطه به نقطه): } INF_t = \left( \frac{CPI_t - CPI_{t-4}}{CPI_{t-4}} \right) \times 100$$

- مآخذ داده‌های آماري (CPI): بانک مرکزی ج.ا.ا. ([www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)) - آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- شاخص‌های قیمت- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۳۷۶=۱۰۰) - شاخص کل - (تواتر متغیر: فصلی)

$$2. \text{ نحوه‌ی محاسبه نسبت Q توپین: } Q\_Ratio = \frac{THP}{TCC}$$

- مآخذ داده‌های آماري مورد نیاز جهت محاسبه‌ی نسبت Q توپین:

▪ **THP (Tehran house price):** میانگین قیمت ۱m<sup>2</sup> زیر بنای مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران (هزار ریال) - وزارت مسکن و شهرسازی

▪ **TCC (Tehran construction cost):** هزینه ساخت ۱m<sup>2</sup> بنا در تهران: بانک مرکزی ج.ا.ا. ([www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)) - آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- بخش ساختمان و مسکن- ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری- برآورد متوسط هزینه ۱m<sup>2</sup> بنا- تهران (هزار ریال) - تواتر متغیر: دو متغیر فوق با تواتر فصلی قابل بهره برداری می‌باشد.

اگر قیمت به طور قابل توجهی بیش از هزینه ساخت باشد و اقتصاد کشور در دوره‌ی رونق به سر ببرد، بازدهی سرمایه گذاری در بخش مسکن افزایش یافته و انتظار می‌رود این عامل انگیزه ای برای ساخت و تولید مسکن توسط سرمایه گذاران باشد. بدیهی است با افزایش تولید، تعداد واحدهای مسکونی افزایش یافته و با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت مسکن کاهش خواهد یافت. در چنین شرایطی انتظار می‌رود قیمت مسکن و شاخص  $Q$  خلاف جهت یکدیگر حرکت کنند.

حال اگر وضعیت مشابه در شرایط رکودی - تورمی<sup>۱</sup> به وقوع بپیوندد، حتی با وجود اختلاف فاحش بین قیمت و هزینه ساخت، جاذبه‌ی بخش مسکن به علت طولانی بودن دوره‌ی بازگشت سرمایه و سوددهی، به مراتب کمتر می‌شود و در این شرایط بازارهایی که قدرت نقدشوندگی بالاتری دارند مثل سکه و ارز، جذابیت بالاتری داشته و نقدینگی را به سمت خود جذب می‌کنند. با این توصیف، تولید مسکن تقریباً ثابت بوده و یا با رشد ناچیزی همراه خواهد بود که در این حالت نیز با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت مسکن افزایش خواهد یافت؛ چه بسا که در واقعیت تقاضای مسکن ثابت نبوده و حتی به دلیل کمبود واحدهای مسکونی، تقاضای انباشته نیز در پی داشته باشد. بنابراین تحت این شرایط رابطه‌ی  $Q$  توین و قیمت مسکن همسو خواهد بود.

تحلیل دیگری نیز که مؤید رابطه‌ی مستقیم بین  $Q$  توین و قیمت مسکن باشد را می‌توان چنین تشریح کرد. اصولاً سرمایه گذاران حرفه ای بر اساس روند گذشته، آینده را پیش بینی می‌کنند؛ به این معنی که وقتی نسبت  $Q$  توین به طور معناداری افزایش پیدا می‌کند، سرمایه گذاران در انتظار افت قیمت‌ها در آینده خواهند بود. از آنجا که زمان تکمیل واحدهای مسکونی شهری به طور متوسط ۲۷ ماه برآورد می‌شود؛ لذا سرمایه گذار با این احتمال که پروژه‌ی ساختش در زمان افت قیمت‌ها، تکمیل می‌شود، در زمان اوج شاخص  $Q$  اقدام به سرمایه گذاری نمی‌نماید؛ بلکه برعکس با کاهش این نسبت، جذابیت

---

1. Stagflation

سرمایه گذاری در این بخش افزایش یافته و می‌توان امید داشت که با افزایش تعداد واحدهای مسکونی به طوری که پاسخگوی تقاضا باشد، قیمت مسکن کاهش یابد.

- اجاره<sup>۱</sup> (R): «اجاره و قیمت مسکن دارای رابطه مستقیم و یک به یک می‌باشند و هزینه استفاده از سرمایه، عنصر تبدیل کننده‌ی اجاره به قیمت می‌باشد» (قلی زاده، ۱۳۸۷). در مدل پوتربا ملاحظه شد که قیمت مسکن برابر است با اجاره مسکن تقسیم بر هزینه استفاده از مسکن. به عبارت دیگر با افزایش اجاره، تقاضا برای مالکیت مسکن افزایش یافته و قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

- تعداد خانوار<sup>۲</sup> (DM): برای این که اثر این متغیر به خوبی در مدل نمایان شود می‌بایست از بین گروه‌های مختلف جمعیتی، گروهی شناسایی شود که مهم‌ترین بخش از

۱. نحوه‌ی محاسبه اجاره بهای واقعی مسکن در تهران:

$$\log(\text{Real Tehran Rent}) = \text{LRTR} = \log\left[\left(\frac{\text{TR}}{\text{CPI}_H}\right) \times 100\right]$$

- مآخذ داده‌های آماری مورد نیاز جهت محاسبه اجاره بهای واقعی:

▪ TR: میانگین اجاره بهای ۱m۲ واحد مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران (هزار ریال) - وزارت مسکن و شهرسازی

▪ CPI\_H (CPI-House): شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی گروه مسکن: بانک مرکزی ج.ا.ا. (www.cbi.ir). آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- شاخص‌های قیمت- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۳۷۶=۱۰۰) - شاخص کل- گروه‌های اصلی و منتخب فرعی- مسکن، سوخت و روشنایی- مسکن

- تواتر متغیر: هر دو متغیر فوق با تواتر فصلی قابل بهره برداری می‌باشد. مقدار شاخص مسکن برای دو سال ۸۶ و ۸۷ به صورت فصلی برآورد شده است.

۲. نحوه‌ی محاسبه متغیر جمعیتی = تعداد خانوارهای تهران (Tehran Demographics): از آنجا که این متغیر در گروه متغیرهای جمعیتی بوده و آمار آن تنها از طریق سرشماری حاصل و گزارش می‌شود لذا تنها راه به کارگیری این متغیر برآورد مقادیر در فواصل سرشماری‌ها می‌باشد. از این رو، با استفاده از سه داده‌ی مربوط به سرشماری‌های صورت گرفته در مقاطع سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ معادله‌ی درجه دومی تعریف شده و با استفاده از روش درون یابی برای فصول چهارگانه در محدوده زمانی ۸۷-۱۳۶۵ مقدار آن برآورد شده است.

- مآخذ داده‌های آماری: مرکز آمار ایران www.amar.sci.org.ir - فهرست نشریات (تواتر متغیر: فصلی)



کل تقاضای مسکن را به خود اختصاص می‌دهند و فشار ناشی از تقاضای آن‌ها موجب ایجاد نوسان در بازار مسکن می‌شود. در واقع می‌توان گفت که انفجار جمعیتی در یک نسل بیشترین تأثیر را بر تقاضای مسکن می‌گذارد. از آن جا که هم چنان در ایران به لحاظ فرهنگی و اجتماعی، زندگی تک نفره خارج از دایره‌ی خانواده چندان مرسوم نیست پس بهترین متغیر برای لحاظ ایجاد تقاضای مسکن از سوی نسل پر جمعیت، تعداد خانوارها می‌باشد. ضمن این که این متغیر در بردارنده‌ی خانوارهای تازه تشکیل شده و مهاجر به تهران نیز می‌باشد. این متغیر از عوامل مؤثر بر اجاره است. بدیهی است که با افزایش تعداد خانوارها، مازاد تقاضا نسبت به عرضه موجب افزایش قیمت اجاره و مسکن می‌گردد.

- **موجودی مسکن<sup>۱</sup> (H):** موجودی مسکن نیز یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر اجاره

۱. نحوه‌ی محاسبه متغیر موجودی مسکن:

$$\text{Housing Stock} = H_t = C_t + H_{t-1} - \delta \times H_t$$

تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری تهران  $\times$  متوسط تعداد واحدهای مسکونی در پروانه‌ها =  $C_t$

در این رابطه؛  $H_t$ ، تعداد واحدهای مسکونی موجود در زمان  $t$ ؛  $C_t$ ، تعداد واحدهای مسکونی شروع شده در زمان  $t$  و  $\delta$ ، نرخ تخریب واحدهای مسکونی قدیمی می‌باشد که این نرخ برای کلیه نقاط شهری کشور برای دوره ۷۵-۱۳۶۵ سالیانه معادل ۰.۸ و برای سال‌های ۸۵-۱۳۷۵ سالیانه معادل ۰.۷ گزارش شده است.

- مآخذ داده‌های آماری:

- متوسط تعداد واحد مسکونی در پروانه: مرکز آمار ایران- واحد آمارهای زیربنایی و ساختمان تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری: بانک مرکزی ج.ا. (www.cbi.ir)
- آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- بخش ساختمان و مسکن- پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور- تعداد- تهران
- نرخ تخریب: مرکز آمار ایران (www.amar.sci.org.ir) برآورد جمعیتی- نرخ تخریب واحدهای مسکونی به تفکیک شهری و روستایی
- تواتر متغیر:
- تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری با تواتر فصلی در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران موجود می‌باشد.
- متوسط تعداد واحدهای مسکونی در پروانه و نرخ تخریب نیز برای هر چهار فصل یک سال مساوی با رقم گزارش شده برای آن سال منظور شده است.

شناسایی شده است. با افزایش تعداد واحدهای مسکونی و پیشی گرفتن عرضه از تقاضا، طبیعتاً اجاره و قیمت مسکن کاهش می‌یابند.

#### ۴. بررسی الگوی اقتصادسنجی و نتایج آن

همان طور که قبلاً نیز اشاره شد، تجزیه و تحلیل از روش ARDL مبتنی بر تفسیر متوالی سه معادله‌ی پویا<sup>۱</sup>، بلندمدت<sup>۲</sup> و تصحیح خطا<sup>۳</sup> می‌باشد. در ادامه به ترتیب نتایج استخراج شده از اجرای هر مرحله‌ی مدل با استفاده از نرم افزار Microfit نسخه ۴.۱ آورده شده و تفسیر آن نیز ارائه خواهد شد.

در این مرحله سعی شده است تا برای دستیابی به بهینه‌ترین نتیجه، کلیه‌ی متغیرهای موجود در مدل پوتربا و Q توبین وارد مدل شوند؛ اما از آن جا که برخی متغیرها قدرت توضیح دهندگی پایینی داشته و یا با ورود به مدل باعث کاهش اعتبار مدل می‌شدند، ناگزیر از وجود آن‌ها صرف نظر شده و یا از متغیرهای جایگزین آن‌ها استفاده شده است. علت این امر می‌تواند در کوتاه بودن حافظه‌ی تاریخی آمارهای بخش مسکن و یا ناشی از برخی تفاوت‌های ساختاری در بازار مسکن تهران در مقایسه با سایر بازارهای داخلی و یا جهانی باشد.

در نهایت پس از تخمین بیش از ۷۰۰ ترکیب مختلف از متغیرهای مستقل، معادله‌ی ای به فرم تبعی زیر، از بین نتایج بدست آمده، انتخاب شد که معادله‌ی پویای آن در جدول (۱-۱) الف) پیوست «الف» قابل مشاهده می‌باشد.

(۴-۱)

$$\begin{aligned} LRTHPSA = & C + \alpha_{01}(LRTHP\_SA_{t-1}) + \alpha_{10}(INF_{t-0}) + \\ & \alpha_{11}(INF_{t-1}) + \alpha_{20}(Q\_RATIO_{t-0}) + \alpha_{30}(LRTR\_SA_{t-0}) + \\ & \alpha_{31}(LRTR\_SA_{t-1}) + \alpha_{40}(TDM\_SA_{t-0}) + \alpha_{50}(LH\_SA_{t-0}) + \\ & \alpha_{51}(LH\_SA_{t-1}) + \theta \end{aligned}$$

- 
1. Dynamic
  2. Long-Run
  3. Error-Correction

که در این رابطه؛

LRTHP\_SA، لگاریتم قیمت واقعی مسکن در تهران؛ C، عرض از مبدأ؛ INF، نرخ تورم عمومی؛ Q\_RATIO، نسبت Q توبین؛ LRTR\_SA، لگاریتم اجاره واقعی در تهران؛ TDM\_SA، تعداد خانوارهای تهرانی؛ LH\_SA، لگاریتم موجودی فیزیکی مسکن در تهران و  $\theta$ ، پسماند (مؤلفه حبابی) می‌باشد<sup>۱</sup>.

لازم به ذکر است در این بررسی برای تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی متغیرها، معیار شوارز-بیزین (SBC) ملاک عمل قرار گرفته است؛ زیرا این ضابطه در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران و شین<sup>۲</sup> (۱۹۹۹)).

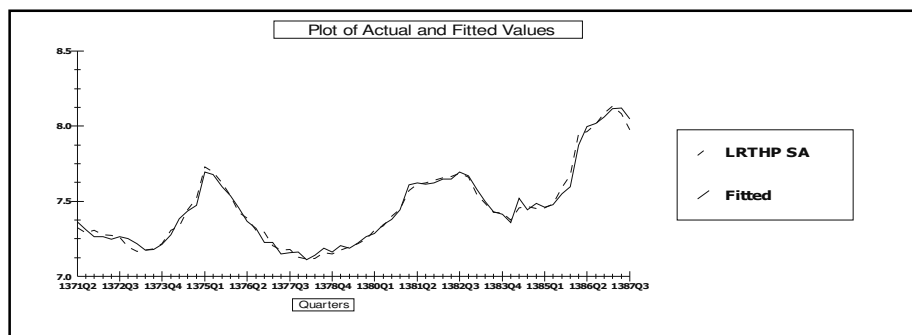
نتایج آماره‌های LM و F و حداقل سطح معناداری برای پذیرفتن فرض صفر هر چهار فرض کلاسیک، اعم از عدم همبستگی سریالی، عدم تورش تصریح، نرمال بودن پسماندها و واریانس همسانی، با اطمینان بالای ۹۵٪ مقادیر قابل قبول بوده و خطر وجود خطاهای آماری مزبور را در این مدل رد می‌کند.

در این مدل مقدار آماره D.W برابر ۱/۶۲ است که ابهام وجود خود همبستگی را برطرف می‌نماید. مقدار  $R^2$  برابر ۹۸.۵۹٪ است که نشان از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل دارد. همچنین در این مدل مقدار  $\bar{R}^2$  برابر ۹۸/۳۶٪ است که همان طور که مشاهده می‌شود تفاوت بسیار ناچیزی با مقدار  $R^2$  دارد. هر چه  $R^2$  و  $\bar{R}^2$  به هم نزدیک‌تر باشد، می‌توان به درستی تصریح مدل اطمینان بیشتری کرد (پیوست «الف» - جدول (۱-الف)). در شکل (۱-۴) مقادیر واقعی و برازش شده مدل (۱-الف) آورده شده است.

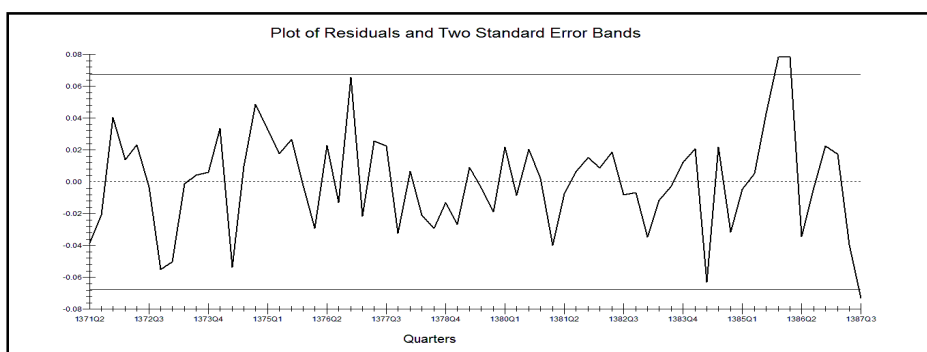
---

۱. نماد "SA" (Seasonal Adjustment) در انتهای نام متغیر به معنی داده‌های فصل زدایی شده می‌باشد.

2. Pesaran, M.H & Shin, Y. (1999)



شکل (۱-۴): منحنی مقادیر برازش شده و قیمت واقعی مسکن  
 مأخذ: محاسبات منتج از رابطه و جدول (۱-الف) با استفاده از نرم افزار *Microfit*



شکل (۲-۴): نمودار پسماندها و خطوط دو انحراف معیار  
 مأخذ: محاسبات منتج از رابطه و جدول (۱-الف) با استفاده از نرم افزار *Microfit*

حال که از اعتبار مدل اطمینان حاصل کردیم باید با انجام آزمونی فرضیه وجود یا عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو را بررسی نماییم. کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق همانند رابطه‌ی (۲-۴) محاسبه می‌شود. اگر قدر مطلق آماره  $t$  محاسبه شده بیشتر از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط

بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) باشد، فرض صفر رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم (نوفرستی، ۱۳۷۸).

$$t - statistic = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} \quad (4-2)$$

$$t - statistic = \frac{0.81684 - 1}{0.039654} = -4.62$$

از آن جا که مقدار آماره  $t$  این الگو برابر (۴/۶۲-) بوده و مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای ۵ متغیر مستقل و بیشتر، با تعداد ۵۰ مشاهده و در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر (۴/۴۳-) می‌باشد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی قیمت بنیادی مسکن وجود دارد. این رابطه تعادلی که توسط نرم افزار Microfit برآورد شده، در جدول (۲-الف) پیوست «الف» گزارش شده است. با نگاه به جدول (۲-الف) ملاحظه می‌شود که کلیه متغیرها در رابطه بلندمدت نیز با اطمینان بیش از ۹۵٪ معنادار می‌باشند. به استثنای اجاره که در بلندمدت حدوداً در سطح ۹۰٪ معنادار است. مطابق انتظار مقدار ضرایب متغیرها در رابطه بلندمدت نسبت به معادله‌ی پویا افزایش نشان می‌دهد.

معادله‌ی رگرسیونی و ضرایب معادله‌ی بلندمدت قیمت بنیادی مسکن به فرم زیر می‌باشد:

(۴-۳)

$$LRTHP\_SA = 34.53 + 0.3 INF + 0.57 Q\_RATIO + 0.75 LRTR\_SA + 3.2 TDM\_SA - 2.3 LH\_SA + \theta$$

(2.72)    (3.72)    (2.00)    (1.63)    (2.40)    (-2.39)

قبل از تفسیر متغیرهای مدل، به دلیل این که سه متغیر نرخ تورم، نسبت  $Q$  توپین و تعداد خانوار بدون لگاریتم در مدل لحاظ شده‌اند، حال آن که متغیر وابسته لگاریتمی است؛ می‌بایست ضریب این سه متغیر به کمک فرمول زیر مجدداً محاسبه شود تا قابلیت مقایسه با سایر متغیرها را داشته باشد.

$$\alpha_i = \frac{\partial \log(Y)}{\partial \log(X)} = \frac{\partial Y}{\partial X} \times \frac{X}{Y} \quad (4-4)$$

$$\alpha_1 = \frac{\partial \log(RTHP)}{\partial INF} \times INF = 0.016 \times \overline{INF}^1 = 0.004 \times 18.4327 = 0.298 \cong 0.3$$

$$\alpha_2 = \frac{\partial \log(RTHP)}{\partial Q\_RATIO} \times Q\_RATIO = 0.016 \times \overline{Q\_RATIO} = 0.17529 \times 3.2356 = 0.567 \cong 0.57$$

$$\alpha_4 = \frac{\partial \log(RTHP)}{\partial TDM\_SA} \times TDM\_SA = 0.1715 \times 10^{-5} \times \overline{TDM\_SA} = 0.1715 \times 10^{-5} \times 1856372 = 3.18 \cong 3.2$$

بر اساس معادله‌ی بلندمدت؛ نرخ تورم، نسبت  $Q$  توپین، اجاره واقعی و تعداد خانوار، اثر مثبت و معنی داری بر قیمت بنیادی مسکن دارند. برای نمونه، مقدار محاسبه شده ضریب نرخ تورم با توجه به رابطه فوق تقریباً برابر  $0/3$  بوده و بدین معناست که اگر نرخ تورم یک درصد تغییر کند، قیمت واقعی مسکن  $0/3$  درصد در همان جهت تغییر خواهد کرد. متغیر جمعیتی (تعداد خانوار) در این مدل با کشش ترین متغیر در قیمت بنیادی مسکن بوده و از درجه اهمیتی بالایی در تعیین قیمت بلندمدت مسکن برخوردار است. موجودی مسکن نیز بعد از متغیر جمعیتی از کشش قیمتی بالایی برخوردار است.

در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود. ضرایب متغیرهای بنیادی در مدل ECM همگی در سطح اطمینان  $95\%$  معنا دار بوده و  $\bar{R}^2$  معادل  $75/62\%$  نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا (ECT) برابر  $(-18.32)$  برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر فصل حدوداً  $18\%$  از عدم تعادل یک دوره در قیمت مسکن، در دوره‌ی بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به کندی صورت می‌گیرد و حدوداً ۶ فصل (معادل یک و نیم سال) تا از بین رفتن کامل اثرات حباب به طول می‌انجامد.

منحصراً در خصوص این دسته از پژوهش‌ها، می‌توان از ضریب تصحیح خطا تحلیل

---

۱. در این رابطه و روابط مشابه بعد، از میانگین هندسی متغیرها استفاده شده است.

دیگری نیز استخراج نمود و آن این است که از آن جا که پسماند در این مدل به عنوان حباب تلقی شده است، پس تعدیل به سمت تعادل بلندمدت نیز مصادف با ترکیدن حباب است. بنابراین می توان از ضریب ECT به عنوان معیاری جهت تشخیص ریسک ترکیدن حباب در یک دوره بهره جست. با این تحلیل، ریسک ترکیدن حباب مسکن در تهران عدد کوچکی است و سرمایه گذاران مسکن به یکباره دچار زیان شدید نمی شوند؛ چرا که فرصت کافی برای تغییر موضع و اتخاذ تصمیم مقتضی را دارند.

## ۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

### ۵-۱. نتیجه گیری

در این مطالعه تلاش شد تا با استفاده از یک مبنای تئوریک مستدل و قوی قیمت بنیادی مسکن برآورد گردد و آن چه که مدل قیمت بنیادی، قادر به توضیح آن نبود به عنوان مؤلفه‌ی حبابی استخراج شود. نتایجی که از اجرای این فرآیند حاصل شد به شرح زیر می باشد:

۱- متغیرهای توضیح دهنده‌ی قیمت بنیادی- واقعی مسکن در این پژوهش عبارتند از: نرخ تورم، نسبت Q توپین، اجاره واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن. نتایج برآورد به روش ARDL حاکی از آن است که کلیه‌ی متغیرهای فوق با اطمینان بیش از ۹۵٪ در کوتاه مدت و بلندمدت از عوامل مهم تعیین کننده‌ی قیمت بنیادی مسکن به شمار می روند، به استثنای اجاره که در معادله‌ی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۰٪ معنادار می باشد.

۲- متغیرهای فوق بر اساس آماره t بنرجی، دولادو و مستر با اطمینان ۹۵٪ به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارند.

۳- علامت نسبت Q توپین نشان می دهد که افزایش این نسبت در این بازار عامل انگیزشی برای سرمایه گذاری در ساخت مسکن به شمار نمی رود. دلیل این امر را می توان در شرایط رکودی- تورمی حاکم بر اقتصاد ایران و یا زمان بر بودن فرآیند تولید و عرضه‌ی مسکن

دانست. به عبارت دیگر اگر سرمایه گذار در زمان اوج این شاخص اقدام به سرمایه گذاری نماید، ممکن است زمانی که پروژه‌ی ساخت وی به مرحله‌ی بهره برداری می‌رسد با افت قیمت‌ها مقارن باشد، به همین دلیل سرمایه گذاران با پایین آمدن این نسبت پروژه‌ی ساخت خود را آغاز می‌کنند، چرا که بر اساس روند گذشته انتظارات آن‌ها مبنی بر افزایش قیمت‌ها تا زمان تکمیل ساخت خواهد بود.

۴- موجودی مسکن و تعداد خانوار از مهم‌ترین عوامل تعیین کننده‌ی قیمت مسکن در بلندمدت به شمار می‌روند.

۵- بر طبق مدل ECM تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بازار مسکن تهران به کندی صورت می‌گیرد و میزان تعدیل در هر دوره حدوداً معادل ۰.۲ عدم تعادل حاصله می‌باشد. در واقع از بین رفتن کامل اثرات حباب حدود ۶ فصل به طول می‌انجامد.

۶- نتایج حاصل از هر دو روش برآورد بر مبنای مدل پو-تربا-توین و با استفاده از الگوی ARDL و همچنین شاخص‌های قیمت به هزینه ساخت (P/CC)، قیمت به اجاره (P/E)، قیمت به درآمد (P/Y) و قیمت به تعداد خانوار (P/DM)، حباب به وقوع پیوسته در بازار مسکن تهران در سال ۱۳۸۶ را به طور مشترک تایید می‌کنند، لیکن همان‌طور که اشاره شد، نتایج روش انحراف از میانگین بلندمدت نسبت‌های مذکور، به دلیل عدم توانایی این روش در تعیین سطح قیمت بنیادی، می‌تواند تا حدودی گمراه کننده باشد. چرا که این روش هرگونه افزایش قیمتی را نسبت به میانگین بلندمدت شاخص مربوطه، فارغ از توجه به عوامل بنیادی و کلان اقتصادی، حباب تلقی می‌کند.

## ۲-۵. پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی

در پایان، روش‌ها و رویکردهای دیگری که در حین انجام پژوهش، به صورت مفروضه‌هایی در ذهن نگارنده پدید آمده، در قالب پیشنهاداتی به علاقه‌مندان تحقیق و پژوهش در حوزه‌ی مسکن، تقدیم می‌گردد.

الف- در مطالعه‌ی پدram یزدانی؛ قیمت بنیادی مسکن با استفاده از مدل قیمت گذاری



دارایی‌ها (CAPM) به دست آمده است. بر اساس مدل CAPM، با در نظر گرفتن نرخ اجاره بها به عنوان جریان درآمدی دارایی مسکن، شرط تعادل در بازار مسکن وجود ثبات در نسبت «قیمت به سود»<sup>۱</sup> و یا همان P/E دارایی است که برای مسکن معادل نسبت قیمت به اجاره می‌باشد. با این رویکرد، قیمت بنیادی مسکن به صورت زیر محاسبه شده است:

$$P^* = \left( Average \left( \frac{P_t}{Rent_t} \right) * Rent_t \right) \quad (5-1)$$

پیشنهاد می‌شود به جای برآورد قیمت بنیادی بر اساس مدل پوتربا-توبین، این متغیر با استفاده از روش فوق محاسبه شده و اختلاف قیمت واقعی و محاسبه شده به عنوان حباب در نظر گرفته شود. در مرحله‌ی بعد می‌توان با روش‌های گوناگون، اثر متغیرهای مهم بر ایجاد حباب را بررسی نمود.

ب- معادله‌ای که پوتربا، برای هزینه‌ی استفاده از مسکن، مطرح کرده و در این پژوهش نیز از آن استفاده شده است، مبتنی بر فرض برابری نرخ وام دهی و وام‌گیری است. بدیهی است که در واقعیت چنین شرایطی در بازار پول حاکم نبوده و همواره برای توجیه فعالیت اقتصادی بنگاه‌های پولی و مالی بین این دو نرخ تفاوت وجود دارد. پوتربا، معتقد است در صورت نابرابری این دو نرخ، نسبت وام به ارزش (L) در خرید مسکن با مشکل مواجه می‌شود و هزینه استفاده از مسکن به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$UC'_t = (\delta + \kappa + (1 - \theta)[Li_\beta + (1 - L)i_0 + \mu] - \pi_t^H) \quad (5-2)$$

که در این رابطه؛

$\delta$ ، نرخ استهلاک پس از کسر مالیات؛  $\kappa$ ، نرخ هزینه تعمیر و نگهداری؛  $\theta$ ، نرخ مالیات بر درآمد؛  $\beta$ ، نرخ وام‌گیری (نرخ سود تسهیلات)؛  $L$ ، Loan-To-Value؛  $i_0$ ، نرخ وام دهی (نرخ سود سپرده)؛  $\mu$ ، هزینه فرصت دارایی مسکن و  $\pi_t^H$ ، نرخ عایدی اسمی سرمایه می‌باشد.

پیشنهاد می‌شود در برآورد قیمت بنیادی مسکن، نسبت Loan-To-Value نیز در مدل

---

1. Price to Earnings Ratio (P/E)

لحاظ گردد. اگرچه محقق در مطالعه‌ی حاضر، با استفاده از مبلغ وام پرداختی بانک مسکن بابت خرید مسکن طی دوره ۸۷-۱۳۷۰ نیز سعی در رسیدن به جواب قابل قبول نموده است<sup>۱</sup>، لیکن شاید تغییر روش و یا تجمیع آمار سایر بانک‌ها، جواب قابل قبول را در پی داشته باشد.

---

۱. نحوه محاسبه‌ی نسبت LTV:

$$LTV = \frac{\text{وام خرید مسکن (هزار ریال)}}{\text{میانگین قیمت یک مترمربع زیربنای مسکونی در تهران (هزار ریال) \times ۷۵ \text{ متر مربع (متوسط مساحت واحد مسکونی)}} = \frac{LOAN}{THP \times 75 (m^2)}$$

### منابع:

- 1- Asheri, M. (2009) "The Analysis of Housing Price Bubble in Tehran", Bu-Ali Sina University.
- 2- Bakshi, G. and Chen, Z. (1994) "Baby Boom, Population Aging and Capital Markets", University of Chicago Press, The Journal of Business, 67(2), pp.165-202.
- 3- Bastani, A. Rezaie, J. and Najafian, F. (2009) "The Investigation of Housing Market in Iran's Economy", Barnameh Weekly, No. 266, Department of Planning and Economics – Iran Commerce Ministry.
- 4- Chan, H.L. Lee, S.K. and Woo, K.Y. (2001) "Detecting Rational Bubbles in The Residential Housing Markets of Hong Kong", Economic Modeling, 18, pp.61-73.
- 5- DiPasquale, D. and Wheaton, W.C. (1994) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", Journal of Urban Economics, 35(1), pp.1-27.
- 6- Eschecker, E. (2005) "Is There a Housing Bubble in Humboldt County? The Housing Market in a Rural California Region", 1989-2004. Department of Economics, Humboldt State University.
- 7- Geanakoplos, J. Magill, M. and Quinzii, M. (2004) "Demography and The Long-Run Predictability of the Stock Market" <http://cowles.econ.yale.edu/P/cd/d13b/d1380-r.pdf> .
- 8- Gholizadeh, A. (2009) "The Theory of House Price in Iran", Noor-e-Elam Publishing, Hamadan, Iran.
- 9- Gholizadeh, A. (2010) "Housing Price Bubble and Its Determining Factors in Iran", Scientific Quarterly of Housing Economics, 46, pp. 39-72.
- 10- Hui, E.C.M. and Yue, S. (2006) "Housing Price Bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A Comparative Study", the Journal of Real Estate Finance and Economics, 33, pp.45-60.
- 11- Krainer, J. (2005) "Housing Markets and Demographics", [www.frbsf.org/publications/economics/letter/2005/el2005-21.pdf](http://www.frbsf.org/publications/economics/letter/2005/el2005-21.pdf).
- 12- Malpezzi, S. and Maclennan, D. (1994) "The Price Elasticity of Supply of New Housing in the US and The United Kingdom", University of Wisconsin, Center for Urban Land Economic

- Research, Wisconsin-Madison CULER working papers.
- 13- Mankiw, N.G. and Weil, D.N. (1989) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, 19(2), pp. 235-258.
  - 14- McCarthy, J. and Peach, R.W. (2004) "Are Home Prices the Next Bubble?", <http://www.newyorkfed.org/research/epr/04v10n3/0412mcca.pdf>.
  - 15- Miles, D. (1994) "Housing, Financial Markets and the Wider Economy", John Wiley & Sons.
  - 16- Nazari, A. (2009) "The Investigation of Price Bubble in Iran's Housing Market", Sharif University of Technology, Tehran, Iran.
  - 17- Nazari, A. and Souri, D. (2008) "The Investigation of Price Bubble in Iran's Housing Market", *Scientific Quarterly of Housing Economics*, 7, pp. 125-140.
  - 18- Nofaresti, M. (2009) "Unit Root and Cointegration in Econometrics", Rasa Cultural Services Institute Publishing, Tehran, Iran.
  - 19- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999) "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", Cambridge University Press.
  - 20- Poterba, J.M. (1984) "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: an Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), pp.729-752.
  - 21- Soerensen, J.K. (2006) "The Dynamics of House Prices: International Evidence", Department of Economics, University of Copenhagen.
  - 22- Summers, L.H. Bosworth, B.P. Tobin, J. and White, P.M. (1981) "Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 67-140.
  - 23- Tashkini, A. (2006) "Applied Econometrics with Microfit", Tehran Dibakaran Artistic & Cultural Institute Publishing, Tehran, Iran.
  - 24- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, pp. 15-29.

- 25- Yazdani, P. (2009) "Testing the Existence of Price Bubble in Tehran Housing Market During the 1992-2008", Shahid Beheshti University.
- 26- Zbib, Z. (2006) "A House Price Bubble in Sweden?", Jönköping University.

پیوست

پیوست «الف»: معادله‌ی پویا و بلندمدت قیمت بنیادی مسکن در تهران

جدول (۱- الف): برآورد معادله‌ی پویای قیمت بنیادی مسکن

Autoregressive Distributed Lag Estimates			
ARDL(1,1,0,1,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion			
*****			
Dependent variable is LRTHP_SA			
66 observations used for estimation from 1371Q2 to 1387Q3			
*****			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LRTHP_SA(-1)	.81684	.039654	20.5993[.000]
INF	-.8372E-3	.0013069	-.64061[.524]
INF(-1)	.0038001	.0013473	2.8205[.007]
Q_RATIO	.032106	.014316	2.2427[.029]
LRTR_SA	.69668	.090234	7.7208[.000]
LRTR_SA(-1)	-.55841	.10728	-5.2054[.000]
TDM_SA	.3142E-6	.1188E-6	2.6455[.011]
LH_SA	3.1323	1.0571	2.9632[.004]
LH_SA(-1)	-3.5510	1.0599	-3.3502[.001]
C	6.3247	2.2435	2.8191[.007]
*****			
R-Squared	.98593	R-Bar-Squared	.98367
S.E. of Regression	.033671	F-stat. F( 9, 56)	435.9423[.000]
Mean of Dependent Variable	7.4539	S.D. of Dependent Variable	.26346
Residual Sum of Squares	.063490	Equation Log-likelihood	135.5852
Akaike Info. Criterion	125.5852	Schwarz Bayesian Criterion	114.637
DW-statistic	1.6206	Durbin's h-statistic	1.6278[.104]
*****			
Diagnostic Tests			
*****			
* Test Statistics *	LM Version	* F Version	*
*****			
* *	*	*	*
*A:Serial Correlation*CHSQ( 4)=	3.6329[.458]*F( 4, 52)=	.75726[.558]	*
*B:Functional Form *CHSQ( 1)=	3.0157[.082]*F( 1, 55)=	2.6334[.110]	*
*C:Normality *CHSQ( 2)=	.20560[.902]*	Not applicable	*
*D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)=	3.1453[.076]*F( 1, 64)=	3.2026[.078]	*
*****			
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation			
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values			
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals			
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values			

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

جدول (۲-الف): معادله‌ی برآورد ضرایب بلندمدت قیمت بنیادی مسکن

```
Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,0,1,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is LRTHP_SA
66 observations used for estimation from 1371Q2 to 1387Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INF            .016176          .0043478            3.7206[.000]
Q_RATIO       .17529           .087491             2.0035[.050]
LRTR_SA       .75491           .46295              1.6306[.109]
TDM_SA        .1715E-5         .7132E-6            2.4053[.019]
LH_SA         -2.2859          .95413              -2.3958[.020]
C              34.5302          12.7149             2.7157[.009]
*****
```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

پیوست «ب»: آزمون‌های آماری ریشه واحد، همجمعی و برون زایی

جدول (۱- ب): آزمون ریشه واحد متغیرهای موجود در مطالعه حاضر

نوع آزمون	فرض صفر	سطح $\alpha$ پتانسیل	متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند			با عرض از مبدأ و روند				
				آماره آزمون			نتیجه مانایی				
				1%	5%	10%	آماره آزمون	1%	5%	10%	
Augmented Dickey-Fuller (Based on SIC)	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح معیار	قیمت واقعی مسکن	-3.299	-3.534	-2.906	-3.921	-4.105	-3.480	-3.168	۹۵٪
			نرخ تورم	-1.715	-3.531	-2.905	-2.181	-4.100	-3.478	-3.166	نامتناهی
			نسبت Q توپین	-1.474	-3.531	-2.905	-2.979	-4.100	-3.478	-3.166	نامتناهی
			اجاره واقعی	-0.830	-3.531	-2.905	-2.385	-4.100	-3.478	-3.166	نامتناهی
			موجودی مسکن	0.319	-3.522	-2.901	-2.916	-4.088	-3.472	-3.163	نامتناهی
			تعداد خانوار	-	-	-	-	-	-	-	-
			قیمت واقعی مسکن	-4.155	-3.533	-2.906	-4.048	-4.103	-3.479	-3.167	۹۵٪
			نرخ تورم	-5.354	-3.531	-2.905	-5.310	-4.100	-3.478	-3.166	۹۹٪
			نسبت Q توپین	-9.419	-3.533	-2.906	-9.334	-4.103	-3.479	-3.167	۹۹٪
			اجاره واقعی	-8.343	-3.533	-2.906	-8.316	-4.103	-3.479	-3.167	۹۹٪
			موجودی مسکن	-2.536	-3.522	-2.901	-2.572	-4.088	-3.472	-3.163	نامتناهی
			تعداد خانوار	-3.595	-3.542	-2.910	0.338	-4.115	-3.485	-3.170	نامتناهی
Augmented Dickey-Fuller (Based on AIC)	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح معیار	قیمت واقعی مسکن	-3.299	-3.534	-2.906	-3.921	-4.105	-3.480	-3.168	۹۵٪
			نرخ تورم	-1.358	-3.538	-2.908	-2.352	-4.110	-3.482	-3.169	نامتناهی
			نسبت Q توپین	-1.474	-3.531	-2.905	-3.579	-4.113	-3.483	-3.170	۹۵٪
			اجاره واقعی	-0.830	-3.531	-2.905	-2.807	-4.105	-3.480	-3.168	نامتناهی
			موجودی مسکن	0.319	-3.522	-2.901	-2.916	-4.088	-3.472	-3.163	نامتناهی
			تعداد خانوار	-	-	-	-	-	-	-	-
			قیمت واقعی مسکن	-4.443	-3.546	-2.911	-4.172	-4.121	-3.487	-3.172	۹۹٪
			نرخ تورم	-4.049	-3.538	-2.908	-4.013	-4.110	-3.482	-3.169	۹۵٪
			نسبت Q توپین	-9.419	-3.533	-2.906	-9.334	-4.103	-3.479	-3.167	۹۹٪
			اجاره واقعی	-8.343	-3.533	-2.906	-8.316	-4.103	-3.479	-3.167	۹۹٪
			موجودی مسکن	-2.536	-3.522	-2.901	-2.572	-4.088	-3.472	-3.163	نامتناهی
			تعداد خانوار	-4.403	-3.546	-2.911	0.199	-4.121	-3.487	-3.172	نامتناهی
Phillips-Perron	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح معیار	قیمت واقعی مسکن	-1.519	-3.531	-2.905	-2.330	-4.100	-3.478	-3.166	نامتناهی
			نرخ تورم	-2.181	-3.525	-2.902	-2.639	-4.092	-3.474	-3.164	نامتناهی
			نسبت Q توپین	-1.408	-3.531	-2.905	-3.022	-4.100	-3.478	-3.166	نامتناهی
			اجاره واقعی	-0.939	-3.531	-2.905	-2.547	-4.100	-3.478	-3.166	نامتناهی
			موجودی مسکن	1.362	-3.520	-2.900	-1.979	-4.085	-3.470	-3.162	نامتناهی
			تعداد خانوار	15.428	-3.525	-2.902	-10.079	-4.092	-3.474	-3.164	۹۹٪
			قیمت واقعی مسکن	-4.197	-3.533	-2.906	-4.090	-4.103	-3.479	-3.167	تقریباً ۹۹٪
			نرخ تورم	-6.305	-3.527	-2.903	-6.252	-4.094	-3.475	-3.165	۹۹٪
			نسبت Q توپین	-9.424	-3.533	-2.906	-9.338	-4.103	-3.479	-3.167	۹۹٪
			اجاره واقعی	-8.346	-3.533	-2.906	-8.320	-4.103	-3.479	-3.167	۹۹٪
			موجودی مسکن	-2.295	-3.521	-2.901	-2.362	-4.086	-3.471	-3.162	نامتناهی
			تعداد خانوار	-6.857	-3.527	-2.903	9.905	-4.094	-3.475	-3.165	نامتناهی

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews



جدول (۲-ب): آزمون برون زایی وو- هاسمن

```

Variable Addition Test (OLS case)
*****
Dependent variable is LRTHP_SA
List of the variables added to the regression:
RINF      RQ_RATIO      RLRTR_SA      RTDM_SA      RLH_SA
65 observations used for estimation from 1371Q3 to 1387Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C              36.5321          12.6912              2.8785[.006]
INF            .0027497         .0021656             1.2697[.210]
Q_RATIO        .25311           .11595               2.1829[.033]
LRTR_SA        .34806           .59756               .58247[.563]
TDM_SA         .1391E-5         .6540E-6             2.1273[.038]
LH_SA          -2.3102          .91760              -2.5177[.015]
RINF           -.0026813        .0052042            -.51521[.609]
RQ_RATIO       -.21256          .12822              -1.6578[.103]
RLRTR_SA       .30816           .67791               .45457[.651]
RTDM_SA        .2765E-3         .0056273             .049133[.961]
RLH_SA         3.3923          10.9214              .31061[.757]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables :
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ( 5)= 6.4870[.262]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ( 5)= 6.8340[.233]
F Statistic                          F( 5, 54)= 1.1973[.323]
*****

```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

جدول (۳-ب): آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی به روش

جوہانسن - جوسیلیوس

```

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****
65 observations from 1371Q3 to 1387Q3. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
INF          LRTR_SA          LH_SA
List of I(0) variables included in the VAR:
Q_RATIO      TDM_SA          LRTHP_SA
List of eigenvalues in descending order:
.49302      .093018      .017716
*****
Null Alternative Statistic 95% Critical Value 90%Critical Value
r = 0      r = 1      44.1533      17.6800      15.5700
r<= 1      r = 2      6.3461      11.0300      9.2800
r<= 2      r = 3      1.1618      4.1600      3.0400
*****
Use the above table to determine r (the number of cointegratingvectors.)

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix
*****
65 observations from 1371Q3 to 1387Q3. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
INF          LRTR_SA          LH_SA
List of I(0) variables included in the VAR:
Q_RATIO      TDM_SA          LRTHP_SA
List of eigenvalues in descending order:
.49302      .093018      .017716
*****
Null Alternative Statistic 95% Critical Value 90%Critical Value
r = 0      r>= 1      51.6613      24.0500      21.4600
r<= 1      r>= 2      7.5079      12.3600      10.2500
r<= 2      r = 3      1.1618      4.1600      3.0400
*****
Use the above table to determine r (the number of cointegratingvectors.)
    
```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران (۱۳۸۷-۱۳۷۱) با استفاده از ... / ۱۸۱

سؤزن				نتایج پژوهش حاضر	مصطفی عاشری	دکتر علی اکبر قبی زاده	نام محقق
۲۰۰۶				۱۳۸۹	۱۳۸۸	۱۳۸۸	سال انتشار نتایج پژوهش
آمریکا	انگلستان	هلند	نروژ	تهران	تهران	ایران	جامه آماری
۱۹۱۳	۱۹۳۰	۱۸۴۴	۱۹۰۰	۱۳۷۱	۱۳۷۰	۱۳۷۰	بازه انتخاب داده ها
۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۱۳۸۷	۱۳۸۵	۱۳۸۶	سال شروع سال پایان
سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	فصلی	فصلی	فصلی	نویافته داده ها
OLS	OLS	OLS	OLS	ARDL	ARDL	ARDL	روش اقتصادسنجی مورد استفاده جهت برآورد قیمت بنیادی مسکن
OX	OX	OX	OX	microfit	microfit	microfit	نرم افزار مورد استفاده
لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت واقعی مسکن	قیمت واقعی مسکن در تهران	شاخص قیمت واقعی زمین	متغیر وابسته
-	-	-	-	۰/۲۹۸	۱/۱۸	-	۱ تورم
-	-	-	-	-	-	-۸/۷۱۹	۲ نرخ بهره
۰/۵۷	-	-	۰/۱۹	-	-	۷۵۰	۳ هزینه ساخت مسکن
۰/۶۶	-	-	۰/۹۸	۰/۷۵	-	-	۴ اجاره
-	-	-	-	-	-	-	۵ نرخ سود تسهیلات
-	۰/۹۲	۰/۷۱	-	-	-	-	۶ درآمد سرانه
-	-	-	-	-۲/۲۸	-	-	۷ موجودی مسکن
-	-	-	-	۳/۱۸	-	-	۸ متغیر جمعیتی
-	-	-	-	۰/۵۷	-	-	۹ نسبت قیمت به هزینه ساخت (Q)
-	-	-	-	-	-	-	۱۰ LTV
-	-	-	-	-	-	-	۱۱ مساحت ساختمانی تکمیل شده
-	-	-	-	-	-	۷۳/۳۶	۱۲ مساحت ساختمانی شروع شده
-	-	-	-	-	-	-	۱۳ قیمت طلا (سکه)
-	-	-	-	-	-۰/۰۰۰۶	-	۱۴ نرخ ارز
-	-	-	-	-	-۳۲۶	-	۱۵ شاخص قیمت سهام
-	-	-	-	-	۰/۰۰۳	۱/۹۶	۱۶ نقدینگی
-	-	-	-	-	-	-	۱۷ تولید ناخالص داخلی
-	-	-	-	-	-	-	۱۸ پیمانده مدل قیمت مسکن
-	-	-	-	-	-	-	۱۹ تقاضای قیمت مسکن
✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	مقدار ثابت (C)
✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	روند زمانی (T)
-	-	-	-	۱	۴	۴	تعداد حداکثر وقفه ها
-	-	-	-	✓	✓	✓	SBC
✓	✓	✓	✓	-	-	-	AIC
-	-	-	-	-	-	-	HQC
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.				✓	✓	✓	A (عدم همبستگی سریالی)
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.				✓	✓	✓	B (عدم تورش تصریح)
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.				✓	✓	✓	C (نرمالیتی)
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.				✓	✓	✓	D (وابستگی همسانی)
۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۴	R2
۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱۷	۱/۶۲	۱/۶۳	۲/۲	DW
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.				-۴/۶۲	-۳/۴۹	-۶/۱۴	آماره t نترجی، دولادو و مستر
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.				-۰/۱۸	-۰/۸۲	-۰/۷۵	ضریب ECM

