فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم، زمستان ۱۳۹۰

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

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 توبین 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 توبین 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 یافته های مدل ARDL حاکی از آن است که نرخ تورم، نسبت Q توبین، اجاره‌ی واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن همگی از عوامل مهم تعیین کننده‌ی 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 توبین، الگوی ARDL.

طبقه‌بندی JEL: C01، E3، R31، R21 .

* استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور Email: Jbiabani2000@yahoo.com

**کارشناس ارشد مهندسی مالی، نویسنده مسئول Email: Taghva_khosravi@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

تصمیم گیری در خصوص چگونگی سرمایه‌گذاری وجوه حاصل از درآمد، همواره یکی از چالش‌های مهم پیشِ روی همه‌ی اشخاص حقیقی و حقوقی در حوزه های مالی- اقتصادی است. در مقایسه با بازار املاک و مستغلات، سرمایه گذاری در برخی از اقلام 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- سرمایه ای 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 سرمایه ای 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 عرصه های گوناگون اقتصادی، موضوعی است که توجه به آن در تصمیم سازی‌های سیاستگزاران نقش به سزایی 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

Archive of SID

www.SID.ir

مرحله‌ی تولید و بهره برداری[1] 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 کسادی 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 شکل گیری 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 تقسیم بندی حباب‌ها را به دو نوع تصادفی[2] و قطعی[3] تقسیم می‌کنند که نوع تصادفی آن در مطالعات بلنچارد و واتسون[4] (۱۹۸۲) دیده می‌شود. در تقسیم بندی دیگری که به «حباب سفته بازی» شهرت دارد، حباب‌ها را به صورت انحراف از ارزش پایه ای دارایی تعریف می‌کنند. در این طبقه بندی 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 اجاره ی واقعی و برآوردی، در مناطق شهری و روستایی، ارزش افزوده ایجاد می کنند.

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

www.SID.ir

حباب‌های عقلایی[1]، حباب‌های تقریباً عقلایی[2]، حباب‌های ذاتی[3]، حباب‌های زودگذر (غیر عقلایی[4]) و حباب‌های اطلاعاتی[5].

عموماً برای تشخیص وجود حباب سفته بازی قیمت مسکن دو روشِ 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 قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نظیر CAPM[6] 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

Archive of SID

www.SID.ir

۲. پیشینه‌ی تحقیق

۲-۱. مطالعات خارجی حباب قیمت مسکن

- **چان، لی و وو**[1] **(۲۰۰۱)**؛ در یک مطالعه‌ی تجربی تحت عنوان «کشف حباب عقلایی املاک مسکونی هنگ‌کنگ» با استفاده از آزمون جریان، به کشف و بررسی وجود مجموع خطای تصریح[2] و حباب‌های عقلائی در بازار مسکن هنگ‌کنگ 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 مقدارهای این دو جزء را از قیمت جدا می‌کنند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در شهر هنگ‌کنگ از سال ۱۹۸۵ حباب در حال رشد وجود داشته که در طول سال‌های ۹۲-۱۹۹۱ حباب فرو می‌پاشد 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**[3] **(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 بهره گیری از روش‌های استاندارد اقتصادسنجی ارائه می‌دهد. این آزمون‌ها شامل آزمون‌های علیت گرنجر[4]، 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

www.SID.ir

یافته تابع عکس‌العمل تکانه[1] 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**[2] **(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**[3] **(۲۰۰۶)**؛ در مطالعه‌ی «حباب قیمت مسکن در سوئد» به بررسی و پاسخ گویی 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 مقایسه ای، سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار گرفته است. با این شاخص‌ها، شامل شاخص قیمت مسکن به اجاره و نسبت درآمد 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)

www.SID.ir

▪ **سوئرنسن**[1] **(۲۰۰۶)**؛ در مطالعه ای تحت عنوان «پویایی‌های قیمت مسکن؛ برگرفته از شواهد بین‌المللی» به دنبال بررسی علل افزایش جهانی و جنبش‌های کوتاه مدت قیمت مسکن می‌باشد. وی بازار مسکن چهار کشور آمریکا، انگلیس، نروژ و هلند را از زمان تولید داده‌ها 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 دهنده‌ی قیمت مسکن که از مدل پوتربا و توبین استخراج شده و در مدل وارد شده‌اند 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 مرحله‌ی بعد، وی برای مشاهده‌ی تأثیر قیمت دوره‌ی 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 معادله‌ی رگرسیونی دیگر مورد بررسی قرار می‌دهد. از آن جا که جامعه‌ی آماری مورد مطالعه، شامل بازار مسکن چهار کشور می‌باشد نتایج متفاوتی برای هر کشور گزارش شده که این نتایج به تفکیک در پیوست «ج» قابل مشاهده می‌باشد. لیکن به عنوان یک نتیجه کلی اذعان می‌دارد که درآمد سرانه، اجاره و هزینه ساخت از مهم‌ترین متغیرهای موثر بر قیمت بلندمدت در کلیه‌ی بازارهای مسکن می‌باشد که ترکیب مدل پوتربا- توبین از آن حمایت می‌کند.

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 می‌شود.

1. Soerensen, J. K. (2006)

www.SID.ir

▪ **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 ۱۳۸۵:۴-۱۳۷۰:۱ مدل‌های ARDL تخمین زده شده و اجزای پسماند معادله‌ی قیمت به عنوان حباب در نظر گرفته شده است. در مدل اول قیمت مسکن تابع شاخص سهام، نرخ ارز، تورم و نقدینگی می‌باشد. 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 می‌شود. 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 می‌دهد که حباب از عوامل مهم تعیین کننده‌ی قیمت مسکن در تهران می‌باشد.

▪ **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 ۱۳۸۶:۴-۱۳۷۱:۱ مورد آزمون قرار می‌دهد. 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 دارایی‌های سرمایه ای (CAPM) برآورد شده و پسماند مدل به عنوان مؤلفه‌ی حبابی قیمت در نظر گرفته شده است. در مرحله‌ی بعد این مؤلفه مورد آزمون قرار گرفته که آیا بازدهی دارایی مسکن در تهران از مؤلفه‌ی حبابی قیمت پیروی می‌کند یا خیر. در صورت تأیید فرضیه، می‌توان 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 نمی‌شود و می‌توان 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 بازه‌ی ۱۳۸۶:۴-۱۳۷۰:۱

Archive of SID

www.SID.ir

پرداخته و عوامل موثر بر آن را بررسی می‌کند. در روش اول؛ قیمت مسکن با استفاده از داده های 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 کم‌تری 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 یافته های جیمز پوتربا[1] (۱۹۸۴) در حوزه‌ی هزینه‌ی استفاده از مسکن و جیمز توبین[2] (۱۹۶۹) در حوزه‌ی شاخص جذابیت سرمایه

1. Poterba, J.M. (1984)
2. Tobin, J. (1969)

www.SID.ir

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 واکنشِ 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 نموداریِ 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.

۱-۳. رویکرد تئوریک به مدل

افراد مقیم در مسکنِ 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 هزینه های آن شود، موضع مالکیت خود را حفظ نموده و در غیر این صورت ممکن است سایر اشکال مالکیت مسکن همانند اجاره و غیره را برگزینند.

همان طور که قبلاً نیز اشاره شد؛ مسکن کالایی دوگانه با ابعاد مصرفی و سرمایه ای است؛ لیکن پوتربا با تمرکز بر بُعد مصرفی مسکن که تابع هزینه‌ی استفاده[1] 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 می گردد.

1. User Cost

www.SID.ir

لازم به ذکر است که در این رویکرد، هزینه استفاده از مسکن به صورت هزینه خدمات[1] 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 ثابتِ δ مستهلک می‌شوند؛

۲- هزینه های تعمیر و نگهداری مورد نیاز(κ)، برابر با کسری از ارزش جاری مسکن است؛

۳- بناهای ساختمانی، مشمول مالیات بر دارایی (املاک و مستغلات) معادل نرخ μ می‌باشند؛

۴- برای همه افراد نرخ نهایی مالیات بر درآمد برابر θ است؛

۵- نرخ وام دهی و وام گیری برای همه‌ی مقادیر، معادل نرخ سود اسمی (i) می‌باشد[2].

بنابراین با توجه به فروض فوق، رابطه‌ی ریاضی هزینه استفاده برای یک دوره به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

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

---

1. Service Cost

۲. اگر هزینه فرصت سرمایه گذاری (نرخ وام دهی) i_o متفاوت از هزینه ی وام گیری (استقراض) i_β باشد در آن صورت نسبت وام به ارزش (L) در خرید مسکن با مشکل مواجه می شود و هزینه استفاده برابر خواهد بود با:

$$UC'_t = \left(\delta + \kappa + (1-\theta)\left[Li_\beta + (1-L)i_o + \mu\right] - \pi_t^H\right)$$

Archive of SID

www.SID.ir

هر جزء را بر هزینه‌ی استفاده بازگو خواهد کرد.

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

که در این رابطه؛

UC_t، نرخ هزینه استفاده از مسکن در دوره t؛ P_t، متوسط ارزش بازاری مسکن؛ δ، نرخ استهلاک پس از کسر مالیات؛ κ، نرخ هزینه تعمیر و نگهداری؛ i، نرخ سود تسهیلات مسکن[1]؛ μ، نرخ هزینه فرصت دارایی مسکن؛ θ، نرخ مالیات بر درآمد و π_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. $(P_t$=۱$)$

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

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 $\left(R\left(H_t, y_t, dm_t\right)\right)$ و هزینه‌ی نهایی (wq_t) خدمات مسکن از سوی مالکان را می‌توان به صورت زیر نمایش داد[2]:

1. Mortgage Interest Payments

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

Archive of SID

www.SID.ir

$$(w = UC_t) \qquad (۳-۴)$$

$$R\left(H_t, y_t, dm_t\right) = wq_t$$

که در این رابطه؛

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

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

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

$$\pi_t^p = \frac{\dot{q}_t}{q_t} = \pi_t^H - \pi_t \Rightarrow \pi_t^H = \frac{\dot{q}_t}{q_t} + \pi_t \qquad (۳-۵)$$

که در این رابطه؛

$\dot{q}_t$، افزایش (کاهش) مورد انتظار قیمت مسکن؛ π_t^p، نرخ عایدی سرمایه‌ی واقعی مسکن؛ π_t^H، نرخ عایدی سرمایه‌ی اسمی مسکن و π_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:

$$\frac{R\left(H_t, y_t, dm_t\right)}{q_t} = \delta + \kappa + (1-\theta)(i+\mu) - \pi_t - \frac{\dot{q}_t}{q_t} \qquad (۳-۶)$$

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

$$v = \delta + \kappa + (1-\theta)(i+\mu) - \pi_t \qquad (۳-۷)$$

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

Archive of SID

www.SID.ir

(۳-۸)

$$\frac{R\left(H_t,y_t,dm_t\right)}{q_t}=v_t-\frac{\dot{q_t}}{q_t}\ \Rightarrow R\left(H_t,y_t,dm_t\right)=v_tq_t-\dot{q_t}\ \Rightarrow \dot{q_t}$$
$$=-R\left(H_t,y_t,dm_t\right)+v_tq_t$$

$\dot{q_t}$ در این رابطه بیانگر حداقل عایدی سرمایه ی واقعی مورد تقاضا از سوی سرمایه گذار است که در صورت تحقق، فرد را تشویق به نگهداری مسکن به عنوان دارایی، در شرایط حاکم بر بازار مسکن می‌نماید. همان طور که پیداست؛ بازده مورد تقاضای سرمایه وابسته به دو عامل بازده مسکن ($R\left(H_t,y_t,dm_t\right)$) 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 هزینه های استفاده، بعد از کسر اجاره باشد. در واقع در این رابطه، اجاره عاملی است که به عنوان یک جریان درآمدی تا حدودی هزینه های 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. (پوترباء ۱۹۸۴ و مایلز، ۱۹۹۴)[1].

۳-۱-۳. تعادل سرمایه گذاری Q توبین[2] (Tobin's Q)

نظریه‌ی سرمایه گذاری 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 تصمیم گیری، نسبت قیمت مسکن (P^C) به هزینه‌ی ساخت مسکن (P^H) خواهد بود.

1. Poterba (1984) , Miles (1994)
2. Summers (1981) & Tobin (1969) in Soerensen (2006)

www.SID.ir

پویایی‌های سرمایه گذاری و ارزش بازار که در مدل Q توبین مورد توجه قرار گرفته است، تحت فروض زیر معتبر خواهد بود:

۱- عدم وجود تورم؛

۲- عدم استهلاک مسکن؛

۳- تأمین مالی سرمایه گذاری مسکن با استفاده از درآمدهای انباشته (پس انداز)؛

۴- در نظر گرفتن نرخ مالیات، متناسب با مالیات بر درآمد شرکت‌ها[1].

تحت شرایط فوق معقول است که فرض کنیم سرمایه گذاری وابسته به نسبت ارزش بازار مسکن به هزینه جایگزینی آن است. معادله‌ی سرمایه گذاری زیر را می‌توان با پیروی از یافته های توبین (۱۹۶۹) و سامرز (۱۹۸۱) شکل داد:

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

که در این رابطه؛

I، سرمایه گذاری ناخالص؛ $P^H/P^C = Q$، نسبت Q توبین؛ 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:

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

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

1. Corporate Income

Archive of SID

www.SID.ir

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

$$I = I\left(\frac{P^H}{P^C}\right)H \quad \Rightarrow \quad \frac{I}{H} = I(Q) \qquad (۳-۱۱)$$

از روابط فوق می‌توان چنین نتیجه گیری 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[۱]. به بیان دیگر نرخ رشد موجودی مسکن $(\frac{\dot{H}}{H})$ تابعی است از نسبت Q توبین.

$$\dot{H} = I(Q)H \implies \frac{\dot{H}}{H} = I(Q) \qquad (۳-۱۲)$$

۳-۱-۴. تعادل مدل

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

$$\dot{q}_t = -R(\overline{H_t}) + v_t q_t \qquad (۳-۸)$$

$$\dot{\bar{H}} = I(Q)H \qquad (۳-۱۲)$$

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

---

۱. به طور کلی نرخ رشد هر پدیده ای از طریق حاصل تقسیم میزان افزایش (تغییر) طی دوره ی t تا t+1 بر میزان موجودی آن در دوره t محاسبه می گردد. با این تعریف نرخ رشد موجودی عبارت است از : $\frac{\dot{H}}{H} = \frac{H_{t+1} - H_t}{H_t}$.

www.SID.ir

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

$$q_t = \frac{R\left(H_t, y_t, dm_t\right)}{v} \quad and \quad I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \qquad (۱۳-۳)$$

زمانی که $\dot{\vec{H}}_t = 0$ 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 انگیزه ای برای سرمایه گذاری در مسکن ایجاد نشود.

۲-۳. 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 درمی یابیم 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.

۱-۲-۳. 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

www.SID.ir

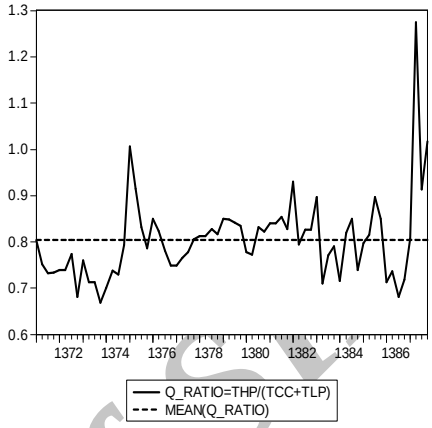
که منحنیِ هموارِ Q می‌تواند توضیح دهد، باشد. علت این امر آن است که قیمت زمین (P^l)در مناطق محدود تحت یک شوک تقاضا تا حدودی بیشتر افزایش می‌یابد.

همان طور که گفته شد؛ در نسبت Q توبین اثر نهاده‌ی زمین دیده نشده است. به همین خاطر در ادامه، نمودارهای این نسبت برای شهر تهران در محدوده‌ی زمانی ۱۳۷۱:۱ تا ۱۳۸۷:۴، 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 توبین 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 توبین همواره در کل دوره‌ی مورد بررسی بین ۱.۸۸ (مربوط به فصل سوم ۱۳۷۳) و ۵.۵۱ (مربوط به فصل اول ۱۳۸۷) در نوسان بوده است.

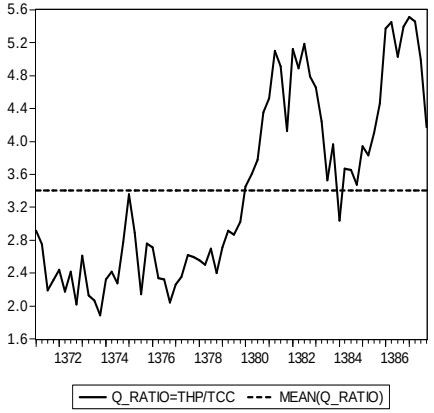
Archive of SID

www.SID.ir



شکل (۱-۳): نسبت Q توبین؛ حاصل تقسیم قیمت (THP) به حاصل جمع هزینه ساخت (TCC) ۱m۲ واحد مسکونی و قیمت زمین کلنگی(TLP) در تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6



شکل (۲-۳): نسبت Q توبین؛ حاصل تقسیم قیمت (THP) به هزینه ساخت (TCC) ۱m۲ واحد مسکونی در تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

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

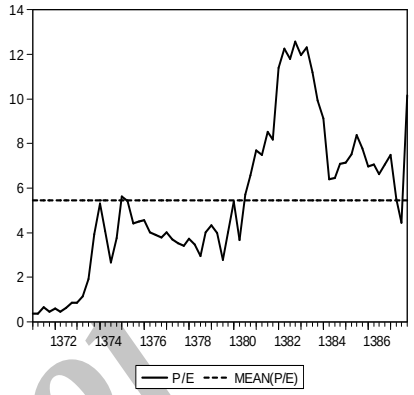
دومین عامل بنیادی بازار مسکن، اجاره است. نسبت قیمت به عایدی (P/E) می‌تواند ما را در مشاهده‌ی رفتار قیمت مسکن نسبت به اجاره کمک نماید. در این جا P قیمت و E اجاره است. تمرکز بر نسبت (P/E) از موضع سرمایه گذاری، نشان دهنده بازده یا عایدی می‌باشد و بیان می‌کند که قیمت دارایی باید با ارزش کنونی تنزیل شده‌ی عایدی آن در آینده برابر باشد[۱].

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 نمی‌کند.

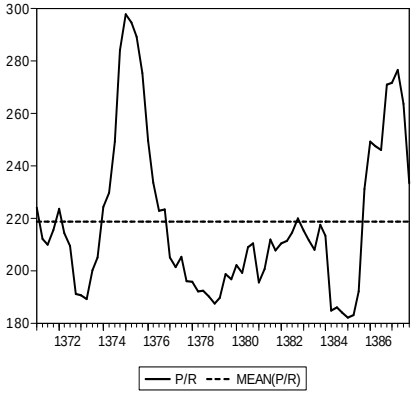
Archive of SID

www.SID.ir

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 ۱۳۸۷-۱۳۷۱
مآخذ: نرم افزار ره آورد نوین- نسخه‌ی ۳



شکل(۴-۳): نسبت قیمت به اجاره (P/R) $1m^2$واحد مسکونی در تهران
مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

در نمودار (۴-۳) 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.

Archive of SID

www.SID.ir

«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 مدل سازی ندارد. علی رغم سادگی تجزیه و تحلیل، این روش می‌تواند تا حدی گمراه کننده 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 رکودِ 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 نتیجه گیری نادرست است» (قلی زاده، ۱۳۸۷).

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

درآمد به عنوان یک متغیرِ طرف تقاضا و موثر بر بازده یا همان اجاره‌ی مسکن ($R\left(H_t، y_t، dm_t\right)$) مورد توجه قرار گرفته است. این یافته از نظر تئوریک به تئوری کینزین های کلاسیک؛ مبنی بر این که به طور طبیعی میل نهایی مصرف کننده به مصرف، ثابت، 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:

$$C_t = a + bY_t^D \qquad (۳-۱۴)$$

که میل نهایی به مصرف برابر است با:

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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. یافته های مک کارتی[1] (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 یافته های تجربی می‌باشد(سورنسن[2]، ۲۰۰۶).

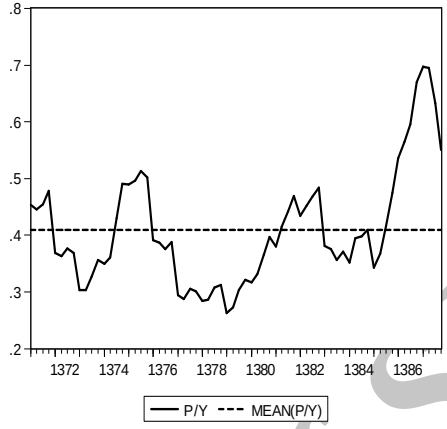
کیس و شیلر، نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوارها را به جهت پی بردن به حباب قیمت مسکن مورد توجه قرار می‌دهند، معیاری که مشخص می‌کند که آیا مسکن در قدرت خرید خریداران متوسط قرار دارد یا خیر. اگر نسبت مذکور به طور ناگهانی افزایش یابد عموم افراد جامعه قادر به خرید نبوده؛ لذا کاهش تقاضا به تدریج قیمت‌های واقعی را به سطح قبل بر می‌گرداند. اسمیت بیان می‌کند نسبت قیمت مسکن به درآمد نمی‌تواند معیار واقعی برای تصمیم گیری در سرمایه گذاری 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 شکل گیری 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)

Archive of SID

www.SID.ir



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

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

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

متغیر جمعیتی نیز یک متغیر طرف تقاضا است که برای تصریح روشن‌تر بازده مسکن ($R\left(H_t, y_t, dm_t\right)$) وارد مدل شده است. افزایش جمعیت، تقاضا برای مسکن را افزایش خواهد داد و فشار افزایشی‌ای بر قیمت‌ها تحمیل خواهد کرد. منکیو[1] (۱۹۸۹) دریافت که تغییرات جمعیتی می‌تواند تأثیر عمیقی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بر قیمت‌ها به جای بگذارد. همچنین دیپاسکوآل[2] (۱۹۹۴) اظهار می‌دارد 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 مهم‌ترین محرک‌های قیمت مسکن می‌باشند؛ لذا شناسایی ویژگی‌های خریداران مرتبه اول مسکن حائز اهمیت

1. Mankiw, N.G (1989)
2. DiPasquale, D. (1994)

Archive of SID

www.SID.ir

است و همان طور که در مقالات بسیاری یافت شده است، انفجار جمعیتی در یک نسل اثر تعیین کننده ای دارد (جیناکوپلوس[1] (۲۰۰۲ و ۲۰۰۴)، باکشی[2] (۱۹۹۴) و کِرینر[3] (۲۰۰۵)).

مالپزی[4] (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.

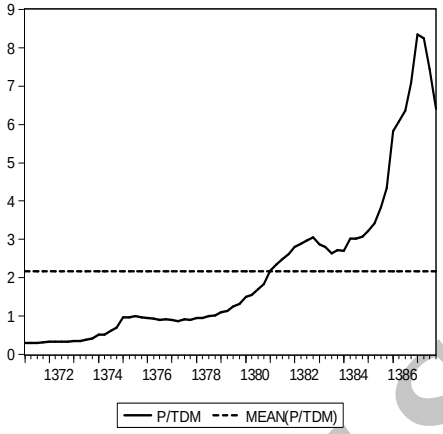
در نمودار (۶-۳) این نسبت بر اساس حاصل تقسیم قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به تعداد خانوار در شهرستان تهران[5] ترسیم شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود این نسبت تا سال ۸۱ با شیب ملایمی افزایش یافته است، لیکن از این سال به بعد از میانگین بلندمدت خود فراتر رفته و شیب افزایشی آن تندتر شده است. دلیل این امر 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 ۸/۳۴واحد 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 گروه های موجود در جامعه‌ی آماریِ مورد بررسی، از میان طیف‌های مختلف جمعیتی گزینش شود؛ برای مثال می‌توان ازدواج‌های تازه تشکیل شده، جمعیت مهاجران به یک منطقه، گروه های 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.

Archive of SID

www.SID.ir



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 همان طور 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 اندازه گیری حباب مسکن که از طریق مقایسه حرکت شاخص‌های قیمت مسکن به تغییر در دیگر شاخص‌ها اندازه گیری 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 درگذشته زیر سطح بنیادی قرار داشته و افزایش اخیر سبب شود قیمت بازار به قیمت بنیادی بازار مسکن نزدیک گردد»

Archive of SID

www.SID.ir

(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 دهندگی 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 معادله ای در اقتصادسنجی[۱] موسوم به الگوی خود توضیح با وقفه های توزیعی (گسترده) (ARDL) بهره گیری 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[۲] و فیلیپس- پرون[۳] 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، گزینهٔ مناسبی به نظر نمی‌رسد[۴].

---

۱. در اقتصادسنجی روش های تک معادله ای در مقابل روش های 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 درجه ی جمعی است.

Archive of SID

www.SID.ir

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: یافته های 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[1]» تعداد بردارهای همجمع میان متغیرها را در مقیدترین حالت (بدون عرض از مبدأ و روند زمانی) و بر اساس هر دو آزمون اثر[2] و آماره حداکثر مقدار ویژه[3]، یک بردار نشان می‌دهد. (پیوست «ب»- جدول (۳- ب)) همچنین آماره F آزمون برون زایی وو- هاسمن[4] 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، به‌کارگیری الگوی ARDL را طلب می‌نماید. ضمن این که با توجه به

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 هم انباشتگی (هم جمعی) 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:

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

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 موثر بر هزینه استفاده از مسکن: نرخ تورم(INF) ، نرخ سود تسهیلات مسکن (MR)

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

Archive of SID

www.SID.ir

۲- نسبت Q توبین [۲] [۱] (Q_RATIO=HP/CC)

۳- جزء اخلال (پسماند) (θ)

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

(۳-۱۸)

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

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

که در این رابطه؛

RTHP، قیمت واقعی مسکن در تهران؛ INF، نرخ تورم عمومی؛ RMR، نرخ سود واقعی تسهیلات مسکن؛ Q_RATIO، نسبت Q توبین؛ RTR، اجاره بهای واقعی ($۱m^۲$) واحد مسکونی در تهران؛ H، موجودی فیزیکی مسکن در تهران؛ RY، درآمد واقعی سالانه خانوار شهری در تهران؛ TDM، تعداد خانوارهای تهرانی؛ θ، پسماند (مؤلفه حبابی)، C، مقدار ثابت و α_{zj}، ضریب متغیر z اُم با وقفه j اُم می‌باشد[۳].

---

1. HP: House Price و CC: Construction Cost

۲. تئوری Q توبین 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 هزینه‌ی ساخت موجود در مخرج کسر نسبت Q توبین بهره جسته است لیکن در این پژوهش از خود نسبت Q توبین 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

- **نسبت Q توبین**[۲] (Q_Ratio): نسبت Q توبین 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 سرمایه گذاران حرفه ای کاملاً تابعی از شرایط اقتصادی جامعه خواهد بود.

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

---

۱. 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 داده های آماری (CPI): 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- (تواتر متغیر: فصلی)

۲. نحوه‌ی محاسبه نسبت Q توبین: $Q_Ratio = \frac{THP}{TCC}$

- مآخذ داده های آماری مورد نیاز جهت محاسبه‌ی نسبت Q توبین:

- THP(Tehran house price): میانگین قیمت 1m2 زیر بنای مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران(هزار ریال))- وزارت مسکن و شهرسازی
- TCC(Tehran construction cost): هزینه ساخت 1m2 بنا در تهران: بانک مرکزی ج. ا. ا.(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 1m2 بنا- تهران (هزار ریال)

- تواتر متغیر: دو متغیر فوق با تواتر فصلی قابل بهره برداری می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

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[1] به وقوع بپیوندد، حتی با وجود اختلاف فاحش بین قیمت و هزینه‌ی 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 توبین و قیمت مسکن همسو خواهد بود.

تحلیل دیگری نیز که مؤید رابطه‌ی مستقیم بین Q توبین 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 توبین 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

www.SID.ir

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**[1] (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 هزینه‌ی استفاده از مسکن. به عبارت دیگر با افزایش اجاره، تقاضا برای مالکیت مسکن افزایش یافته و قیمت مسکن افزایش می یابد.

- **تعداد خانوار**[2] (DM): برای این که اثر این متغیر به خوبی در مدل نمایان شود می‌بایست از بین گروه های 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 داده های 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- گروه های 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 سال۸۶ و۸۷ 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 به‌کارگیری 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 ،۱۳۷۵و 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 داده های آماری: مرکز آمار ایران www.amar.sci.org.ir – فهرست نشریات (تواتر متغیر: فصلی)

Archive of SID

www.SID.ir

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 پرجمعیت، تعداد خانوارها می‌باشد. ضمن این که این متغیر دربردارنده‌ی 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**[1] **(H)**: موجودی مسکن نیز یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر اجاره

---

۱. نحوه‌ی محاسبه متغیر موجودی مسکن:

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

C_t = تعداد پروانه های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری تهران × متوسط تعداد واحدهای مسکونی در پروانه‌ها

در این رابطه؛ H_t، تعداد واحدهای مسکونی موجود در زمان t؛ C_t، تعداد واحدهای مسکونی شروع شده در زمان t و δ، 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 داده های آماری:

▪ متوسط تعداد واحد مسکونی در پروانه : مرکز آمار ایران- واحد آمارهای زیربنایی و ساختمان

تعداد پروانه های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری: بانک مرکزی ج.ا.ا (www.cbi.ir) آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- بخش ساختمان و مسکن- پروانه های 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 پروانه های 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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 متوالیِ سه معادله‌ی پویا[1]، بلندمدت[2] و تصحیح خطا[3] 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، معادله ای به فرم تبعی زیر، از بین نتایج بدست آمده، انتخاب شد که معادله پویای آن در جدول (۱-الف) پیوست «الف» قابل مشاهده می‌باشد.

(۴-۱)

$$LRTHP_SA = C + \alpha_{0\,1}(LRTHP_SA_{\,t-1}) + \alpha_{1\,0}\,(INF_{\,t-0}) + \alpha_{1\,1}\,(INF_{\,t-1}) + \alpha_{2\,0}\,(Q_RATIO_{\,t-0}) + \alpha_{3\,0}\,(LRTR_SA_{\,t-0}) + \alpha_{3\,1}(LRTR_SA_{\,t-1}) + \alpha_{4\,0}\,(TDM_SA_{\,t-0}) + \alpha_{5\,0}\,(LH_SA_{\,t-0}) + \alpha_{5\,1}\,(LH_SA_{\,t-1}) + \theta$$

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 θ، پسماند (مؤلفه حبابی) می‌باشد[1].

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 صرفه جویی می‌کند و در نتیجه تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران و شین[2] (۱۹۹۹)).

نتایج آماره های 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 آماریِ 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 $\overline{R}^2$ برابر ۹۸/۳۶٪ است که همان طور که مشاهده می‌شود تفاوت بسیار ناچیزی با مقدار R^2 دارد. هر چه R^2 و $\overline{R}^2$ 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.

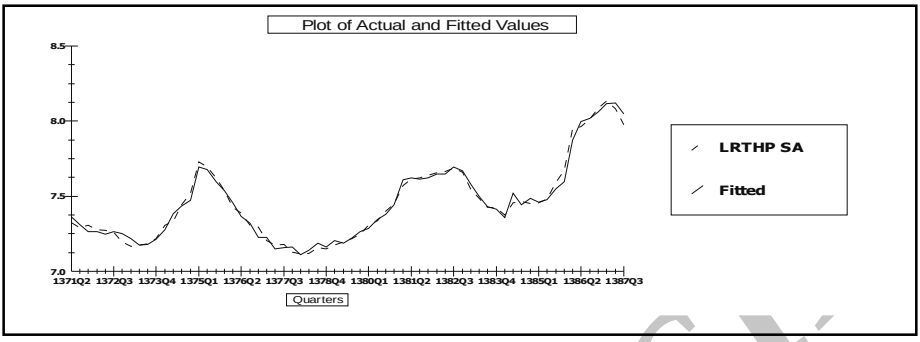
---

۱. نماد "_SA" (Seasonal Adjustment) در انتهای نام متغیر به معنی داده های فصل زدایی شده می‌باشد.

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

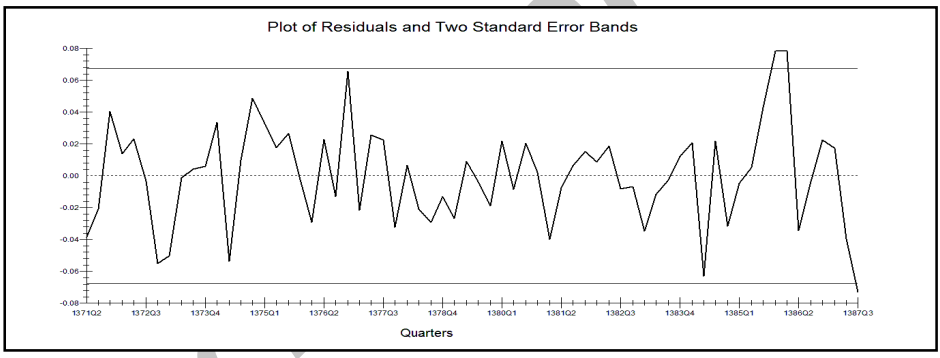
Archive of SID

www.SID.ir



شکل(۱-۴) : منحنی مقادیر برازش شده و قیمت واقعی مسکن

مآخذ: محاسبات منتج از رابطه و جدول (۱- الف) با استفاده از نرم افزار *Microfit*



شکل (۲-۴) : نمودار پسماندها و خطوط دو انحراف معیار

مآخذ: 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

www.SID.ir

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

$$t - statistic = \frac{\sum_{i=1}^{p} \widehat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\widehat{\alpha}_i}} \qquad (۴-۲)$$

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

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 افزارMicrofit برآورد شده، در جدول (۲-الف) پیوست «الف» گزارش شده است.

با نگاه به جدول (۲-الف) ملاحظه می‌شود که کلیه‌ی متغیرها در رابطه‌ی 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 رابطه‌ی 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 توبین 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.

$$\alpha_i = \frac{\partial log(Y)}{\partial log(X)} = \frac{\partial Y}{\partial X} \times \frac{X}{Y} \qquad (۴-۴)$$

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

بر اساس معادله‌ی بلندمدت؛ نرخ تورم، نسبتQ توبین، 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 ۰/۳ بوده و بدین معناست که اگر نرخ تورم یک درصد تغییر کند، قیمت واقعی مسکن ۰/۳درصد در همان جهت تغییر خواهد کرد.

متغیر جمعیتی (تعداد خانوار) در این مدل با کشش‌ترین 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 ۹۵٪ معنادار بوده و $\overline{R}^2$ معادل ۷۵/۶۲٪ نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا (ECT) برابر (۱۸.۳۲-) برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر فصل حدوداً ۱۸٪ 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.

www.SID.ir

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 می‌توان 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 نمی‌شوند؛ 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 می‌باشد:

۱- متغیرهای توضیح دهنده‌ی قیمت بنیادی- واقعی مسکن در این پژوهش عبارتند از: نرخ تورم، نسبت Q توبین، 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 می‌روند، به استثنای اجاره که در معادله‌ی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۰٪ معنادار می‌باشد.

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

۳- علامت نسبت Q توبین نشان می‌دهد که افزایش این نسبت در این بازار عامل انگیزشی برای سرمایه گذاری در ساخت مسکن به شمار نمی‌رود. دلیل این امر را می‌توان در شرایط رکودی- تورمی حاکم بر اقتصاد ایران و یا زمان بر بودن فرآیند تولید و عرضه‌ی مسکن

Archive of SID

www.SID.ir

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 روشِ برآورد بر مبنای مدل پوتربا-توبین 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 همان طور 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 بلندمدتِ 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 پدرام یزدانی؛ قیمت بنیادی مسکن با استفاده از مدل قیمت گذاری

www.SID.ir

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[1]» 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:

$$P^* = \left(Average\ \left(\frac{P_t}{Rent_t}\right) * Rent_t\right) \qquad (۵-۱)$$

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- معادله ای 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 وام گیری است. بدیهی است که در واقعیت چنین شرایطی در بازار پول حاکم نبوده و همواره برای توجیه فعالیت اقتصادی بنگاه های 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:

$$UC_t' = \left(\delta + \kappa + (1-\theta)\left[Li_\beta + (1-L)i_o + \mu\right] - \pi_t^H\right) \qquad (۵-۲)$$

که در این رابطه؛

δ، نرخ استهلاک پس از کسر مالیات؛ κ، نرخ هزینه تعمیر و نگهداری؛ θ، نرخ مالیات بر درآمد؛ i_β، نرخ وام گیری (نرخ سود تسهیلات)؛ L، Loan-To-Value؛ i_O، نرخ وام دهی (نرخ سود سپرده)؛ μ، هزینه فرصت دارایی مسکن و π_t^H، نرخ عایدی اسمی سرمایه می باشد.

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

1. Price to Earnings Ratio (P/E)

www.SID.ir

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[1]، لیکن شاید تغییر روش و یا تجمیع آمار سایر بانک‌ها، جواب قابل قبول را در پی داشته باشد.

Archive of SID

۱. نحوه محاسبه‌ی نسبت LTV:

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

www.SID.ir

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- Escheker, 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.
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

Archive of SID

www.SID.ir

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- Noferesti, 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 Dibagaran 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir

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***

www.SID.ir

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***

Archive of SID

www.SID.ir

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 یا تفاضل	متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند				با عرض از مبدأ و روند			
				آماره آزمون	مقدار بحرانی			آماره آزمون	مقدار بحرانی			نتیجه مانایی
					1%	5%	10%		1%	5%	10%	
Augmented Dickey-Fuller (Based on SIC)	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح متغیر	قیمت واقعی مسکن	-3.299	-3.534	-2.906	-2.591	٪۹۵ مانا	-3.921	-4.105	-3.480	-3.168	٪۹۵ مانا
			نرخ تورم	-1.715	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.181	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			نسبتQ توبین	-1.474	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.979	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			اجاره واقعی	-0.830	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.385	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			موجودی مسکن	0.319	-3.522	-2.901	-2.588	نامانا	-2.916	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
		تفاضل مرتبه اول متغیر	قیمت واقعی مسکن	-4.155	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-4.048	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۵ مانا
			نرخ تورم	-5.354	-3.531	-2.905	-2.590	٪۹۹ مانا	-5.310	-4.100	-3.478	-3.166	٪۹۹ مانا
			نسبتQ توبین	-9.419	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-9.334	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			اجاره واقعی	-8.343	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-8.316	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			موجودی مسکن	-2.536	-3.522	-2.901	-2.588	تقریباً ٪۹۰ مانا	-2.572	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	-3.595	-3.542	-2.910	-2.592	٪۹۹ مانا	0.338	-4.115	-3.485	-3.170	نامانا
Augmented Dickey-Fuller (Based on AIC)	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح متغیر	قیمت واقعی مسکن	-3.299	-3.534	-2.906	-2.591	٪۹۵ مانا	-3.921	-4.105	-3.480	-3.168	٪۹۵ مانا
			نرخ تورم	-1.358	-3.538	-2.908	-2.591	نامانا	-2.352	-4.110	-3.482	-3.169	نامانا
			نسبتQ توبین	-1.474	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-3.579	-4.113	-3.483	-3.170	٪۹۵ مانا
			اجاره واقعی	-0.830	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.807	-4.105	-3.480	-3.168	نامانا
			موجودی مسکن	0.319	-3.522	-2.901	-2.588	نامانا	-2.916	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
		تفاضل مرتبه اول متغیر	قیمت واقعی مسکن	-4.443	-3.546	-2.911	-2.593	٪۹۹ مانا	-4.172	-4.121	-3.487	-3.172	٪۹۹ مانا
			نرخ تورم	-4.049	-3.538	-2.908	-2.591	٪۹۹ مانا	-4.013	-4.110	-3.482	-3.169	٪۹۵ مانا
			نسبتQ توبین	-9.419	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-9.334	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			اجاره واقعی	-8.343	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-8.316	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			موجودی مسکن	-2.536	-3.522	-2.901	-2.588	تقریباً ٪۹۰ مانا	-2.572	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	-4.403	-3.546	-2.911	-2.593	٪۹۹ مانا	0.199	-4.121	-3.487	-3.172	نامانا
Phillips-Perron	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح متغیر	قیمت واقعی مسکن	-1.519	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.330	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			نرخ تورم	-2.181	-3.525	-2.902	-2.588	نامانا	-2.639	-4.092	-3.474	-3.164	نامانا
			نسبتQ توبین	-1.408	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-3.022	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			اجاره واقعی	-0.939	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.547	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			موجودی مسکن	1.362	-3.520	-2.900	-2.587	نامانا	-1.979	-4.085	-3.470	-3.162	نامانا
			تعداد خانوار	15.428	-3.525	-2.902	-2.588	نامانا	-10.079	-4.092	-3.474	-3.164	٪۹۹ مانا
		تفاضل مرتبه اول متغیر	قیمت واقعی مسکن	-4.197	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-4.090	-4.103	-3.479	-3.167	تقریباً ٪۹۹ مانا
			نرخ تورم	-6.305	-3.527	-2.903	-2.589	٪۹۹ مانا	-6.252	-4.094	-3.475	-3.165	٪۹۹ مانا
			نسبتQ توبین	-9.424	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-9.338	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			اجاره واقعی	-8.346	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-8.320	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			موجودی مسکن	-2.295	-3.521	-2.901	-2.587	نامانا	-2.362	-4.086	-3.471	-3.162	نامانا
			تعداد خانوار	-6.857	-3.527	-2.903	-2.589	٪۹۹ مانا	9.905	-4.094	-3.475	-3.165	نامانا

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews

Archive of SID

www.SID.ir

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***

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۳- ب): آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی به روش جوهانسن – 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*

Archive of SID

www.SID.ir

نام محقق			دکتر علی اکبر قلی زاده	مصطفی عاشری	نتایج پژوهش حاضر	سوئرنسن			
سال انتشار نتایج پژوهش			۱۳۸۸	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۲۰۰۶			
جامعه آماری			ایران	تهران	تهران	نروژ	هلند	انگلستان	آمریکا
بازه انتخاب داده ها		سال شروع	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۹۰۰	۱۸۲٤	۱۹۳۰	۱۹۱۳
		سال پایان	۱۳۸٦	۱۳۸۵	۱۳۸۷	۲۰۰٤	۲۰۰٤	۲۰۰٤	۲۰۰٤
تواتر داده ها			فصلی	فصلی	فصلی	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه
روش اقتصادسنجی مورد استفاده جهت برآورد قیمت بنیادی مسکن			ARDL	ARDL	ARDL	OLS	OLS	OLS	OLS
نرم افزار مورد استفاده			microfit	microfit	microfit	OX	OX	OX	OX
متغیر وابسته			شاخص قیمت واقعی زمین	قیمت واقعی مسکن در تهران	لگاریتم قیمت واقعی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن
متغیرهای مستقل	۱	تورم	-	۱/۱۸	۰/۲۹۸	-	-	-	-
	۲	نرخ بهره	۸/۷۱۹-	-	-	-	-	-	-
	۳	هزینه ساخت مسکن	۷۵۰	-	-	۰/۱۹	-	-	۰/۵۷
	٤	اجاره	-	-	۰/۷۵	۰/۹۸	-	-	۰/٦٦
	۵	نرخ سود تسهیلات	-	-	-	-	-	-	-
	٦	درآمد سرانه	-	-	-	-	۰/۷۱	۰/۹۲	-
	۷	موجودی مسکن	-	-	۲/۲۸-	-	-	-	-
	۸	متغیر جمعیتی	-	-	۳/۱۸	-	-	-	-
	۹	نسبت قیمت به هزینه ساخت (Q)	-	-	۰/۵۷	-	-	-	-
	۱۰	LTV	-	-	-	-	-	-	-
	۱۱	مساحت ساختمانهای تکمیل شده	-	-	-	-	-	-	-
	۱۲	مساحت ساختمانهای شروع شده	۷۳/۳٦	-	-	-	-	-	-
	۱۳	قیمت طلا (سکه)	-	-	-	-	-	-	-
	۱٤	نرخ ارز	-	۰/۰۰۰٦-	-	-	-	-	-
	۱۵	شاخص قیمت سهام	-	۳۲٦-	-	-	-	-	-
	۱٦	نقدینگی	۱/۹٦	۰/۰۰۳	-	-	-	-	-
	۱۷	تولید ناخالص داخلی	-	-	-	-	-	-	-
	۱۸	پسماند مدل قیمت مسکن	-	-	-	-	-	-	-
	۱۹	تقاضل قیمت مسکن	-	-	-	-	-	-	-
مقدار ثابت(C)			✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔
روند زمانی (T)			✔	✗	✗	✗	✗	✗	✗
تعداد حداکثر وقفه ها			٤	٤	۱	-	-	-	-
معیار انتخاب وقفه		SBC	✔	✔	✔	-	-	-	-
		AIC	-	-	-	✔	✔	✔	✔
		HQC	-	-	-	-	-	-	-
آزمون های تشخیص		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 (واریانس همسانی)	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
R2			۰/۹٤	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹٦	۰/۹۹	۰/۹۸
DW			۲/۲	۱/٦۳	۱/٦۲	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۲
آماره t بنرجی، دولادو و مستر			٦/۱٤-	۳/٤۹-	٤/٦۲-	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
ضریب ECM			۰/۷۵-	۰/۸۲-	۰/۱۸-	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			

Archive of SID

www.SID.ir