



بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران با استفاده از داده‌های تابلویی

علی اکبر خسروی نژاد^۱ - فرزانه فتحی^۲

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۴ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۱۷

چکیده

در این مقاله فرضیه وجود حباب در بازار مسکن ایران در طول سال‌های ۸۷-۱۳۸۶ مورد آزمون قرار گرفته است. بنابراین این منظور رابطه بلندمدت بین قیمت مسکن و متغیرهای بنیادین با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی آزمون شده است. در این آزمون علاوه بر متغیرهای قیمت و اجاره بهای مسکن، متغیرهای جمعیت و درآمد خانوارها (به‌عنوان متغیرهای انتقال دهنده تقاضای مسکن) و متغیرهای هزینه تولید مسکن و عرضه واحدهای مسکونی جدید (به‌عنوان متغیرهای انتقال دهنده عرضه مسکن) نیز لحاظ شده‌اند تا به این وسیله تحولات عرضه و تقاضای مسکن نیز در نتیجه آزمون مذکور انعکاس یابد.

اما نتایج نشان می‌دهد در این آزمون با استفاده از اطلاعات تابلویی استان‌های مختلف کشور صورت پذیرفته، وجود رابطه بلندمدت بین قیمت مسکن و متغیرهای بنیادین تایید شده است. بنابراین، افزایش و کاهش قیمت مسکن در سال‌های مورد نظر باید به‌عنوان یک نوسان شدید قیمتی و نه بروز حباب در بازار مسکن تعبیر و تفسیر شود

طبقه بندی JEL: R21, R31, G12, C23

واژگان کلیدی: بازار مسکن، حباب، داده‌های تابلویی، آزمون هم‌انباشتگی

^۱ استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی khosravinejad@gmail.com

^۲ کارشناس ارشد علوم اقتصادی farzane.fathi@gmail.com

۱- مقدمه

در تمامی اقتصادهای دنیا اعم از اقتصادهای پیشرفته و در حال توسعه، مسکن بخش مهم و عمده‌ای از ثروت خانوارها را تشکیل می‌دهد. در این صورت تغییرات قیمت مسکن واجد آثار معنی‌داری بر سطح مصرف و رفاه خانوارها می‌باشد و به نوبه خود می‌تواند رشد اقتصادی و تورم را متأثر سازد. این امر در خصوص کشورهایی همانند ایران که فاقد فرصت‌های متنوع سرمایه‌گذاری هستند به شکل شدیدتری بروز می‌نماید. در عین حال تحولات قیمت مسکن از کانال‌های دیگری نیز بر سطح رفاه خانوارها و رشد اقتصادی موثر است. با توجه به رابطه معنی‌دار قیمت و اجاره مسکن، روند قیمت مسکن رفاه آن دسته از خانوارهایی که مالک واحدهای مسکونی نیستند را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد. علاوه بر این سهم عمده‌ای از سرمایه‌گذاری و ارزش‌افزوده اقتصاد کشور به ساخت و ساز مسکن مربوط می‌شود^۱ و از همین رو نیز روند تحولات قیمت مسکن تاثیر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی جدید دارد که با توجه به ارتباط پیشین قوی بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی، واجد آثار معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور خواهد بود.

نوسانات قیمت در مسکن از بعد مخاطرات و ثبات بخش مالی نیز حایز اهمیت است. قابلیت وثیقه‌گذاری مسکن این امکان را برای بانک‌ها و سایر موسسات اعتباری فراهم می‌آورد تا به پشتوانه ارزش مسکن و متناظر با افزایش آن، تسهیلات بیشتری را به مشتریان خود ارائه نمایند. در این صورت هم‌زمان با کاهش قیمت مسکن، ارزش وثایق موسسات اعتباری کاهش می‌یابد و باعث می‌شود تا ریسک اعتباری آن‌ها به ناگهان افزایش یابد که می‌تواند منشاء بی‌ثباتی‌های گسترده مالی باشد.

علاوه بر این مواردی از جمله هزینه‌های مبادلاتی بالای بازار مسکن و ناهمگنی موجود در بازار این دارایی، حجم بالاتر نقدینگی مورد نیاز برای خرید مسکن، عدم امکان آربیتراژ در بازار مسکن باعث می‌شود که چسبندگی قیمت در بازار مسکن در مقایسه با سایر دارایی‌ها به مراتب بیشتر باشد و به همین دلیل نیز زمان برقراری مجدد تعادل در بازار مسکن در مقایسه با بازار سایر دارایی‌ها از جمله سهام طولانی‌تر خواهد بود. تمامی موارد فوق باعث شده تا فعالین و نیز

^۱ - در طول سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ حدود ۲۸ درصد از تشکیل سرمایه بخش خصوصی به ساختمان و مسکن مربوط بوده که با توجه به ماهیت فعالیت‌های ساختمانی بخش خصوصی، این میزان عمدتاً به ساخت مسکن اختصاص داشته است.

سیاست‌گذاران اقتصادی روند تحولات بازار مسکن را به ویژه از حیث نوسانات قیمتی با دقت و وسواس زیادی دنبال نمایند.

با عنایت به موارد یاد شده، تحولات قیمت مسکن همواره در کانون توجه محققان و سیاست‌گذاران قرار داشته و حساسیت‌های ویژه‌ای به آن معطوف بوده است. در همین راستا مطالعات متعددی به بررسی تحولات قیمت مسکن پرداخته‌اند. در این میان نگرانی از شکل‌گیری حباب قیمت در بازار مسکن و اثرات مخرب آن بر بخش واقعی اقتصاد، باعث شده تا محققان حوزه اقتصاد مسکن به افزایش بی‌رویه قیمت بازار مسکن توجه ویژه‌ای داشته باشند. در همین راستا، هدف این مقاله پاسخ به سؤال: آیا افزایش و کاهش قابل ملاحظه قیمت مسکن در مناطق شهری ایران در طول سال‌های ۸۷-۱۳۸۶ از طریق تحولات متغیرهای بنیادین قابل توضیح است؟، می‌باشد. به عبارت دیگر فرضیه: «افزایش قیمت مسکن در سال‌های اخیر به شکل‌گیری حباب قیمت در بازار مسکن مربوط بوده است»، مورد آزمون قرار گرفته است. پس از مقدمه مبانی نظری را ملاحظه خواهید کرد. سپس در قسمت سوم پیشینه تحقیق آمده است. تحلیل داده‌ها در قسمت چهارم و نتایج تجربی در قسمت پنجم مقاله ارائه شده است. در پایان جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مقاله را به اتمام می‌رساند.

۲- مبانی نظری

حباب قیمت در بازار دارایی یک موضوع قدیمی و بحث برانگیز بوده و در حال حاضر هیچ اجماعی در خصوص تعریف، چگونگی تشخیص (به‌ویژه قبل از این‌که کاهش شدید قیمت‌ها مشاهده شود) و عوامل ایجادکننده حباب قیمتی و نیز تمایز افزایش بنیادین از تغییرات غیربنیادین قیمت دارایی وجود ندارد. بخشی از این پیچیدگی‌ها از ویژگی‌های منحصر به فرد هر نوع دارایی، ریزه‌کاری‌های مربوط به عرضه و تقاضای محلی دارایی، ضوابط متفاوت و نیز عدم دسترسی به سری‌زمانی قابل اطمینان از اطلاعات بازار دارایی مورد نظر ناشی می‌شود. به‌طورکلی می‌توان تعاریف ارائه شده در خصوص حباب قیمت را در سه گروه مختلف طبقه‌بندی نمود:

- گروه اول از تعاریف ارایه شده بدون این که به دلایل یا معیارهای شناسایی حساب اشاره‌ای داشته باشند، صرفاً تصویری از تحولات و تغییرات قیمت ارایه می‌کنند. کیندلبرگر^۱ (۱۹۷۸) حساب را به‌عنوان یک افزایش طولانی مدت قیمت دارایی و سپس کاهش شدید آن تعریف نموده است. اما اقتصاددانان زیادی این تعریف را غامض و مشکل یافته‌اند، چرا که این تعریف معیار مشخصی برای ارزیابی شدت، سرعت و نیز طول دوره افزایش قیمت ارایه نمی‌کند، تا بدان وسیله بتوان صرفاً بر اساس روند تغییرات قیمت دارایی، نسبت به شناسایی حساب اقدام نمود.
- دسته دوم از تعاریف ارایه شده، منشاء اصلی شکل‌گیری حساب در بازار دارایی را به ذهنیت سرمایه‌گذاران مربوط دانسته‌اند و با طرح عواملی همچون انتظارات، روح جمعی و ... از منظر روانشناسی به تشریح حساب پرداخته‌اند. در لغت‌نامه اقتصادی پالگریو^۲ تعریف زیر برای حساب ارایه شده است:
- "حساب عبارت است از افزایش شدید و مداوم قیمت یک دارایی یا یک سری از دارایی‌ها، به طوری که با افزایش ابتدایی قیمت دارایی، انتظارات در خصوص ادامه روند صعودی قیمت دارایی تقویت شود و این امر خریداران جدید را به بازار جذب نماید. در چنین حالتی خریداران دارایی بیشتر از این که به فکر استفاده از خدمات دارایی باشند، دارایی را با انگیزه کسب سود از افزایش قیمت آن خریداری می‌کنند."
- دسته سوم از تعاریف ارایه شده، با تفکیک تغییرات قیمت دارایی به تغییرات بنیادین و غیربنیادین به تشریح حساب در بازار دارایی پرداخته‌اند. بر این اساس آن قسمت از تغییرات قیمت دارایی که به مولفه‌های بنیادین مربوط نیست، به‌عنوان جزء حسابی قیمت در نظر گرفته شده است. در این تعریف، مالکیت یک دارایی به‌عنوان یک حق و ادعا نسبت به جریان پرداخت‌های آتی ناشی از آن دارایی در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس ارزش دارایی به خاطر جریان درآمدهای حاصل از آن است و لذا قیمت بنیادین نیز به‌عنوان ارزش حال جریان‌های درآمدی آتی حاصل از دارایی تلقی می‌شود و پیشی گرفتن ارزش جاری دارایی از

¹ Charles P. Kindleberger

² Palgrave

ارزش حال جریان درآمدی آتی آن، به‌عنوان بیش ارزشی یا حباب در نظر گرفته می‌شود. راسر^۱ حباب قیمت دارایی را اینگونه تعریف می‌کند:

"یک حباب سفته‌بازی^۲ هنگامی شکل می‌گیرد که قیمت یک دارایی بنا به دلایلی به غیر از شوک‌های تصادفی، برای یک دوره نسبتاً طولانی با ارزش بنیادین آن برابر نباشد".

در مطالعات مختلفی که در رابطه با حباب قیمت دارایی صورت گرفته، به دلایل متفاوتی برای شکل‌گیری حباب اشاره شده که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

- سیاست‌های پولی انبساطی به شکل کاهش نرخ‌های بهره و یا رشد پایه پولی (شل‌بورن، روبرت^۳ و جوز پالاکین^۴؛ ۲۰۰۶)؛ یم یویی و دیگران^۵ (۲۰۰۹)؛ مطالعه اکینا^۶ و شیراتسوکا^۷ (۲۰۰۳)؛ هرینگ^۸ و واچتر^۹ (۲۰۰۳)؛ هیملبرگ و دیگران^{۱۰} (۲۰۰۵). در این مقالات تشکیل حباب دارایی به افراط سیاستگذار پولی در اعمال سیاست‌های پولی سهل‌گیرانه و افزایش نقدینگی نسبت داده شده است.
- آزادسازی بازارهای مالی که دسترسی به منابع اعتباری را تسهیل نموده است (شل‌بورن، روبرت و جوز پالاکین (۲۰۰۶) و چن، نان-کوانگ^{۱۱} (۲۰۰۱)).
- قابلیت وثیقه‌پذیری مسکن (کوبایاشی، گیچیرو^{۱۲} (۲۰۰۵)) که شرایط تامین مالی توسط مالکان آن‌ها را تسهیل می‌کند. این امر باعث می‌شود تا قیمت مسکن و قابلیت وثیقه‌پذیری آن یک چرخه فزاینده را تشکیل دهند که یکدیگر را تقویت می‌کنند. به این مفهوم که همراه با افزایش قیمت مسکن قابلیت وثیقه‌پذیری آن افزایش یابد و متعاقب افزایش قابلیت وثیقه‌پذیری مسکن، قیمت آن افزایش یابد. این چرخه تا زمان فروپاشی قیمت مسکن ادامه خواهد یافت.

¹ J. Barely Rosser

² Speculative Bubble

³ Robert C. Shelburne

⁴ Jose Plalcin

⁵ Chung yim yiu, Sherry Y.X.XU, Coune Y.J.Cao

⁶ Okina

⁷ Shiratsuka

⁸ Herring

⁹ Wachter

¹⁰ Charles Himmelberg, Christofer Mayer, Todd Sinai

¹¹ Non-kuong Chan

¹² Keiichiro Kobayashi

۳- پیشینه تحقیق

بخش اعظمی از مطالعات داخلی در زمینه آزمون وجود حباب بازارهای دارایی، به بازار سهام اختصاص دارد و مطالعات اندکی به بررسی حباب مسکن مربوط بوده است. یزدانی (۱۳۸۷) نوسانات قیمت در بازار مسکن تهران را از حیث وجود حباب مورد بررسی قرار داده است. در این تحقیق با استفاده از مدل رگرسیون تغییر رژیم^۱ فرضیه وجود حباب قیمت در بازار مسکن تهران در خلال سال‌های ۸۶-۱۳۷۱ آزمون شده است. در این تحقیق حباب قیمت به صورت انحراف قیمت‌های بازار از قیمت‌های بنیادین تعریف شده است. نتایج حاصل آزمون هر یک از فرضیه‌های یاد شده امکان وجود حباب قیمت در بازار مسکن را با احتمال ۹۵ درصد رد نموده است.

نظری (۱۳۸۶) با استفاده از اطلاعات فصلی، وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۱ را آزمون نموده است. در این تحقیق نیز احتمال وجود حباب تصادفی و حباب زودگذر در بازار مسکن کشور با استفاده از مدل رگرسیون تغییر رژیم آزمون شده است. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، فرضیه وجود حباب تصادفی در بازار مسکن ایران رد شده است.

استپانیان، واهرام^۲ و دیگران (۲۰۱۰) سیکل‌های رونق و رکود در بازار مسکن تعدادی از کشورهای تازه استقلال یافته اتحاد شوروی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از بررسی مذکور نشان داده که تحولات قیمت مسکن در این کشورها از طریق پویایی‌های متغیرهای بنیادین نظیر تولید ناخالص داخلی، وجوه ارسالی از خارج و تامین مالی خارجی، قابل توضیح است. لذا نتیجه‌گیری شده که قیمت مسکن در این کشورها از روند متغیرهای بنیادین انحراف نداشته و شائبه وجود حباب قیمت مسکن در این گروه از کشورها منتفی است.

یم یویی و دیگران (۲۰۰۹)، با مطالعه سه حباب قیمتی در بازار دارایی‌ها شامل حباب قیمت ژاپن در دهه ۱۹۸۰، بحران بازار مالی هنگ کنگ در سال ۱۹۹۷ و بحران مالی آمریکا در سال ۲۰۰۸، ریشه‌های اصلی شکل‌گیری و ترکیدن چنین حباب‌هایی را مورد بررسی قرار

^۱ Regime Switching Regression

^۲ Vahram Stepnyan

داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده که پیش از ترکیدن حباب قیمت در بازارهای یاد شده، یک دوره نرخ بهره واقعی منفی تجربه شده است.

آرشاناپالی، بالا^۱ و ویلیام نلسن^۲ (۲۰۰۸) وجود حباب قیمت در بازار مسکن آمریکا در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۰ را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی آزمون نموده‌اند. از نظر محققین یاد شده بررسی وجود یا عدم وجود حباب قیمت در بازار مسکن آمریکا از حیث آثار آن بر سطح مصرف خانوارها و نیز سهم بالای بخش مسکن در اشتغال این کشور، بسیار مهم است. در این مطالعه با استفاده از روش هم‌انباشتگی، وجود حباب قیمت در بازار مسکن آمریکا مورد آزمون قرار گرفته است. در واقع به‌منظور شناسایی وجود حباب قیمت ثبات رابطه بین قیمت مسکن و متغیرهای اقتصادی تعیین‌کننده آن آزمون شده است. در صورت وجود حباب قیمت، این رابطه هنگام افزایش قیمت مسکن دچار بی‌ثباتی خواهد شد که از این امر به‌عنوان مزیت استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی برای آزمون وجود حباب قیمت دارایی یاد شده است.

زمسیک، پیتر^۳ و وایسلاو میخدا^۴ (۲۰۰۷) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی داده‌های پانل (تابلویی)، قابلیت اجاره بهای مسکن (و سایر درآمدهای مرتبط با مالکیت مسکن) در توضیح تحولات قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایالات متحده آمریکا را مورد بررسی قرار داده‌اند. تمرکز مقاله مذکور بر استفاده از جریان نقدی^۵ حاصل از دارایی در بررسی حباب قیمت مسکن و مدل ارزش حال^۶ استوار است. خاطر نشان می‌سازد این روش چارچوب مناسبی را برای آزمون حباب قیمت در بازار دارایی‌ها به دست می‌دهد. پیش از این کامپل^۷ و شیلر^۸ از همین روش برای بررسی رابطه بین قیمت و سود سهام استفاده کرده بودند.

بلک و دیگران^۹ (۲۰۰۶) امکان شکل‌گیری حباب قیمت در بازار مسکن انگلستان را با استفاده از روش ارزش فعلی متغیر^{۱۰} مورد بررسی قرار داده‌اند. قیمت مسکن در انگلستان در فاصله فصل

¹ Bala Arshanapalli

² William Nelson

³ Peter Zencik

⁴ Vyachslav Mikhed

⁵ Cash-Flow

⁶ Present Value Model

⁷ Campbell

⁸ Shiller

⁹ Angela Black, Patricia Fraser, Martin Hoesli

¹⁰ Time-Varying Present Value Approach

سوم سال ۱۹۹۷ تا فصل سوم سال ۲۰۰۴ در حدود ۱۵۵ درصد رشد داشته که رشد متوسطی معادل ۱۴/۳ درصد در سال را به دست می‌دهد. رشد بالای قیمت مسکن در این دوره شائبه وجود حباب قیمت در بازار مسکن را تقویت نموده است. در این مطالعه از مفاهیم بازار سهام برای بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن انگلستان استفاده شده است.

هوئی^۱، ادی. سی و شن ییو^۲ (۲۰۰۶) بازار مسکن شهرهای پکن، هنگ‌کنگ و شانگهای در سال ۲۰۰۳ را از حیث وجود حباب قیمت مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه وجود حباب به‌عنوان رابطه غیر عادی بین قیمت مسکن و مولفه‌های کلیدی بازار تعریف شده است. بر این اساس رابطه بین قیمت مسکن و مولفه‌های بنیادین^۳ بازار در دو شهر پکن و شانگهای مورد بررسی قرار گرفته است. علاوه بر این تحقیق مذکور به دنبال این بوده که در صورت وجود حباب در بازار املاک و مستغلات، اندازه آن را نیز مشخص نماید. به این منظور روش‌های مختلف اقتصادسنجی شامل آزمون‌های علیت گرنجر^۴، تحلیل عکس‌العمل آبی^۵ و یک فرم تقلیل‌یافته^۶ از عوامل تعیین‌کننده قیمت بازار، مورد استفاده قرار گرفته است.

هوو^۷، جاینینگ (۲۰۰۶) و دیگران افزایش قیمت مسکن در چین را از حیث شکل‌گیری حباب قیمت مورد بررسی قرار داده‌اند. محققین یاد شده در جستجوی عوامل شکل‌دهنده قیمت مسکن در چین، آنرا به عوامل بنیادین و غیربنیادین تجزیه نموده‌اند. آن‌ها همچنین یک روش شبه‌پارامتری^۸ را به‌منظور بررسی امکان وجود بازخورد از قیمت‌های تاریخی (گذشته) بر قیمت‌های جاری بازار و نیز تخمین بخش سفته‌بازی قیمت‌ها به‌کار گرفته‌اند و در پایان چنین نتیجه‌گیری کرده‌اند که هرچند عوامل بنیادین در افزایش قیمت مسکن در چین موثر بوده‌اند، اما این نقش نسبتاً کوچک بوده است.

هوان- کیونگ، کیم^۹ و سئونگ هوان سوه^۱ (۱۹۹۳) سفته‌بازی و حباب‌های قیمتی در بازار املاک (مسکن و زمین) کره و ژاپن را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق امکان وجود

¹ Eddie C. M. Hui

² Shen Yue

³ Fundamental

⁴ Granger Causality

⁵ Impulse Response Analysis

⁶ Reduced Form

⁷ Jaiying Hu

⁸ Semiparametric

⁹ Kyung-Hwan Kim

سفته‌بازی از طریق درج قیمت انتظاری در مدل تقاضای بازار آزمون شده است. به این منظور از تکنیک‌های متداول اقتصادسنجی برای تخمین مدل‌های انتظارات عقلایی خطی استفاده شده است. نتایج این بررسی نشان داده که یک حباب قیمتی فزاینده (بر اساس قیمت‌های اسمی و واقعی) در سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۷۴ در بازار مسکن کره وجود داشته است.

۴- تحلیل داده‌ها

پیش از پرداختن به تحلیل آماری حباب قیمت مسکن و ارایه نتایج آزمون‌های اقتصادسنجی در این زمینه، مناسب است تحولات متغیرهای کلان اقتصادی و نیز تحولات بخش مسکن در این رابطه مورد بررسی قرارگیرد. انجام این تحلیل از دو جنبه حایز اهمیت است. اول این که قیمت مسکن نیز مانند دیگر متغیرهای بخشی اقتصاد در بستر تحولات کلان اقتصادی شکل می‌گیرد و نمی‌توان تغییرات آن را مستقل از تحولات کلان اقتصادی دانست. جنبه ثانوی اهمیت تحلیل یاد شده به شاخص‌هایی مربوط می‌شود که به صورت توصیفی امکان آزمون وجود حباب قیمت در بازار دارایی را فراهم می‌آورند. بسیاری از مطالعات انجام گرفته از این شاخص‌ها برای تایید یا رد وجود حباب قیمت (به‌عنوان یک آزمون اولیه) بهره جسته‌اند که از آن جمله می‌توان به شل‌بورن، روبرت و جوز پالاکین (۲۰۰۶)؛ آرشاناپالی، بالا و ویلیام نلسن (۲۰۰۸)؛ هوان-کیونگ، کیم و سئونگ هوان سوه (۱۹۹۳)؛ هیملبرگ و دیگران (۲۰۰۵)؛ مکاریتی، جاناتان^۱ و ریچارد. دبلیو پیچ^۳ (۲۰۰۴) و جان کادیل (۲۰۰۴) اشاره نمود.

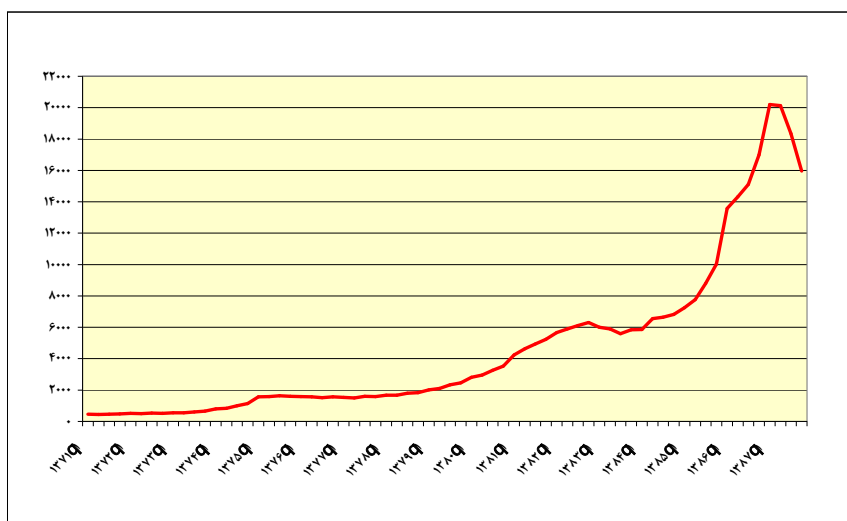
در بسیاری از مطالعات انجام شده حباب قیمت به‌عنوان یک افزایش شدید و به دنبال آن کاهش در قیمت دارایی تعریف شده است. در چنین وضعیتی روند افزایش قیمت دارایی تا زمانی ادامه می‌یابد که رابطه منطقی آن با دیگر متغیرهای اقتصادی از بین می‌رود. روند تغییرات قیمت اسمی و واقعی یک متر واحد مسکونی در شهر تهران در نمودارهای (۱) و (۲) ارایه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، روند تغییرات اسمی و واقعی قیمت مسکن افزایش شدید و متعاقب آن کاهش ناگهانی قیمت مسکن در سال‌های ۸۷-۱۳۸۶ را تایید می‌نمایند.

¹ Seoung Hwan Suh

¹ Jonathan McCarthy

³ Richard W. Peach

علاوه بر این برای شناسایی تحولات قیمت مسکن، لازم است ساختار عرضه واحدهای مسکونی نیز مورد بررسی قرار گیرد. کلايسر^۱ و ديگران (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که احتمال بروز حباب قیمت در اقتصادهایی که از کشش عرضه مسکن بالایی برخوردار هستند، به مراتب کمتر است. علاوه بر این نشان داده‌اند که به دلیل واکنش بیشتر عرضه به تحولات قیمت مسکن، اگر حباب قیمت در چنین اقتصادهایی شکل بگیرد چندان بزرگ نخواهد بود و لذا در صورت بروز، آثار منفی کمتری را به همراه خواهد داشت. علاوه بر این آلن^۲ و جیل^۳ (۲۰۰۸) نیز محدودیت عرضه را به‌عنوان یکی از زمینه‌های شکل‌گیری حباب قیمت در بازار دارایی عنوان نموده‌اند.



نمودار (۱): قیمت اسمی هر متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران (هزار ریال) (ماخذ: مرکز آمار ایران)

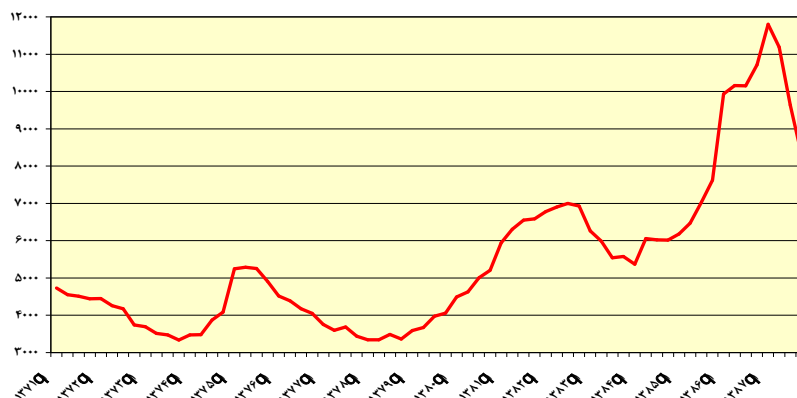
به‌منظور بررسی توانایی عکس‌العمل عرضه مسکن مناطق شهری کشور نسبت به تحولات تقاضا از دو شاخص متوسط زمان ساخت واحدهای مسکونی و نیز هدف ساخت استفاده شده است. بدیهی است که هرچه‌قدر متوسط زمان ساخت واحدهای مسکونی پایین‌تر باشد، عرضه مسکن از سرعت عمل بیشتری برای پاسخ به تحولات بازار مسکن (به ویژه

³ Claeser

⁴ Allen

⁵ Jail

قیمت) برخوردار است. متوسط زمان ساخت ساختمان‌های مناطق شهری کشور در جدول (۱) ارایه شده است. علیرغم روند کاهشی متوسط زمان ساخت در مناطق شهری، کماکان زمان ساخت واحدهای مسکونی کشور در سطح بالایی قرار داشته و با استانداردهای جهانی فاصله زیادی دارد. متوسط زمان ساخت در مناطق شهری کشور در سال ۱۳۸۶ برابر ۱۸ ماه بوده است. به این مفهوم که عرضه مسکن به تحولات قیمت در بازار مسکن با یک تاخیر یک سال و نیمه پاسخ می‌دهد. متوسط زمان ساخت در مناطق شهری استان تهران که در مقایسه با کل کشور تکنولوژی‌های ساخت و ساز پیشرفته‌تری را به کار می‌گیرد، در سطح پایین‌تری (۱۶ ماه) قرار داشته است.



نمودار (۲): قیمت واقعی هر متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران (هزار ریال) (ماخذ: محاسبات نگارنده)

جدول ۱- متوسط زمان ساخت ساختمان‌های مناطق شهری - ماه

استان تهران	کل کشور	
۱۳	۲۵	۱۳۸۰
۱۳	۲۷	۱۳۸۱
۱۴	۲۸	۱۳۸۲
۱۸	۲۷	۱۳۸۳
۱۷	۲۲	۱۳۸۴
۱۷	۱۹	۱۳۸۵
۱۶	۱۸	۱۳۸۶

ماخذ: بانک مرکزی ج.ا.ا.

به همین ترتیب هدف ساخت واحدهای مسکونی در مناطق شهری کشور مورد بررسی قرار گرفته است. بررسی توزیع واحدهای مسکونی بر حسب هدف ساخت نشان می‌دهد که در مقایسه با هدف استفاده شخصی، سهم بسیار کمتری از واحدهای مسکونی با هدف فروش یا اجاره ساخته شده‌اند. در سال ۱۳۸۶ در حدود ۳۰/۱ درصد از واحدهای مسکونی مناطق شهری کشور با هدف فروش یا اجاره و قریب به ۷۰ درصد آن‌ها با هدف استفاده شخصی ساخته شده‌اند (جدول (۲)). البته این وضعیت در استان‌های مختلف کشور یکسان نبوده و سهم فروش یا اجاره در استان‌هایی مانند تهران، اصفهان و خراسان رضوی بیشتر بوده است. در سال ۱۳۸۶ سهم ساخت و ساز واحدهای مسکونی به‌منظور فروش یا اجاره در مناطق شهری استان تهران بیش از ۷۰ درصد ساخت و ساز مسکن در این استان را تشکیل داده است. این در حالی است که شکل‌گیری تخصص در تولید و در نتیجه کاهش هزینه‌های تولید، مستلزم شکل‌گیری فعالیت‌های ساخت و ساز حرفه‌ای و در مقیاس بالای تولید است که وضعیت کنونی ساخت و ساز مسکن در مناطق شهری کشور از چنین وضعیتی برخوردار نیست.

علاوه بر عرضه، متغیرهای بنیادین سمت تقاضای بخش مسکن نیز در تغییر قیمت مسکن تاثیرگذار هستند. در صورت ثابت بودن سایر شرایط، انتظار بر این است که با افزایش تقاضا برای مسکن، قیمت مسکن افزایش یابد. رشد تقاضا برای مسکن را در وهله اول باید در تحولات جمعیتی جستجو نمود. نرخ بالای زاد و ولد در دهه‌های گذشته و نیز مهاجرت بی‌رویه از مناطق روستایی و شهرهای کوچک به شهرهای بزرگ و کلان‌شهرها، یکی از دلایل عمده افزایش تقاضای مسکن در مناطق شهری کشور بوده است. به‌منظور بررسی فشار تقاضا در مناطق شهری از نسبت تعداد خانوار به تعداد واحد مسکونی (در سال‌های سرشماری نفوس و مسکن) استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود نسبت یاد شده در طول دوره مورد بررسی همواره بزرگتر از یک بوده و از این منظر در طول چهار دهه گذشته همواره فشار تقاضا وجود داشته است. لیکن شاخص یاد شده در طول دوره مورد بررسی مرتباً در حال کاهش بوده و مازاد تقاضا برای مسکن مرتباً در حال کاهش بوده است. شاخص یاد شده از ۱/۱۵ در سال ۱۳۷۵ به ۱/۰۷ در سال ۱۳۸۵ کاهش یافته که می‌تواند به‌عنوان کاهش فشار تقاضا تفسیر شود.

جدول ۲- توزیع واحدهای مسکونی مناطق شهری کشور بر حسب هدف ساخت (درصد)

کل	غیره	اجاری	فروشی	استفاده شخصی	
۱۰۰.۰	۰.۳	۶.۲	۱۷.۳	۷۶.۱	۱۳۸۰
۱۰۰.۰	۰.۲	۶.۰	۲۱.۴	۷۲.۳	۱۳۸۱
۱۰۰.۰	۰.۲	۶.۰	۲۱.۱	۷۲.۷	۱۳۸۲
۱۰۰.۰	۰.۴	۶.۲	۲۳.۴	۶۹.۹	۱۳۸۳
۱۰۰.۰	۰.۳	۷.۵	۲۱.۶	۷۰.۵	۱۳۸۴
۱۰۰.۰	۰.۲	۸.۹	۲۰.۷	۷۰.۱	۱۳۸۵
۱۰۰.۰	۰.۲	۸.۸	۲۱.۲	۶۹.۸	۱۳۸۶

ماخذ: بانک مرکزی ج.ا.ا.

جدول ۳- نسبت تعداد خانوار به تعداد واحدهای مسکونی در مناطق شهری کشور

نسبت	خانوار (هزار خانوار)	واحدهای مسکونی (هزار واحد)	
۱.۲۷	۱۶۵۲.۱	۱۳۰۰.۸	۱۳۴۵
۱.۲۱	۲۸۷۶.۹	۲۳۷۷.۶	۱۳۵۵
۱.۱۸	۵۵۲۷	۴۶۸۵.۷	۱۳۶۵
۱.۱۵	۷۹۴۳	۶۹۱۳.۷	۱۳۷۵
۱.۰۷	۱۲۲۸۳	۱۱۴۳۱.۹	۱۳۸۵

ماخذ: مرکز آمار ایران

با این وجود لازم است در تفسیر شاخص یاد شده احتیاط شود. در این زمینه لازم است به کیفیت واحدهای مسکونی و نیز تغییرات رفتاری جامعه توجه شود. بخشی از واحدهای مسکونی مناطق شهری در زمره بافت‌های فرسوده و مسکن با کیفیت پایین قرار دارند که به لحاظ ایمنی و کیفیت و استانداردهای لازم، جوابگوی تقاضای خانوارها نیستند. علاوه بر این با گذشت زمان به تدریج از علایق افراد جامعه به زندگی در چارچوب خانواده‌های هسته‌ای و متمرکز کاسته شده و در مقابل سهم خانواده‌های غیر متمرکز افزایش یافته و به نظر می‌رسد که این روند کماکان ادامه داشته‌باشد. آنچه مسلم است این است که در طول چند دهه گذشته به دلیل تغییرات و تحولات فرهنگی، وضعیت سکونتی خانوارها تا حدودی تغییر یافته است. در گذشته شیوه زندگی در

چارچوب خانوارهای متمرکز متداول بوده و به ویژه در شهرستان‌ها، این که چند خانوار (معمولاً پدر و مادر و فرزندان متاهل آنها) در یک واحد مسکونی زندگی کنند، امری دور از ذهن و بعید نبوده است. اما با گذشت زمان این وضعیت تا حدود زیادی تغییر یافته و تمایل خانوارها به زندگی در واحدهای مسکونی مستقل و خانوارهای غیرمتمرکز، نسبت به گذشته پررنگ‌تر شده است. از این بابت حتی اگر این شاخص کاهش یابد نیز نمی‌توان مطمئن بود که فشار تقاضا برای مسکن کاهش یافته و لذا از این حیث شاخص یادشده فشار تقاضا را به خوبی منعکس نمی‌کند.

اقتصاددانان در تلاش برای پیش‌بینی حباب دارایی پیش از شکل‌گیری و احتمالاً ترکیدن آن، شاخص‌ها و نسبت‌هایی را طراحی نموده‌اند که به نوعی سطوح غیرمنطقی قیمت دارایی را نشان می‌دهند. هرچند که شاخص‌های یاد شده ماهیتی آینده‌نگر دارند، اما در مطالعات متعدد از این شاخص‌ها برای آزمون وجود حباب در بازار دارایی استفاده شده است. شل‌بورن، روبرت و جوز پالاکین (۲۰۰۶) در بررسی تحولات قیمت مسکن در منطقه اروپای شرقی از شاخص‌های استطاعت^۱ و "نسبت قیمت به اجاره مسکن" استفاده نموده‌اند.

شاخص استطاعت به نوعی امکان بررسی تغییر قیمت مسکن در مقایسه با توانایی افراد جامعه برای پرداخت بهای آن را فراهم می‌سازد. نسبت درآمد به قیمت معیار اساسی اندازه‌گیری استطاعت به شمار می‌آید. در این تحقیق برای اندازه‌گیری شاخص استطاعت از نسبت متوسط درآمد خانوارهای شهری به متوسط قیمت هر متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران استفاده شده است. اطلاعات مربوط به درآمد متوسط از گزارش‌های بودجه و درآمد خانوار مناطق شهری استان تهران استخراج شده است. همانطور که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، نسبت درآمد به قیمت در مناطق شهری استان تهران پس از یک دوره کاهش در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ در سال ۱۳۸۷ مجدداً اندکی افزایش یافته است. در عین حال مقادیر شاخص نسبت درآمد به قیمت در سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ نسبت به سال‌های قبل و بعد در سطح بالاتری قرار داشته است.

علاوه بر نسبت درآمد به قیمت مسکن، نسبت قیمت به اجاره مسکن نیز در مطالعات توصیفی برای بررسی وجود حباب مسکن مورد استفاده قرار می‌گیرد. این نسبت با الهام از نسبت قیمت به سود (P/E) در بازار سهام تنظیم شده است. برای محاسبه نسبت یاد شده از

^۱ Affordability

قیمت یک متر مربع واحد مسکونی و نیز اجاره سالانه یک متر مربع واحد مسکونی استفاده می‌شود (جدول (۵)). نسبت قیمت به اجاره مسکن از ۱۵/۸ واحد در سال ۱۳۸۴ به ۲۲/۳ واحد در سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. در عین حال توجه به این نکته ضروری است که روند کاهش قیمت مسکن از اوایل نیمه دوم سال ۱۳۸۷ آغاز گردید، لیکن رشد قابل توجه قیمت مسکن در فصول اول و دوم این سال، باعث شد قیمت مسکن در کل سال صعودی باشد.

جدول ۴- نسبت درآمد به قیمت مسکن در مناطق شهری استان تهران

سال	قیمت هر متر مربع واحد مسکونی (هزار ریال)	متوسط درآمد سالانه (هزار ریال)	نسبت درآمد به قیمت مسکن
۱۳۷۳	۵۹۵	۸۲۲۸	۱۳.۸
۱۳۷۴	۹۵۸	۱۱۸۷۱	۱۲.۴
۱۳۷۵	۱۶۰۳	۱۴۹۲۸	۹.۳
۱۳۷۶	۱۵۶۰	۱۸۲۲۰	۱۱.۷
۱۳۷۷	۱۵۵۸	۲۳۱۶۶	۱۴.۹
۱۳۷۸	۱۷۵۵	۲۷۹۳۲	۱۵.۹
۱۳۷۹	۲۲۵۱	۳۲۷۹۵	۱۴.۶
۱۳۸۰	۳۱۹۸	۳۹۱۲۴	۱۲.۲
۱۳۸۱	۴۸۱۰	۵۰۲۷۹	۱۰.۵
۱۳۸۲	۵۹۹۶	۵۶۳۹۱	۹.۴
۱۳۸۳	۵۸۴۱	۶۷۲۵۹	۱۱.۵
۱۳۸۴	۶۴۹۷	۷۴۴۲۲	۱۱.۵
۱۳۸۵	۸۳۱۴	۸۵۸۲۹	۱۰.۳
۱۳۸۶	۱۵۰۹۸	۱۰۵۳۳۷	۷.۰
۱۳۸۷	۱۸۶۶۲	۱۳۲۰۹۲	۷.۱

ماخذ: مرکز آمار ایران

جدول ۵- نسبت قیمت به اجاره مسکن

نسبت قیمت به اجاره	اجاره (ریال)	قیمت (هزار ریال)	
۲۴.۱	۵۵۴۹	۱۶۰۳	۱۳۷۵
۱۹.۵	۶۶۸۳	۱۵۶۰	۱۳۷۶
۱۶.۹	۷۶۷۸	۱۵۵۸	۱۳۷۷
۱۶.۲	۹۰۲۵	۱۷۵۵	۱۳۷۸
۱۶.۳	۱۱۴۹۹	۲۲۵۱	۱۳۷۹
۱۷.۴	۱۵۳۲۱	۳۱۹۸	۱۳۸۰
۱۹.۹	۲۰۱۱۷	۴۸۱۰	۱۳۸۱
۱۷.۹	۲۷۹۵۹	۵۹۹۶	۱۳۸۲
۱۷.۷	۲۷۴۲۹	۵۸۴۱	۱۳۸۳
۱۵.۸	۳۴۱۷۴	۶۴۹۷	۱۳۸۴
۱۶.۴	۴۲۲۷۳	۸۳۱۴	۱۳۸۵
۲۱.۴	۵۸۶۷۵	۱۵۰۹۸	۱۳۸۶
۲۲.۳	۶۹۸۷۹	۱۸۶۶۲	۱۳۸۷

ماخذ: مرکز آمار ایران

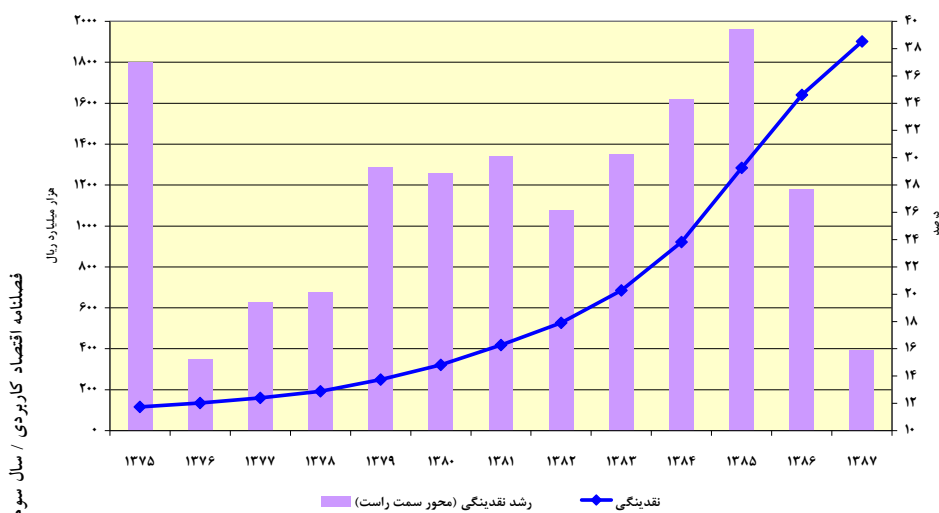
در خصوص رابطه سیاست‌های پولی و قیمت دارایی‌ها (اعم از دارایی‌های مالی و واقعی) ادبیات وسیع و نسبتاً دامنه‌داری وجود دارد و این ایده که بین حجم پول و نقدینگی و قیمت دارایی‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد، جدید نیست. این حقیقت که افزایش نقدینگی و تسهیلات بانکی (از طریق کاهش نرخ بهره یا از طریق افزایش حجم پول در جریان) می‌تواند به شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار دارایی‌ها منجر شود، مدت‌ها پیش در مطالعات کینز^۱ (۱۹۳۶) در کتاب معروف "تئوری عمومی پول، بهره و اشتغال" ذکر شده است. در بیشتر مطالعات موجود در زمینه بحران‌های مالی و حباب‌های قیمتی نیز به این موضوع اشاره شده که از آن جمله می‌توان به مطالعه اکینا و شیراتسوکا (۲۰۰۳) که حباب ژاپن را به انبساط پولی این کشور نسبت می‌دهند، فریدمن^۲ که شکل‌گیری حباب قیمت در بازار دارایی را به سیاست‌های نرخ بهره نسبت می‌دهد، هرینگ و واچتر (۲۰۰۳) که اثرات رشد سریع اعتبارات بانکی بر بازار

^۱ Keynes

^۲ Fridman

دارایی‌های واقعی را مورد بررسی قرار داده‌اند و شیلر (۲۰۰۷) که رونق بازار دارایی در اواسط دهه ۱۹۹۰ را به کاهش نرخ‌های بهره بلندمدت نسبت می‌دهد، اشاره نمود.

توجه به تحولات بخش پولی کشور در سال‌های ۸۷-۱۳۸۵، زمینه بهتری برای بررسی افت و خیز قیمت مسکن در این سال‌ها را فراهم می‌آورد. روند تغییرات رشد و سطح نقدینگی کشور در نمودار (۳) ارایه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود در طول چند سال گذشته رشد نقدینگی در سطوح نسبتاً بالایی قرار داشته است. علاوه بر این رشد نقدینگی کشور در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۰ مرتباً در حال افزایش بوده اما این رشد در سال ۱۳۸۵ به ۳۹/۴ درصد رسید که در عین حال بالاترین نرخ رشد نقدینگی در ۱۷ سال اخیر نیز بوده است. رشد نقدینگی کشور در سال ۱۳۸۷ به ۱۵/۹ درصد رسید که از سال ۱۳۷۷ به بعد پایین‌ترین نرخ رشد نقدینگی کشور بوده است. بنابراین می‌توان چنین استنباط کرد که سیاست‌های پولی کشور در طول سال‌های اخیر یک دوره انبساط و انقباض نسبتاً شدید را تجربه نموده که می‌تواند بخشی از تحولات قیمت در بازار مسکن را توضیح دهد.



نمودار (۳): روند تغییرات نقدینگی کشور (ماخذ: بانک مرکزی ج.ا.ا.)

۵- نتایج تجربی

نتایج حاصل از بررسی تحولات متغیرهای درون‌بخشی مسکن و نیز متغیرهای پولی و اعتباری، شواهدی دال بر وجود حباب در بازار مسکن را به دست می‌داد. لیکن این تحلیل‌ها عمدتاً در یک ساختار انتزاعی ارایه می‌شود که وضعیت یک متغیر را بدون لحاظ تحولات سایر متغیرها و بخش‌های اقتصادی مدنظر قرار می‌دهد. در این بخش به منظور تکمیل تحقیق، وجود حباب در بازار مسکن در سال‌های ۸۷-۱۳۸۶ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی آزمون خواهد شد. به‌طور کلی ویژگی‌های خاص مسکن باعث می‌شود که استفاده از شاخص قیمت هم‌فزون مسکن^۱ در مطالعات مربوط به قیمت مسکن، نتایج دقیقی را به دست ندهد (کنی^۲ (۱۹۹۸)). مزیت استفاده از داده‌های منطقه‌ای در مقایسه با داده‌های ملی در این است که ارتباط متقابل بین بازار مسکن مناطق مختلف را نیز پوشش می‌دهد، در حالی که داده‌های ملی واجد چنین شرایطی نیست. مطالعات مختلف از جمله مطالعه‌ای که توسط پیتر زمسیک و وایسلاو میخدا (۲۰۰۷) انجام گرفته، وجود این مشکل در داده‌های تجمیع شده (ملی) را تایید می‌کند.

اساس مدل مورد استفاده در این مطالعه بر این واقعیت استوار است که در شرایط انتظارات عقلایی، باید ارزش حال جریان درآمدی ناشی از مالکیت مسکن با قیمت آن برابر باشد. مطابق گالین^۳ (۲۰۰۶)، اگر از مالیات‌ها، هزینه نگهداری و ریسک مالکیت مسکن چشم‌پوشی نماییم، قیمت مسکن از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$P_t = R_t + E_t \left[\frac{R_{t+1}(1-\delta)}{1+i_{t+1}} \right] \quad (1)$$

که در آن P_t نشان دهنده قیمت مسکن در زمان t ، E_t عملگر امید ریاضی شرطی (نسبت به اطلاعات موجود در زمان t)، R_t اجاره مسکن در زمان t ، δ نرخ (ثابت) استهلاک و i_{t+1} نرخ تنزیل متغیر با زمان می‌باشد. با جایگزینی عبارت‌های مشابه برای P_{t+1} و P_{t+2} در رابطه (۱) و استفاده از قاعده انتظارات تکراری^۴، به رابطه زیر خواهیم رسید:

¹ House price in aggregate

² Kenny

³ Gallin

⁴ Iterated Expectation

$$P_t = E_t \left[R_t + \frac{R_{t+1}(1-\delta)}{1+i_{t+1}} + \frac{R_{t+2}(1-\delta)^2}{(1+i_{t+1})(1+i_{t+2})} + \dots + \frac{R_{t+k}(1-\delta)^k}{\prod_{j=1}^k (1+i_{t+j})} + \frac{R_{t+k+1}(1-\delta)^{k+1}}{\prod_{j=1}^{k+1} (1+i_{t+j})} \right] \quad (2)$$

در این چارچوب آزمون حباب در بازار مسکن در عمل به آزمون رابطه بلندمدت بین قیمت و اجاره بهای مسکن منتهی می‌شود. در این صورت وجود و برقراری رابطه بلندمدت بین قیمت و اجاره بهای مسکن به معنی عدم وجود حباب در بازار مسکن و در مقابل اخلاص در چنین رابطه‌ای به منزله انحراف ارزش جاری مسکن از متغیره بنیادین و یا وجود حباب در بازار می‌باشد. لیکن در عمل ممکن است عدم لحاظ متغیرهای انتقال دهنده عرضه و تقاضای مسکن نتایج آزمون رابطه بلندمدت را مخدوش نماید (گالین (۲۰۰۶)). بر این اساس لازم است در آزمون رابطه بلندمدت بین قیمت و اجاره بهای مسکن چنین متغیرهایی نیز وارد شوند تا تحولات داخلی بازار مسکن نیز به خوبی در نتایج آزمون انعکاس یابد.

بر این اساس رابطه بلندمدت بین قیمت و اجاره‌بهای با لحاظ متغیرهای انتقال دهنده عرضه (عرضه واحدهای مسکونی جدید و هزینه ساخت و ساز) و تقاضای مسکن (جمعیت و درآمد خانوار) مورد بررسی قرار گرفته است. لیکن به این منظور دوره مورد بررسی به دو دوره جداگانه تقسیم شده است. دوره اول سال‌های ۸۵-۱۳۷۴ را در برمی‌گیرد^۱ که شامل سال‌های ۸۷-۱۳۸۶ مصادف با اوج قیمت‌های مسکن، نمی‌شود ولی دوره دوم ۸۸-۱۳۷۴ سال‌های اوج قیمت مسکن یعنی ۸۷-۱۳۸۶ را نیز در برمی‌گیرد. لذا اگر رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر برای هر دو دوره وجود داشته باشد، در این صورت فرضیه وجود حباب در بازار مسکن رد می‌شود. اما اگر در دوره اول رابطه بلندمدت وجود داشته باشد ولی در دوره دوم وجود چنین رابطه‌ای رد شود، در این صورت فرضیه وجود حباب در بازار مسکن در سال‌های یاد شده رد نمی‌شود.

در این مطالعه از داده‌های تابلویی استان‌های مختلف کشور استفاده شده لیکن به دلیل این که جمع‌آوری اطلاعات قیمت مسکن در استان‌های مختلف به تدریج صورت گرفته و بعضی از استان‌ها تنها در سال‌های ۱۳۷۹ به بعد مشمول جمع‌آوری قیمت مسکن شده‌اند، داده‌های تابلویی قیمت مسکن برای استان‌های مختلف متوازن نمی‌باشد. به همین دلیل در این تحقیق

^۱ - دلیل آغاز دوره یاد شده از سال ۱۳۷۴ این بوده که اطلاعات مربوط به عرضه مسکن از سال ۱۳۷۴ به بعد در دسترس بوده است.

تنها استان‌هایی مدنظر قرار گرفته‌اند که سری زمانی اطلاعات قیمت مسکن در آن‌ها سال‌های ۱۳۷۰ به بعد را پوشش داده است.

علاوه بر این با توجه به این که استان خراسان در سال ۱۳۸۴ به سه استان خراسان رضوی، جنوبی و شمالی تقسیم شده و در نتیجه سری زمانی استان‌های جدید خیلی ناقص است، اطلاعات این سه استان در مجموع به صورت یک استان واحد در نظر گرفته شده است. به این ترتیب از مجموع ۳۱ استان کشور تنها ۱۹ استان^۱ در این مقاله پوشش داده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از:

HPRI: شاخص قیمت مسکن

HREN: شاخص اجاره‌بهای مسکن

CPRI: شاخص هزینه ساخت و ساز

HINC: درآمد خانوار

CPI: شاخص بهای مصرف‌کننده

POP: جمعیت

HSUP: عرضه واحدهای مسکونی جدید

لازم به ذکر است که تمامی متغیرهای مورد استفاده به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. علاوه بر این متغیرهای ارزشی شامل شاخص قیمت و اجاره‌بهای مسکن، شاخص هزینه ساخت و ساز و متوسط درآمد خانوار بر اساس شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (استانی) واقعی شده‌اند. در بخش‌های بعدی نماد L و R در ابتدای نام متغیر به ترتیب نشان دهنده عملگر لگاریتم و تعدیل اثر قیمت‌ها از متغیر مورد نظر می‌باشد.

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل مورد نظر، لازم است این متغیرها از حیث ریشه واحد مورد بررسی قرار گیرند. لیکن با توجه به این که آزمون هم‌انباشتگی برای دو دوره ۸۸-۱۳۷۴ و ۸۵-۱۳۷۴ به صورت جداگانه انجام خواهد شد، آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای مورد نظر نیز برای این دو دوره به صورت جداگانه انجام شده است. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد زیر استفاده شده است:

^۱ - این استان‌ها شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، تهران، خراسان، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کرمان، کرمانشاه، گلستان، گیلان، مرکزی، همدان و یزد می‌شوند.

- آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی لوین، لین و چو^۱ (LLC)
- آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران و شین^۲ (IPS)
- آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی فیشر^۳ - دیکی فولر تعمیم یافته^۴ (F-ADF)
- آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی فیشر - فیلیپس پرون^۵ (F-PP)

فرضیه صفر در تمامی آزمون‌های فوق بر وجود ریشه واحد در سری زمانی مورد نظر مبتنی است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرها مورد نظر و تفاضل مرتبه اول آن‌ها به ترتیب در جداول (۶) و (۷) ارائه شده است.

جدول ۶- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل در مقادیر سطح

نام متغیر	آزمون ریشه واحد	۱۳۷۴-۸۵			۱۳۷۴-۸۸		
		آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
LRHPRI	LLC	۱.۲۸۷۶۲	۰.۹۰۱۱	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۲.۷۱۹۲۵	۰.۹۹۶۷	فرضیه صفر رد نمی‌شود
	IPS	۳.۹۱۹۰۹	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۵.۴۹۴۱۶	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود
	F-ADF	۹.۶۵۷۸۹	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۸.۱۲۴۳۸	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود
	F-PP	۶.۶۶۲۰۶	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۴.۵۴۱۲۷	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود
LRHREN	LLC	۱.۴۶۲۵۴	۰.۹۲۸۲	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۱.۹۴۶۳۲	۰.۹۷۴۲	فرضیه صفر رد نمی‌شود
	IPS	۴.۱۳۴۰۷	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۴.۱۳۶۹۴	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود
	F-ADF	۱۰.۶۲۰۲	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۶.۸۲۲۱۱	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود
	F-PP	۶.۱۲۲۲۴	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۸.۷۹۹۰۵	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی‌شود

¹ Levin, lin and Chu
² Im, Pesaran and Shin
³ Fisher
⁴ Augmented Dicky Fuller
⁵ Phillips and Peron

نام متغیر	آزمون ریشه واحد	۱۳۷۴-۸۵			۱۳۷۴-۸۸		
		آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
LRCPRI	LLC	-۱.۷۲۰۶۸	۰.۰۴۲۷	فرضیه صفر رد می شود (۱)	۵.۴۶۱۲۸	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود
	IPS	-۱.۲۳۶۶۴	۰.۱۰۸۱	فرضیه صفر رد نمی شود	۴.۷۶۵۰۳	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-ADF	۴۶.۹۹۵۰	۰.۱۵۰۳	فرضیه صفر رد نمی شود	۷.۰۶۵۱۳	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-PP	۴۶.۵۸۴۶	۰.۱۶۰۱	فرضیه صفر رد نمی شود	۵.۸۷۹۵۶	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود
LRHINC	LLC	۱.۰۶۸۲۸	۰.۸۵۷۳	فرضیه صفر رد نمی شود	-۱.۰۶۸۱۵	۰.۱۴۲۷	فرضیه صفر رد نمی شود
	IPS	۴.۱۷۳۲۳	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود	۱.۸۹۶۹۱	۰.۹۷۱۱	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-ADF	۹.۷۵۲۶۰	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود	۱۸.۴۶۹۴	۰.۹۹۶۸	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-PP	۷.۹۱۶۰۹	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود	۱۶.۴۲۲۸	۰.۹۹۹۱	فرضیه صفر رد نمی شود
LPOP	LLC	-۱.۳۵۴۰۴	۰.۰۸۷۹	فرضیه صفر رد نمی شود	-۰.۸۹۴۳۳	۰.۱۸۵۶	فرضیه صفر رد نمی شود
	IPS	۲.۴۲۷۸۳	۰.۹۹۲۴	فرضیه صفر رد نمی شود	۴.۱۷۴۷۲	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-ADF	۲۴.۹۳۹۱	۰.۹۴۹۱	فرضیه صفر رد نمی شود	۷.۰۸۰۴۷	۱.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-PP	۶۹.۶۵۷۸	۰.۰۰۱۳	فرضیه صفر رد می شود (۲)	۶۳.۳۰۵۳	۰.۰۰۱۶	فرضیه صفر رد می شود (۱)
LHSUP	LLC	-۴.۹۹۲۲۵	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می شود (۲)	-۴.۱۹۷۴۹	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می شود (۱)
	IPS	-۰.۹۱۳۳۴	۰.۱۸۰۵	فرضیه صفر رد نمی شود	-۱.۰۹۵۸۲	۰.۱۳۶۶	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-ADF	۴۷.۸۰۲۰	۰.۱۳۲۴	فرضیه صفر رد نمی شود	۴۴.۵۲۲۱	۰.۲۱۶۳	فرضیه صفر رد نمی شود
	F-PP	۶۵.۳۰۹۱	۰.۰۰۳۸	فرضیه صفر رد نمی شود (۲)	۴۶.۹۱۱۸	۰.۱۵۲۲	فرضیه صفر رد نمی شود

۱- فرضیه صفر در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود.

۲- فرضیه صفر در سطح ۹۹ درصد رد می‌شود.

جدول ۷- نتایج آزمون ریشه واحد نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل در مقادیر تفاضل

مرتبه اول

نام متغیر	آزمون ریشه واحد	۱۳۷۴-۸۵			۱۳۷۴-۸۸		
		آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
D(LRHPRI)	LLC	-۵.۴۷۵۸۰	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۷.۷۳۶۹۸	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	IPS	-۴.۴۹۲۵۶	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۷.۷۲۲۲۱	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-ADF	۸۲.۸۰۷۶	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۲۶.۱۰۰	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-PP	۷۸.۵۲۰۴	۰.۰۰۰۰۱	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۱۳.۹۹۵	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
D(LRHREN)	LLC	-۱۰.۱۹۹۴	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۰.۷۲۵۶	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	IPS	-۸.۰۴۲۱۰	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۰.۳۸۶۱	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-ADF	۱۳۵.۴۲۷	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۶۷.۱۷۸	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-PP	۱۰۰.۳۴۰	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۱۹.۵۵۷	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
D(LRCPRI)	LLC	-۱۶.۲۰۴۲	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۵.۱۷۶۳	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	IPS	-۱۱.۱۲۱۸	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۱.۶۳۷۷	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-ADF	۱۷۷.۲۹۵	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۸۱.۷۲۹	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-PP	۱۸۳.۰۶۷	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۸۴.۱۵۲	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
D(LRHINC)	LLC	-۱۸.۵۴۷۹	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۳.۶۷۹۹	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	IPS	-۱۴.۸۴۷۳	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۱.۵۷۳۹	۰.۰۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)

نام متغیر	آزمون ریشه واحد	۱۳۷۴-۸۵			۱۳۷۴-۸۸		
		آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
D(LPOP)	F-ADF	۲۲۲.۷۵۶	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۸۶.۱۱۸	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-PP	۲۷۲.۲۵۰	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۲۴۰.۱۵۹	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	LLC	-۴.۲۵۱۶۷	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۴.۹۵۲۶۵	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
D(LHSUP)	IPS	-۱.۸۵۷۹۰	۰.۰۳۱۶	فرضیه صفر رد می‌شود (۱)	-۲.۹۴۴۷۵	۰.۰۰۱۶	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-ADF	۴۴.۹۰۹۲	۰.۲۰۴۸	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۵۶.۹۴۶۳	۰.۰۲۴۷	فرضیه صفر رد می‌شود (۱)
	F-PP	۴۵.۶۷۱۷	۰.۱۸۳۵	فرضیه صفر رد نمی‌شود	۵۸.۶۸۹۵	۰.۰۱۷۲	فرضیه صفر رد می‌شود (۱)
D(LHSUP)	LLC	-۱۲.۳۲۴۷	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۱۲.۹۲۰۴	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	IPS	-۵.۹۰۶۳۰	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	-۸.۹۴۴۵۵	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-ADF	۱۱۵.۱۰۲	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۴۵.۱۱۶	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)
	F-PP	۱۳۰.۹۴۷	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)	۱۵۱.۹۰۲	۰.۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود (۲)

۱- فرضیه صفر در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود.

۲- فرضیه صفر در سطح ۹۹ درصد رد می‌شود.

در ادامه وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای قیمت و اجاره‌بهای مسکن و متغیرهای انتقال‌دهنده منحنی‌های عرضه و تقاضا مسکن برای دوره‌های ۱۳۷۴-۸۵ و ۱۳۷۴-۸۸ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی مورد بررسی قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۸) ارائه شده است. آزمون یاد شده بر مبنای فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد نظر طراحی شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر در سطح معنی‌دار ۹۵ درصد رد می‌شود که نشان دهنده وجود یک رابطه بلندمدت بین

متغیرهای قیمت و اجاره‌بهای مسکن و متغیرهای جمعیت، درآمد خانوار، عرضه واحدهای مسکونی جدید و هزینه ساخت و ساز در دوره‌های ۸۵-۱۳۷۴ و ۸۸-۱۳۷۴ می‌باشد. از این حیث قیمت مسکن از متغیر بنیادین خود یعنی اجاره‌بها تبعیت می‌کند و فرضیه وجود حباب در بازار مسکن رد می‌شود.

جدول ۸- نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

دوره زمانی	روش	آماره آزمون (احتمال)	فرضیه صفر	نتیجه آزمون
۱۳۷۴-۸۵	Group rho-Statistic	۷/۱۹۶ (۰/۰۰۰)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود
	Group PP-Statistic	۹/۰۷۳ (۰/۰۰۰)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود
	Group ADF-Statistic	۲/۶۸۱ (۰/۰۱۱)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود
۱۳۷۴-۸۸	Group rho-Statistic	۶/۵۵۲ (۰/۰۰۰)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود
	Group PP-Statistic	۱۱/۰۴۵ (۰/۰۰۰)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود
	Group ADF-Statistic	۳/۶۷۳ (۰/۰۰۱)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله پس از بیان مبانی نظری حباب قیمت دارایی، به بعضی از مطالعات صورت گرفته در زمینه بررسی حباب قیمت بازار مسکن اشاره گردید. در ادامه امکان وجود حباب بازار مسکن در سال‌های اوج‌گیری قیمت مسکن (۸۷-۱۳۸۶) با استفاده از روش تحلیل توصیفی و اقتصادسنجی داده‌ها، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از تحلیل تحولات متغیرهای درون‌بخشی مسکن و نیز متغیرهای پولی و اعتباری، شواهدی دال بر وجود حباب در بازار مسکن را به دست می‌داد. لیکن این تحلیل‌ها عمدتاً در یک ساختار انتزاعی ارایه می‌شود که

وضعیت یک متغیر را بدون لحاظ تحولات سایر متغیرها و بخش‌های اقتصادی مد نظر قرار می‌دهد.

در ادامه رابطه بلندمدت بین متغیرهای قیمت و اجاره بهای مسکن و نیز تعدادی از متغیرهای انتقال دهنده توابع عرضه و تقاضای مسکن، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون یاد شده، عدم برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرهای یاد شده در سال‌های ۸۵-۱۳۷۴ و ۸۸-۱۳۷۴ را رد می‌کند. بر اساس این نتایج فرضیه وجود حباب در بازار مسکن در طول سال‌های مذکور رد می‌شود. نتایج به دست آمده از بکارگیری آزمون هم‌انباشتگی در این مقاله با نتایج حاصل از سایر مطالعات که توسط نظری و یزدانی صورت گرفته مطابقت دارد.

نتایج به دست آمده از تحلیل اقتصادسنجی تا حدودی با نتایج به دست آمده از تحلیل توصیفی که در آن وضعیت متغیرهای بازار مسکن و متغیرهای پولی و اعتباری از حیث وجود حباب قیمت در سال‌های مورد نظر در یک چارچوب تحلیل توصیفی بررسی شده بود، متفاوت است. در عین حال نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی در مقایسه با تحلیل توصیفی ارایه شده از قوت بیشتری برخوردار می‌باشد که در ذیل به بعضی از دلایل آن اشاره می‌شود:

- نتایج حاصل از مدل‌های اقتصادسنجی هم‌زمان رابطه بین چند متغیر را مورد بررسی قرار می‌دهد. لیکن تحلیل توصیفی حداکثر به بیان رابطه بین دو متغیر می‌پردازد و از این حیث نسبت به نتایج مدل‌های اقتصادسنجی دچار نقصان می‌باشند.
- نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی داده‌های مبتنی بر اطلاعات استان‌های مختلف کشور به صورت جداگانه می‌باشد و لذا در مقایسه با نتایج توصیفی (نظیر شاخص قیمت به اجاره) که عمدتاً بر اطلاعات استان تهران و یا کل کشور تکیه دارند، نتایج جامع‌تری را به دست می‌دهند.
- اغلب مطالعات انجام شده در رابطه با حباب در بازار مسکن، یک دوره نسبتاً طولانی از افزایش قیمت مسکن را مدنظر قرار داده‌اند و نگرانی‌های موجود در این رابطه به یک دوره طولانی افزایش قیمت مسکن مربوط بوده است. لیکن تجربه بازار مسکن ایران در سال‌های موردنظر یک دوره کوتاه از افزایش و کاهش قیمت مسکن را در بر می‌گیرد که می‌تواند حاکی از بروز یک نوسان قیمتی نسبتاً شدید در بازار باشد.

• در ایران تسهیلات خرید مسکن سهم نسبتاً کمی از قیمت مسکن را پوشش می‌دهند. به همین دلیل نیز تسهیلات خرید مسکن نقش تعیین کننده‌ای در افزایش تقاضا و قیمت مسکن ندارند. این در حالی است که در اقتصادهای پیشرفته نظیر آمریکا و ژاپن، تسهیلات خرید مسکن (وام‌های رهنی) سهم قابل توجهی از قیمت مسکن را پوشش می‌دهند و این سهم در بعضی موارد به حدود ۱۰۰ درصد قیمت مسکن می‌رسد. به همین دلیل نیز تسهیل شرایط دریافت چنین وام‌هایی به‌عنوان یکی از دلایل اصلی افزایش قیمت و بحران بازار مسکن در ایالات متحده آمریکا مطرح می‌باشد. البته در دفاع از تأثیرگذاری تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن ممکن است به انحراف تسهیلات بانکی به سمت بخش مسکن نیز اشاره شود که داده‌های موجود امکان بررسی چنین ادعایی را فراهم نمی‌سازد.

مجموعه این عوامل باعث می‌شوند که در نتیجه‌گیری کلی به نتایج آزمون هم‌انباشتگی یعنی عدم وجود حباب قیمت در بازار مسکن در سال‌های مورد نظر اکتفا کرده و افزایش و کاهش قیمت در این سال‌ها را به‌عنوان یک نوسان قیمتی در بازار مسکن تفسیر نماییم.

فهرست منابع

- ۱) نظری، عظیم، "آزمون حباب قیمتی در بازار مسکن ایران با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، (۱۳۸۸).
- ۲) یزدانی، پدرام. "آزمون وجود حباب قیمتی در بازار مسکن تهران طی دوره ۸۶-۱۳۷۱". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، (۱۳۸۸).
- 3) Al-Anaswah, Nael and Bernd Wilfling. (1990), "Testing for speculative bubbles using state-space models with Markov-switching", *Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, pp. 85-101.
- 4) Arshanapalli, Bala and William Nelson. (2008), "A Cointegration Test to Verify The Housing Bubble", *The International Journal of Business and Finance Research*, Volume 2, Number 2.
- 5) Bjōrklund, Kicki. And Bo Sōderberg, (1999), "Property Cycles, Speculative Bubbles and The Gross Income Multiplier", *Journal of Real Estate Research*, Volume 18, November 1.
- 6) Black, A., Fraser, P., and Hoesli, M., (2006). "House prices, fundamentals and bubbles", *Journal of Business Finance & Accounting*. Volume 33, PP.1535-1555.
- 7) Capozza, Dennis R. (2002), "Determinants or Real House Price Dynamics". NBER Working Paper, No 9262.

- 8) Case, Karl. And Robert J. Shiller. (2003) "Is There a Bubble in the Housing Market?", Brookings Papers on Economic Activity, No.2.
- 9) CHEN, JING. (1999), "WHEN THE BUBBLE IS GOING TO BURST", Vol. 2, No. 3, PP. 285-292.
- 10) Chen, Nan-Kuang, (2001) "Asset price Fluctuation in Taiwan: Evidence from Stock and Real Estate Price 1973-1992", Journal of Asian Economics vol. 2, PP 215-232.
- 11) Ferná'ndez-Kranz, Daniel and Mark T. Hon. (2006), "A Cross-Section Analysis of the Income Elasticity of Housing Demand in Spain: Is There a Real Estate Bubble?" Journal of Real Estate Financial Economy, No. 32, PP.449-470.
- 12) Gallin Joshua. (2004), "The Long-Run Relationship between House Prices and Rents", FEDS Working Paper, No. 50.
- 13) Grimes, Arthur. Suzi Kerr and Andrew Aitken. (2003), "Housing and Economic Adjustments", Motu Economic and Public Policy Research Trust, Working Paper No. 03-09.
- 14) Gupta, Rangan. And Alian Kabundi. (2012), "Structural Models with and without Fundamentals", University of Nevada.
- 15) Hilber, A. I. and Wouter Vermeulen. (2009), "Supply Constraints and House Price Dynamics: Panel Data Evidence from England", London School of Economics & Spatial Economics Research Center.
- 16) Himmelberg, Charles, Christopher Mayer and Todd Sinai. , (2005), "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions", Journal of Economic Perspectives, Vol.19, No. 4, PP. 67-92.
- 17) Hui, Eddie C. M. and Shen Yue., (2006), "Housing Price Bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A Comparative Study", Journal of Real Estate Financial Economy, No. 33, PP.299-327.
- 18) Joshi, Himanshu., (2006), "Identifying Asset Price Bubbles in the Housing Market in India- Preliminary Evidence", Reserve Bank of India Occasional Papers, Vol. 27, No. 1 and 2.
- 19) Kanoh, Satoru and Hideaki Murase, (1999), "On Land Price Formation: Bubble Versus Option", The Japanese Economic Review, Vol. 50, No. 2.
- 20) Kim, Kyunc-Hwan and Seoung Hwan Suh., (1993), "Speculation and Price Bubbles in the Korean and Japanese Real Estate Markets", Journal of Real Estate Finance and Economics, 6: 73-87.
- 21) Kindleberger, Charles P., (1978), "Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises", Palgrave Macmillan, 5th edition
- 22) Kobayashi, Keiichiro. , (2005), "Transaction services and asset-price bubbles", RIETI Discussion Paper Series, March 30.
- 23) Kohn, Jonathan and Sarah K. Bryan. "Modeling the U.S. housing bubble: an econometric analysis", Research in Business and Economics Journal
- 24) Lind, Hans. , (2008), "Price Bubbles on the Housing Market: Concept, theory and indicators", Royal Institute of Technology, Working Paper No. 58.

- 25) MAURICE J. ROCHE. , (1999), "Irish House Prices: Will the Roof Cave In?", *The Economic and Social Review*, Vol. 30, No. 4, October, pp. 343-362.
- 26) McCarthy, Jonathan and Richard W. Peach., (2004), "Are Home Prices the Next "Bubble"?" *FRBNY Economic Policy Review*.
- 27) Muellbauer, John and Anthony Murphy, (2007), "Booms and Busts in the UK Housing Market", *The Economic Journal*, PP. 1701-1727.
- 28) Rosser, J.B., Jr., (1999), "On the complexities of complex economic dynamics". *Journal of Economic Perspectives* 13(4), 169-192.
- 29) Shelburne, Robert C. and Jose Palacin., (2006), "Is There an East European Housing Bubble?", *Global Economy Journal*, Volume 6, Issue 3.
- 30) Shimizu, Chihiro and Kiyohiko G. Nishimura., (2007), "Pricing Structure in Tokyo Metropolitan Land Markets and its Structural Changes: Pre-bubble, Bubble, and Post-bubble Periods", *Journal of Real Estate Financial Economy*, No 35, PP 475-496.
- 31) Siegel, Jeremy J. , (2003) , "What is an Asset Price Bubble? An Operational Definition", *European Financial Management*, Vol. 9. No. 1, , PP. 11-24.
- 32) Smith, James F. , (2005) "There Is No Housing Bubble iu the USA", *Business Economics*.
- 33) Vyacheslav Mikhed & Petr Zemcik, (2007), "Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach", *CERGE-EI Working Papers wp338*, The Center for Economic Research and Graduate Education - Economic Institute, Prague.
- 34) Vidhan K. Goyal and Takeshi Yamada. , (2001), "Asset Price Bubbles, Liquidity and Investment: Evidence from Japan", *Econometric Society Far Eastern Meeting*, Kobe, Japan.
- 35) Wong, Grace. , (2005), "The Anatomy of a Housing Bubble", *The Wharton School*, University of Pennsylvania.
- 36) Wong, Kar-Yiu, (2001), "Housing Market Bubbles and Currency Crisis: The Case of Thailand", *The Japanese Economic Review*, Vol. 52, No. 4.
- 37) Zhang, Xiaojing and Tao Sun. , (2006) "China's Current Real Estate Cycle and Potential Financial Risks", *China & World Economy*, Vol. 14, No. 4.