

تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه‌ی موردی شهر تهران)

رضانصر اصفهانی*^۱، بابک صفاری^۲، محمدرضا لطیفی^۳

۱. استادیار، دانشکده‌ی کارآفرینی هنر و گردشگری دانشگاه هنر اصفهان، r.nasr@au.ac.ir

۲. استادیار، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، b_saffari@ase.ui.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد شهری دانشگاه هنر اصفهان، mreza.latifi1990@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

در این پژوهش شناسایی سهم عوامل غیرذاتی در قیمت واقعی مسکن، شناسایی عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در شهر تهران (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و تعیین سهم هریک از عوامل اقتصادی در حباب قیمت مسکن در دوره‌ی زمانی ۹۲-۱۳۷۱ مورد توجه بوده است. دو مدل اقتصادی با توجه به میانی نظری استخراج، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی VAR، ARDL و با کمک نرم افزارهای Eviews و Microfit، تخمین زده شده است. برآورد الگوی پویای ارزش ذاتی مسکن و تأیید اعتبار مدل و آزمون ریشه واحد بر روی جزء پسماند مدل (حباب) نشان می‌دهد که تغییرات توضیح داده‌شده توسط متغیرهای توضیحی در مقایسه با تغییرات توضیح داده نشده (خطاها) معنی‌دار و جزء پسماند پایا است و آن را می‌توان به عنوان حباب قیمت مسکن شهر تهران پذیرفت. در مورد متغیرهای توضیح دهنده‌ی ارزش ذاتی - واقعی مسکن شهر تهران، نیز می‌توان گفت تعداد خانوار با داشتن ضریب ۱/۱۱۲- دارای بیشترین کشش قیمتی و نسبت وام به ارزش با داشتن ضریب ۰/۰۶۷۴، دارای کم‌ترین کشش قیمتی در ارزش ذاتی بوده است. در بین متغیرهای توضیح دهنده‌ی حباب قیمت مسکن شهر تهران متغیرهای حجم نقدینگی واقعی کشور با یک وقفه با ضریب ۰/۲۶ مهم‌ترین متغیر و متغیر نرخ واقعی بهره با یک وقفه با داشتن ضریب ۰/۰۴۸، کم‌اهمیت‌ترین متغیر توضیحی حباب قیمت مسکن در شهر تهران است.

طبقه بندی JEL: R21، R31، C01

کلید واژه‌ها: بازار مسکن، ارزش ذاتی مسکن، حباب قیمت مسکن، مدل اتورگرسیون

برداری VAR، مدل ARDL

۱. مقدمه

نوسانات قیمت مسکن می‌تواند به اجزای ذاتی و غیر ذاتی (حباب) تفکیک شود. عدم توجه به جزء حباب قیمت مسکن می‌تواند منجر به اشتباه سیاست‌گذاری شود. با توجه به مداخلات گسترده‌ی (مستقیم یا غیرمستقیم) دولت در بازار مسکن، (نظری ۱۳۸۷)، توجه به حباب قیمت مسکن مهم است. در دو دهه‌ی اخیر، قیمت مسکن پر نوسان بوده است، لذا در این مطالعه پس از شناخت حباب قیمت مسکن و عوامل تأثیرگذار اقتصادی بر آن، به تحلیل این عوامل بر حباب قیمت مسکن در شهر تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۱ الی ۱۳۹۲ پرداخته شده است. دلیل انتخاب شهر تهران تأکید پژوهشگران بر جنبه‌ی مطالعه‌ی اقتصاد شهری و همچنین در دسترس بودن داده‌های آماری مورد نیاز است.

۲. ادبیات پژوهش

۲.۱. مبانی نظری

رشد سریع قیمت مسکن و رسیدن آن به مرزهایی که با توجه به درآمد خانوارها و نسبت قیمت مسکن به اجاره‌بها، امکان استمرار یا افزایش بیشتر آن قابل‌تصور نیست، مهم‌ترین معیار در تشخیص شکل‌گیری حباب قیمت مسکن است. با فروپاشی حباب، سیر نزولی قیمت مسکن آغاز می‌شود و به‌زودی به سطحی می‌رسد که دارایی بسیاری از مالکان مسکن منفی می‌شود. (درخشان ۱۳۸۷، ۶۵).

اگر در زمان t ، قیمت بازاری کالا از قیمت ذاتی آن بیشتر باشد، اختلاف این دو مقدار در اثر حباب (اختلاف قیمت ذاتی و بازاری b_t) به وجود آمده است. رابطه‌ی (۱)

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} a^i E_t d_{t+i} \quad a = \frac{1}{1+r} \quad (1)$$

$$\bar{P}_t = P_t + b_t \quad (2)$$

$E_t d_{t+1}$ ، منافع انتظاری دوره‌ی $t+1$ در دوره‌ی t ، قیمت ذاتی و r نرخ بهره است. رابطه‌ی (۲)، قیمت بازاری را نشان می‌دهد که در آن \bar{P}_t قیمت بازاری و P_t قیمت ذاتی می‌باشد مفهوم قیمت ذاتی، منافع و یا مطلوبیت انتظاری ناشی از نگهداری یک کالا یا خدمت تعریف می‌شود. (بابایی سمیرمی ۱۳۸۴).

برای حباب تعاریف گوناگونی وجود دارد. در جدول (۱) مهم‌ترین تعاریف آن بیان

شده است:

جدول ۱. تعاریف مختلف حباب

نام	تعریف
اسمیت و همکاران ^۱ (۲۰۰۵)	شرایطی که در پی آن قیمت برخی از دارایی‌ها مثل سهام و بازار املاک به سرعت از قیمت فعلی آن بالاتر می‌رود و از طریق محاسبه و پیش‌بینی جریان درآمد به دست می‌آید.
کال ورلی ^۲ (۲۰۰۴)	وضعیتی که در آن پس از یک دوره‌ی افزایش نسبتاً سریع قیمت یک دارایی، که از طریق انتظارات خریداران نسبت به افزایش قیمت مجدد در آینده تشدید می‌شود، بدبینی دارندگان در مورد قیمت‌ها و شرایط آینده منجر به کاهش سریع قیمت‌ها شده و حباب می‌ترکد.
کیس و شیلر ^۳ (۲۰۰۳)	موقعیتی که انتظارات فزاینده‌ی عمومی از قیمت‌های آینده سبب می‌شود تا قیمت‌ها به سمت بالا کشیده شود. صرف افزایش سریع قیمت به‌خودی‌خود گواه قطعی حباب نیست.
ژونگین و همکاران ^۴ (۲۰۰۲)	بخشی از قیمت دارایی که با اصول تصریح‌شده در الگوهای ذاتی قابل تعریف نیست. آن‌ها معتقدند حباب مالی زمانی اتفاق خواهد افتاد که قیمت یک دارایی مانند سهام یا دارایی واقعی به‌طور ناگهانی به دلایل غیر عقلایی افزایش می‌یابد و سپس سقوط می‌کند.
لستر تارو ^۵ (۲۰۰۰)	خصیلت‌های انسانی از قبیل طمع، خوش‌بینی و ذهنیت گله‌وار، منجر به خرید و فروش افراطی دارایی‌ها (بورس بازی) شده و همین امر مایه‌ی پیدایش حباب در اقتصاد می‌شود.
استیگلیتز ^۶ (۱۹۹۰)	اگر علت اینکه قیمت‌ها امروز بالا است فقط این باشد که سرمایه‌گذاران انتظار دارند که فردا گران‌تر خواهند فروخت، درحالی‌که به نظر نمی‌رسد فاکتورهای پایه‌ای چنین قیمت‌های بالایی را توجیه کنند، یک حباب به وجود می‌آید.

در مطالعات انجام‌شده تمرکز بر روی چند مفهوم کلیدی از تعاریف بالا از جمله: افزایش سریع قیمت‌ها بیکر (۲۰۰۲)، انتظارات غیرواقعی از افزایش قیمت‌ها در آینده

1. Smith, Margaret Hwang, Gary Smith, & Chris Thompson.

2. Calverley John P

3. Case, Karl E., Robert J. Shiller

4. Daye, Zhongyin John, Kerem Ismen, Maria Pia Malabet, Maria Misailidou, Andres Murra, & Sun-Ju Yook

5. Thurow Lester C

6. Stiglitz

کیس و شیلر (۲۰۰۳)، انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی بازار مسکن آنجلابلک^۱ (۲۰۰۶)، تحریکات شدید در قیمت‌ها پس از فروپاشی حباب سیگل (۲۰۰۳)، بوده است.

پیدایش حباب

علت پیدایش حباب همواره یک موضوع قابل بحث است. یک دلیل برای تشکیل حباب، خوش‌بینی همیشگی معامله‌کنندگان در بازارهای مالی عنوان شده است. بر اساس این نظریه، حباب مادامی که فریب خورده، بتواند فریب خورده‌ی بزرگ‌تری را پیدا کند که تمایل به پرداخت برای دارایی با قیمت بیش از حد را داشته باشد، ادامه می‌یابد. (اسمیت، ساچنک، و ویلیامز^۲ ۱۹۸۸). برای تشکیل حباب دلایل دیگری نیز ذکر شده است. مهم‌ترین دلایل پیدایش حباب در شکل زیر به طور خلاصه آمده است:



شکل ۱. علل پیدایش حباب

حباب قیمت مسکن را می‌توان در سه دسته حباب مثبت، حباب صفر و حباب منفی تقسیم‌بندی کرد. در صورت تشکیل حباب مثبت مشکلات نمایندگی^۳ مابین بانک‌ها و مردم به وجود می‌آید، به این معنا که بانک‌ها وام می‌دهند اما نمی‌توانند تشخیص دهند که این وام‌ها چگونه سرمایه‌گذاری می‌شود. مشکلات نمایندگی بدین معنی است در مواردی انحراف در مصرف وام به وجود می‌آید و به خرید دارایی‌هایی

1. Black Angela

2. Smith, Vernon L., Gerry L. Suchanek, & Arlington W. Williams

3. Agency problems

مانند مسکن و سهام که عرضه‌ی ثابت دارند، اختصاص می‌یابد. با ثابت بودن عرضه‌ی این دارایی‌ها، قیمت‌ها به بالاتر از سطح ذاتی می‌رسد و حباب مثبت شکل می‌گیرد. حباب‌های منفی هنگامی رخ می‌دهند که بحران بانکی وجود داشته باشد، قیمت مسکن به کم‌تر از حد ذاتی سقوط کند. بانک مرکزی با تزریق پول می‌تواند از شکل‌گیری حباب منفی جلوگیری کند (آلن و گیل^۱ ۲۰۰۰).

۲.۴. پیشینه‌ی پژوهش

در زمینه‌ی حباب قیمت مسکن در داخل و خارج از کشور مطالعات مختلفی انجام شده است که در جدول زیر برخی از این مطالعات بررسی شده است.

جدول ۲. پیشینه تحقیق

نام محققان	قلمرو مکانی و دوره‌ی زمانی	تکنیک و روش مورد استفاده	نتیجه‌گیری مطالعات
شی و همکاران ^۲ (۲۰۱۴)	۲۸ استان چین، ۲۰۰۰-۲۰۱۲	آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی و مدل VECM	در بسیاری از استان‌ها از جمله در مناطق اطراف پکن و شانگهای حباب شدید و مشکلات قیمت وجود دارد.
کیودال ^۳ (۲۰۱۳)	بازار مسکن ایالات متحده	VAR	قبل از بحران مالی سال ۲۰۰۸، حتی زمان کنترل نرخ بهره و اطلاعات ذاتی ارائه شده توسط قیمت اجاره، حباب در بازار مسکن وجود داشت.
رن و همکاران ^۴ (۲۰۱۲)	۳۵ شهر چین	نظریه‌ی حباب انتظارات عقلایی بلنچارد و واتسون (۱۹۸۳)	هیچ مدرکی برای حمایت از وجود حباب عقلایی در بازار مسکن چین وجود ندارد.
کیم و مین ^۵ (۲۰۱۱)	کره جنوبی، ۱۹۸۶-۲۰۰۳	مدل تغییر رژیم و روش فیلتر کالمن	حباب قیمت مسکن با افزایش وام مسکن و تولید صنعتی افزایش یافته است، در حالی که این حباب با نرخ بهره کاهش یافته است

1. Allen, Franklin, and Douglas Gale
2. Yu-Nein Shih & Hao-Chuan Li & Bo Qin
3. Bjørnar Karlsen Kivedal
4. Yu Ren & Cong Xiong & Yufie Yuan
5. Bong Han Kim & Hong-Ghi Min

نام محققان	قلمرو مکانی و دوره‌ی زمانی	تکنیک و روش مورد استفاده	نتیجه‌گیری مطالعات
کلارک و کوگین ^۱ (۲۰۱۱)	ایالات متحده، سه ماهی اول ۱۹۷۵ تا سه ماهه دوم ۲۰۰۵	مدل VECM	قیمت مسکن ایالات متحده و متغیرهای اقتصادی ذاتی مورد بررسی متغیرهای ریشه‌ی واحد و بدون هم‌انباشستگی هستند. (ناهنجاری مهم معرفی شده توسط برخی از مطالعات دیگر را تأیید می‌کند)
سوئرنسن ^۲ (۲۰۰۶)	آمریکا، انگلیس، هلند	ترکیب مدل پوتربا و توپین (مدل VECM)	حباب موضوعی کوتاه‌مدت است.
شن ^۳ (۲۰۰۵)	پکن و شانگهای	VAR	وجود حباب در قیمت مسکن شانگهای در سال ۲۰۰۳ به اندازه‌ی ۲۲ درصد را تأیید کرده و حباب در پکن را تأیید نمی‌کند.
اصلائی و خسروی (۱۳۹۱)	بازار مسکن تهران، ۱۳۷۱-۱۳۸۷	ARDL	در دوره‌ی مورد بررسی نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در تشکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به شمار می‌رود
ابراهیمی (۱۳۹۱)	بازار مسکن ایران	روش داده‌های تابلویی (پانل)	فرضیه‌ی وجود حباب قیمتی در بازار مسکن ایران رد شده است، علاوه بر این قیمت زمین (با کاربری مسکونی) و حجم نقدینگی مهم‌ترین عوامل رشد قیمت مسکن در ایران بوده‌اند.

1. Steven P. Clark & T. Daniel Coggin

2. Soerensen, Jens Kjaer

3. Shen, Yue

نام محققان	قلمرو مکانی و دوره‌ی زمانی	تکنیک و روش مورد استفاده	نتیجه‌گیری مطالعات
فکری ایلچی، دورکوش و نوفرستی (۱۳۹۱)	بازار مسکن تهران ۱۳۷۱-۱۳۸۹	روش جوهانسون و جوسیلیوس روش قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	در ابتدا وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت قیمت مسکن و عوامل بنیادی تأیید شده است براساس مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای زود گذر بودن روند حباب تأیید شده است
میرزاوند (۱۳۹۰)	بازار مسکن ایران، ۱۳۷۵- ۱۳۸۹	ARDL	عموماً حباب، موضوعی کوتاه‌مدت است و در بلندمدت جزء ذاتی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن می‌باشد. قیمت زمین و قیمت مسکن در دوره‌ی قبل عوامل اصلی تعیین‌کننده‌ی حباب مسکن در شهر تهران بوده‌اند.
قلی زاده و کامیاب (۱۳۹۰)	بازار مسکن ایران، ۱۳۷۱- ۱۳۸۶	VAR	در تمامی دوره‌های مورد بررسی، شوک قیمت مسکن و در نتیجه نوسانات حباب شکل قیمت مسکن را می‌توان ناشی از اجرای سیاست‌های پولی از قبیل افزایش نقدینگی و کاهش نرخ بهره‌ی واقعی و همچنین نقل و انتقالات بازار سرمایه‌ی و دارایی‌ها و تغییرات طرف عرضه مسکن از قبیل افزایش هزینه‌ی ساخت مسکن، دانست.
عاشری (۱۳۸۸)	بازار مسکن تهران، ۱۳۷۰- ۱۳۸۵	ARDL	مدل شکل‌گیری حباب در سال ۱۳۸۵ را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که حباب از عوامل مهم تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در تهران است.

۳. تصریح مدل و روش پژوهش

در این مطالعه ابتدا با توجه به مبانی نظری مدل پوتربا و توبین یک الگوی VAR نامقید، ارزش ذاتی مسکن برآورد شده و در مرحله‌ی بعد با توجه به جزء پسماند مدل برآورد شده (مؤلفه حبابی) و متغیرهای گزینش شده با توجه به مبانی نظری مدل پرتفولیو، تحت یک الگوی ARDL، مدل حباب قیمتی مسکن شهر تهران برآورد می‌شود.

۳.۱. تعیین متغیرهای مدل اول

به منظور تعیین متغیرهای ذاتی توضیح دهنده‌ی قیمت مسکن در بلندمدت، با توجه به یافته‌های جیمز پوتربا^۱ (۱۹۸۴) در حوزه‌ی هزینه‌ی استفاده از مسکن و یافته‌های توبین (۱۹۶۹) در حوزه‌ی شاخص جذابیت سرمایه‌گذاری، استخراج شده و ارزش ذاتی مسکن تحت یک الگوی VAR نامقید، برآورد شده است.

فروض مدل پوتربا برای تعیین رابطه که صرفاً برای هزینه‌ی استفاده از بنای ساختمان (نه بنا و زمین توأمان) و از نظر مالک مقیم ترتیب داده است عبارتند از:

- کلیه بناهای ساختمانی با نرخ ثابت δ مستهلک می‌شوند.
- هزینه‌ی تعمیر و نگهداری (K)، برابر با کسری از ارزش جاری مسکن است.
- بناهای ساختمانی، مشمول مالیات بر دارایی معادل نرخ μ است.
- برای همه‌ی افراد نرخ نهایی مالیات بر درآمد برابر θ است
- نرخ وام‌دهی و وام‌گیری برای همه‌ی مقادیر، معادل نرخ سود اسمی (i) می‌باشد.
- در زمینه‌ی نظریه‌ی سرمایه‌گذاری در مسکن از نظریه‌ی Q توبین استفاده می‌شود؛ چرا که فعالیت ساخت و ساز مسکن به‌طور قوی تحت تأثیر نرخ سود آوری می‌باشد و در این نظریه، معیار تصمیم‌گیری، نسبت قیمت مسکن (P^H) به هزینه‌ی ساخت مسکن (P^C) خواهد بود.
- پویایی‌های سرمایه‌گذاری 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 سرمایه‌گذاری مسکن با استفاده از درآمدهای انباشته (پس انداز)؛

۴- در نظر گرفتن نرخ مالیات، متناسب با مالیات بر درآمد شرکت‌ها^۱.

با توجه به مدل پوتربا و مدل توبین روابط زیر تعریف می‌شود:

$$\dot{q}_t = -R(\bar{H}_t) + v_t q_t \quad (15)$$

$$\dot{\bar{H}} = I(Q)H \quad (16)$$

در رابطه‌ی (۱۵)، \dot{q}_t میزان عایدی سرمایه‌ی مورد انتظار از قیمت مسکن در زمان t و در رابطه‌ی (۱۶)، $\dot{\bar{H}}$ نرخ تغییر در موجودی مسکن کل در زمان t است. (با این فرض که موجودی مسکن در کوتاه‌مدت بی‌کشش می‌باشد).

در حالت تعادل هیچ عایدی سرمایه‌ی \dot{q}_t یا افزایشی در موجودی مسکن $\dot{\bar{H}}$ مورد انتظار نیست، لذا در تعادل $\dot{\bar{H}}_t = \dot{q}_t = 0$ بوده :

$$q_t = \frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{v} \text{ and } I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \quad (17)$$

زمانی که $\dot{\bar{H}}_t = 0$ می‌باشد دلالت بر این دارد که مدل در حالت تعادل پایدار بوده و Q باید برابر یک باشد تا ارزش بازاری کالاها را برابر هزینه‌ی جایگزینی آن‌ها کند و انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری در مسکن ایجاد نشود (بیابانی و خسروی ۱۳۹۰).

با توجه به آنچه توضیح داده شد می‌توان نتیجه گرفت که قیمت مسکن در زمان t حاصل جمع ارزش ذاتی (HP^*) و پسماند (θ) می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HP_t = HP_t^* + \theta \quad (18)$$

با توجه به مطالب گفته شده در بخش‌های گذشته، آمارهای موجود و قابل دسترسی و همچنین شرایط اقتصادی حاکم بر ایران، متغیرهای مؤثر بر ارزش ذاتی مسکن در زمان t و HP_t^* را می‌توان به تفکیک مدل پوتربا و Q توبین به صورت زیر طبقه‌بندی کرد:

۱. متغیرهای برگرفته از مدل پوتربا:

متغیرهای مؤثر بر هزینه‌ی استفاده: نرخ تورم INF، نسبت LTV (Loan-To-Value) DM
متغیرهای مؤثر بر بازده: اجاره R، درآمد سرانه Y، موجودی مسکن H، جمعیت

DM

۲. نسبت Q توبین

۳. جزء اخلاص (پسماند) (θ)

بنابراین، الگوی VAR نامقید جهت برآورد ارزش ذاتی مسکن می‌تواند به فرم زیر باشد:

$$\begin{aligned} \ln(RTHP_{SA_t}) = & \sum_{i=1}^{n_0} \alpha_{0i} \ln(RTHP_{t-i}) + \sum_{j=0}^{n_1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} \alpha_{2j} Q_{RATIO_{t-j}} \\ & + \sum_{j=0}^{n_3} \alpha_{3j} LTV_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_4} \alpha_{4j} \ln(RTR_{SA_{t-j}}) + \sum_{j=0}^{n_5} \alpha_{5j} \ln(H_{SA_{t-j}}) + \\ & + \sum_{j=0}^{n_6} \alpha_{6j} \ln(TDM_{SA_{t-j}}) + \theta \end{aligned}$$

$$n_z \leq \text{Maximum lag of variable } Z, Z = 0, 1, \dots, 6 \quad (19)$$

$$\begin{aligned} INF_t = & \sum_{i=1}^{n_0} \alpha_{0i} \ln(RTHP_{t-i}) + \sum_{j=0}^{n_1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} \alpha_{2j} Q_{RATIO_{t-j}} \\ & + \sum_{j=0}^{n_3} \alpha_{3j} LTV_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_4} \alpha_{4j} \ln(RTR_{SA_{t-j}}) \\ & + \sum_{j=0}^{n_5} \alpha_{5j} \ln(H_{SA_{t-j}}) + \sum_{j=0}^{n_6} \alpha_{6j} \ln(TDM_{SA_{t-j}}) + \theta \end{aligned}$$

$$n_z \leq \text{Maximum lag of variable } Z, Z = 0, 1, \dots, 6 \quad (20)$$

RTHP: قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در تهران، INF: نرخ تورم عمومی، Q_RATIO: نسبت Q توبین، LTV: نسبت وام به ارزش، RTR: اجاره بهای واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در تهران، H: موجودی مسکن در تهران، θ : پسماند (مؤلفه‌ی حبابی)، C: مقدار ثابت و α ضریب متغیر Z ام با وقفه‌ی Z ام می‌باشد.^۱ در این رابطه که یک الگوی VAR ساختاری می‌باشد، با توجه به ارتباط دوسویه‌ی متغیر قیمت واقعی مسکن و نرخ تورم عمومی و مبانی نظری تورم سمت عرضه، این دو متغیر در مدل به صورت درون‌زا و سایر متغیرها برون‌زا می‌باشد.

۱. 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 و حرف SA در انتهای متغیر نمایانگر فصلی زدایی کردن متغیرها با ARIMA X12 می‌باشد.

۲.۳. تعیین متغیرهای مدل دوم

در این مرحله از یک سو متغیرهای توضیحی حباب، قیمت دارایی‌ها در بازارهای جانشین مسکن به عنوان معیاری از چگونگی عملکرد این بازارها انتخاب می‌شود. دلیل منطقی برای رابطه‌ی متقابل قیمت مسکن و قیمت دارایی‌های مالی آن است که افزایش قیمت یکی از دارایی‌ها می‌تواند تقاضا برای دیگر دارایی‌ها را به دلیل راهبرد تخصیص پرتفوی بالا ببرد (قلی‌زاده ۱۳۸۸). اثر حجم نقدینگی نیز در تشکیل حباب قیمت مسکن بررسی می‌شود (عابدین درکوش و رحیمیان ۱۳۸۸). افزون بر این، اثر سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دولت بر افزایش حجم نقدینگی جامعه و سرازیر شدن آن به سمت یکی از بازارها نیز عاملی اساسی و انکارناپذیر است.

طبق مبانی نظری، بین نرخ ارز و قیمت واقعی مسکن در بلندمدت رابطه‌ی منفی وجود دارد. افزایش ارزش ریال در مقابل دلار سبب حرکت سرمایه‌ها از بخش تجاری به غیر تجاری و در نهایت کاهش قیمت مسکن در اقتصاد می‌شود. براساس مبانی نظری، انتظار می‌رود که نرخ بهره و نرخ ارز اثر منفی، رشد نقدینگی و تولید اثر مثبت یا منفی بر حباب قیمت مسکن داشته باشد.

بر این اساس، الگوی ARDL مؤلفه‌ی حبابی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\theta_t = \sum_{i=1}^{m_0} \beta_{0i} \theta_{t-i} + \sum_{j=0}^{m_1} \beta_{1j} \ln(RM_{2,t-j}) + \sum_{j=0}^{m_2} \beta_{2j} \ln(RR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_3} \beta_{3j} \ln(RGDP_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_4} \beta_{4j} \ln(BMWPI_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_6} \beta_{6j} \ln(TEPIX_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_7} \beta_{7j} \ln(EXC_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_8} \beta_{8j} \ln(RGOLD_{t-j})$$

$$m_x \leq \text{Maximum lag of variable } X, \quad X = 0,1,2,3,4,5,6,7,8 \quad (21)$$

در این رابطه؛ RM_2 : حجم نقدینگی واقعی کشور، RR : نرخ واقعی بهره، $RGDP$: تولید ناخالص داخلی واقعی، $BMWPI$: شاخص عمده فروشی مصالح ساختمانی، $TEPIX$: شاخص سهام کل بورس اوراق بهادار تهران، EXC : نرخ ارز بازار آزاد، $RGOLD$: قیمت واقعی سکه و β_{xj} : ضریب متغیر x ام با وقفه j ام می‌باشد. با توجه به جنس متغیرهای انتخاب شده از سوی پژوهشگر برای توضیح حباب، به نظر می‌رسد بررسی اثر نوسانات تصادفی متغیرهای مذکور، رهنمودها و نتایج بهتری

در اختیار محقق قرار دهد. برای این منظور، پیش از برآورد رابطه‌ی (۲۱) به روش ARDL، ابتدا به کمک فیلتر جداسازی سیکل و روند هودریک - پرسکات^۱ جزء سیکلی و روند متغیرهای توضیحی حباب تفکیک شده^۲ و سپس رابطه‌ی (۲۱) با به‌کارگیری جزء سیکلی متغیرهای توضیحی برآورد می‌شود.

۴. تخمین مدل و یافته‌های تحقیق

۴.۱. برآورد الگوی ارزش ذاتی مسکن

با توجه به مقادیر آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم یافته و آماره‌ی فیلیپس - پرون، می‌توان گفت متغیرها از نوع $I(1)$ و ناپایا بوده و با یک مرتبه‌ی تفاضل‌گیری پایا می‌شود. بر اساس معیار شوارتز - بیزین، وقفه‌ی ۲ معیار SBC را حداقل می‌کند، لذا وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی VAR در مدل مورد نظر ۲ در نظر گرفته شده است. پس از تخمین مدل VAR، مربوط به ارزش ذاتی مسکن نتایج زیر به دست آمده است:

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین الگوی اتورگرسیون برداری برای شهر تهران VAR(2)

متغیرهای وابسته		متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته		متغیرهای توضیحی
LRTHP_SA	INF		LRTHP_SA	INF	
۰.۲۷۶-	۱۱/۰۵۷	نسبت وام به	۰/۸۲۶	۱۱/۱۱۸	قیمت واقعی یک
(۰/۰۸۳)	(۶.۲۱۹)	ارزش مسکن	(۰/۱۰۷)	(۸/۰۲۲)	مترمربع زیربنا مسکونی
[-۳/۳۳۴]	[۱.۷۷۷]	LTV	[۷/۷۱۸]	[۱/۳۸۵]	LRTHP_SA(-1)
۰/۴۶۱	۸/۵۲	اجاره بهای واقعی یک متر	-۰/۱۶۷	-۸/۹۷۷	LRTHP_SA(-2)
(۰/۰۸)	(۶)	مربع زیربنای مسکونی	(۰/۰۹)	(۶/۷۵۴)	
[۵/۷۶]	[۱/۴۲]	LRTR_SA	[-۱/۸۵۴]	[-۱/۳۲۹]	

1. Hodrick- Prescott Filter

۲. روندزدایی از متغیرهای توضیحی واقعی و لگاریتمی انجام گرفته است.

متغیرهای وابسته		متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته		متغیرهای توضیحی
LRTHP_SA	INF		LRTHP_SA	INF	
۱/۱۱۲ (۰/۳۰۶) [۳/۶۳۲]	۳/۲۱۷ (۲۲/۹۳) [۰/۱۴]	تعداد خانوار در شهر تهران LTDM_SA	۰/۰۰۰۴۴۸ (۰/۰۰۱) [۰/۳۱۵]	۱/۲۴۲ (۰/۱۰۶) [۱۱/۶۶]	تورم INF(-1)
-۰/۰۷۶ (۰/۱۹) [-۴/۲۷۳]	۰/۱۱۸ (۱۸/۸۶) [۰/۰۰۶]	موجودی مسکن شهر تهران LH_SA	۰/۰۰۱۷۶ (۰/۰۰۱) [۰/۹۵۶]	-۰/۴۱۲ (۰/۱۰۷) [-۳/۸۲۳]	INF(-2)
-۲/۸۴۳ (۱.۴۱۳) [-۲/۰۱]	-۱۰.۸/۴۹ (۱۰۵.۸۳) [-۱/۰۲]	C	۰/۲۷۶ (۰.۰۷۳) [۳/۷۴۸]	-۶/۱۱۳ (۵/۵۱۷) [-۱/۱۰۸]	شاخص Q توبین QT
۲۶۰/۳	۷۱/۵۵	F	۰/۹۶۸ ۰/۹۶۴	۰/۸۹۴ ۰/۸۸۱	R ² \bar{R}^2

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews [] t-statistics و Standard errors in ()
اندیس SA به معنی فصلی زدایی با ARIMA X12 اندیس R به معنای واقعی بودن

به دلیل اینکه متغیرهای نرخ تورم، نسبت Q توبین و نسبت LTV و تعداد خانوار بدون لگاریتم در مدل لحاظ شده‌اند، حال آنکه متغیر وابسته لگاریتمی است؛ ضرایب این متغیرها به کمک فرمول زیر دوباره مورد محاسبه قرار گرفته‌اند تا قابلیت مقایسه با سایر متغیرها را داشته باشند.

$$\alpha_i = \frac{\partial \log(Y)}{\partial \log(X)} = \frac{\partial Y}{\partial X} \times \frac{X}{Y} \quad (22)$$

جدول ۴. ضرایب اصلاح شده متغیرها

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی
LRTHP SA	
۰/۰۰۸۳۹	INF(-1)
۰/۰۲۵۶	INF(-2)
۰/۱۵۷۸	QT
۰/۰۶۷۴	LTV

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به مقادیر t به دست آمده برای متغیرهای مدل پویای تخمینی می‌توان گفت، تأثیر تورم عمومی بر قیمت واقعی مسکن، با یک وقفه و با دو وقفه در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنادار نبوده است. ضریب نسبت Q توبین، اجاره بهای واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در تهران و ضریب تعداد خانوار در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنادار بوده و این متغیرها رابطه‌ای مستقیم با قیمت واقعی مسکن داشته است. ضریب نسبت LTV و متغیر موجودی مسکن نیز، در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنادار بوده و رابطه‌ای معکوس با قیمت واقعی مسکن داشته است. در این مدل، تعداد خانوار با داشتن ضریب $-1/112$ دارای بیشترین کشش قیمتی معنادار و نسبت وام به ارزش با داشتن ضریب $0/0674$ ، دارای کم‌ترین کشش قیمتی معنادار می‌باشد.

آزمون هم‌انباشتگی

زمانی که متغیرهای ناپایا هم‌انباشته باشند، در حین تفاضل‌گیری، اطلاعات بلندمدت بین متغیرها از دست می‌رود و سبب وارد آمدن لطمه به کارایی الگوی تخمین می‌شود. بدین منظور لازم است آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل انجام شود. نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به نتایج آزمون‌های اثر و بزرگ‌ترین مقدار ویژه، وجود ۲ بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود.

جدول ۵. آزمون هم‌انباشتگی (Co integration)

مقدار بحرانی ۵٪	حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی ۵٪	آماره‌ی آزمون اثر	Pvalue	فرضیه‌ی صفر
۱۲/۱۶۴	۵۳/۹۸	۱۵/۴۹۴	۷۳/۴۲۶	۰۰/۰	عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی
۳/۸۴۱	۱۹/۴۴۵	۳/۸۴۱	۱۹/۴۴۵	۰۰/۰	وجود حداکثر ۱ رابطه‌ی هم‌انباشتگی

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews

بنابراین، بردار هم‌انباشته نرمال شده به صورت زیر می‌باشد:

$$LRTHP = 010188 * INF \quad (23)$$

به دلیل اینکه متغیر نرخ تورم بدون لگاریتم در مدل لحاظ شده است، حال آنکه

متغیر وابسته لگاریتمی است؛ ضریب این متغیر دوباره مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

$$LRTHP = 19148 * INF \quad (24)$$

این ضریب نشان می‌دهد که به ازای یک درصد تغییر نرخ تورم، قیمت یک مترمربع واحد مسکونی در بلندمدت در تهران به میزان ۱/۹۱ درصد تغییر خواهد کرد.

آزمون ریشه‌ی واحد جزء پسماند

در این قسمت برای اطمینان از پایایی و ناپایایی جزء پسماند در مدل مورد نظر، پسماند مدل VAR به دست آمده (با متغیر وابسته LRTHP_SA) است. نتایج بیانگر این است که جزء پسماند پایا می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد جزء پسماند (سطح معناداری ۵ درصد)

جزء پسماند					
آماره‌ی پرون		آماره‌ی دیکی فولر تعمیم یافته (معیار آکاییک)		آماره‌ی دیکی فولر تعمیم یافته (معیار شوارز - بی‌زین)	
با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و بدون روند
-۶/۸۲	-۶/۸۶	-۴/۶۷	-۴/۷	-۶/۶۷	-۴/۷
مقدار بحرانی		مقدار بحرانی		مقدار بحرانی	
-۴	-۲/۸۹	-۳/۴۶	-۲/۸۹	-۳/۴۶	-۲/۸۹
نتیجه		نتیجه		نتیجه	
پایا	پایا	پایا	پایا	پایا	پایا

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews

نتایج برآورد مدل کوتاه مدت تصحیح خطا ارزش ذاتی مسکن (ECM) به منظور بررسی رفتار دینامیکی کوتاه مدت متغیرهای تحت بررسی به شرح جدول ۷ می‌باشد:

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد الگوی کوتاه مدت ارزش ذاتی مسکن

متغیر	تعریف متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
D(LRTHP_SA(-1))	قیمت واقعی یک مترمربع	۰/۱۵۴۷	۰/۰۹۳۶	۱/۶۵۲
D(LRTHP_SA(-2))	زیربنای مسکونی شهر تهران	۰/۰۵۵۶	۰/۰۹۷۲۶	۰/۵۷۲
D(INF(-1))	نرخ تورم	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱۵	-۰/۷۱۷
D(INF(-2))		-۰/۰۰۲	۰۰۰۰۱۶	-۱/۶۲۹
QT	شاخص توبین	۰/۳	۰/۰۸	۳/۷۴۳
LTV	نسبت وام به ارزش مسکن	-۰/۲۹۴	۰/۰۹۲۳	-۳/۱۸۷
LRTR_SA	اجاره بهای واقعی	۰/۳۹۵	۰/۰۸۴۶	۴/۶۶۸
LTDM_SA	تعداد خانوار در شهر تهران	۱/۱۹۳	۰/۳۱۱	۳/۸۳۷
LH_SA	موجودی مسکن شهر تهران	-۱/۰۹۴	۰/۲۶۱	-۴/۱۸۵
C		-۴/۲۶۰	۱/۴۵۸	-۲/۹۱۹
ECM(-1)		-۰/۳۵۳	۰۵۱۰/	۹۳۶-۶/

مأخذ: محاسبات محقق با نرم افزار Eviews

ضرایب اصلاح شده‌ی سه متغیر که بدون لگاریتم در مدل لحاظ شده به صورت زیر

است:

جدول ۸. ضرایب اصلاح شده متغیرها

متغیر	تعریف متغیر	ضرایب اصلاح شده
D(INF(-1))	نرخ تورم	-۰/۰۲۰۴
D(INF(-2))		-۰/۰۵۰۵
QT	شاخص توبین	۰/۱۷۲
LTV	نسبت وام به ارزش مسکن	-۰/۰۷۱

ضرایب متغیرهای ذاتی در مدل تصحیح خطا (ECM) همگی غیر از تفاضل‌های مرتبه‌ی یک و دو نرخ عمومی تورم در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنادار هستند،

ضریب تصحیح خطا (ECM) نشان می‌دهد در هر دوره حدوداً ۰/۳۵۳ اختلاف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود بر می‌گردد. عدم معنی‌دار بودن ضریب تصحیح خطا عدم علیت گرنجری متغیرهای الگو شده به سمت متغیر وابسته یعنی قیمت واقعی مسکن می‌باشد که این یافته نتایج آزمون علیت گرنجر را نیز تأیید می‌کند.

فقط در مورد این دسته از پژوهش‌ها می‌توان از ضریب تصحیح خطا به‌عنوان معیاری جهت تشخیص ریسک ترکیدن حباب در یک دوره بهره‌جست. پس ریسک ترکیدن حباب مسکن عدد کوچکی است و سرمایه‌گذاران مسکن به یکباره دچار زیان شدید نمی‌شوند؛ چراکه فرصت کافی برای تغییر موضع و اتخاذ تصمیم مقتضی را دارند.

۲.۴. برآورد الگوی حباب قیمت مسکن تهران

پس از تخمین معادله‌ی اول، معادله‌ی مربوط به مؤلفه‌ی حبابی (معادله‌ی ۲۱) بررسی می‌شود. بر اساس داده‌های جدول (۹)، متغیرها پایا می‌باشند. همچنین دو وقفه‌ی بهینه برای تخمین مدل بر اساس معیار آکائیک (AIC) به‌دست آمده است.

جدول ۹. نتایج آزمون ریشه واحد حالت بدون عرض از مبدا و روند (سطح معناداری ۵٪)

نتیجه	آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)				متغیر
	فیلیپس-پرون	آکائیک	شوارز-بیزین	مقدار بحرانی	
پایا	-۶/۸۸	-۴/۶۴	-۴/۶۴	-۱/۹۴	حباب قیمت مسکن
پایا	-۴/۳۷	-۳/۲۴	-۳/۲۴	-۱/۹۴	حجم نقدینگی واقعی
پایا	-۳/۴۲	-۲/۵۶	-۲/۵۶	-۱/۹۴	نرخ واقعی بهره
پایا	-۱۳/۳۱	-۳/۵۹	-۳/۵۹	-۱/۹۴	تولید ناخالص داخلی واقعی
پایا	-۸/۸۰	-۴/۹۶	-۴/۹۶	-۱/۹۴	شاخص عمده فروشی مصالح ساختمانی
پایا	-۳/۰۱	-۲/۳۱	-۲/۳۱	-۱/۹۴	شاخص کل بورس اوراق بهادار
پایا	-۳/۵۲	-۳/۲۸	-۳/۲۸	-۱/۹۴	نرخ ارز
پایا	-۲۵/۳	-۹۲/۲	-	-۱/۹۴	قیمت واقعی سکه

مأخذ: محاسبات محقق با نرم افزار Eviews

- **نرخ واقعی بهره (RR):** در الگوی پویا این متغیر در سطح (بدون وقفه) و با یک وقفه معنادار است و علامت متغیر با یک وقفه مطابق انتظار و تئوری سازگار می‌باشد. مقدار ضریب نرخ واقعی بهره برابر $0/0048$ - است و یعنی اگر نرخ واقعی بهره یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن در دوره‌ی بعد حدود $0/0048$ درصد کاهش خواهد یافت.

- **شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (LTEPIX):** در الگوی پویای این متغیر بدون وقفه و با یک وقفه معنادار است، اما ضریب این متغیر با یک وقفه نسبت به ضریب آن بدون وقفه دارای کشش حباب قیمتی بیشتری می‌باشد و علامت متغیر با یک وقفه مطابق انتظار و تئوری سازگار است. مقدار ضریب شاخص کل قیمت سهام با یک وقفه برابر $0/111$ است و بدین معناست که اگر شاخص سهام یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن در دوره‌ی بعد حدود $0/111$ درصد افزایش خواهد یافت.

- **قیمت سکه (LRGOLD):** در الگوی پویای این متغیر با یک وقفه معنادار است، مقدار ضریب قیمت سکه برابر $0/114$ - است، یعنی اگر قیمت سکه یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن حدود $0/114$ درصد کاهش خواهد یافت.

- **نرخ ارز (LEXC):** در الگوی پویای این متغیر معنادار نبوده است.

بررسی انحراف از فروض کلاسیک در مدل

با استفاده از آزمون‌های تشخیصی نرم افزار Microfit انحراف از فروض کلاسیک بررسی شده است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون‌های تشخیصی

	آماره‌ی LM	آماره‌ی F
Serial Correlation	$CHSQ(4) = 7/796 (0/99)$	$F(4/66) = 1/6449 (0/173)$
Functional Form	$CHSQ(1) = (0/886) 0/2065$	$F(1,69) = 1.7842 (1/86)$
Normality	$CHSQ(2) = (12/3269) (0/002)$	Not applicable
Heteroscedasticity	$CHSQ(1) = 0/054621 (0.815)$	$F(1,84) = 0.03385 (0.818)$

مأخذ: محاسبات تحقیق

آماره‌ی LM برای تشخیص وجود یا عدم وجود خودهمبستگی برابر با ۷/۷۹۶۰ با حداقل سطح معناداری ۰/۰۹۹، LM برای تشخیص عدم تورش تصریح برابر ۲/۱۶۷۸ با حداقل سطح معنادار ۰/۱۴۱، آماره‌ی LM برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر ۱۲/۳۲ با حداقل سطح معناداری ۰/۰۰۲ و مقدار این آماره برای تشخیص واریانس همسانی برابر ۰/۰۵۴ و حداقل سطح معناداری این آماره‌ی ۰/۸۱۵ به دست آمده است، یعنی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت خودهمبستگی و تورش تصریح وجود ندارد، توزیع جملات پسماند نرمال بوده و واریانس همسان است. در این مدل مقدار \bar{R}^2 برابر ۲۳/۷ درصد می‌باشد، با توجه به این که رگرسیون انجام گرفته بر روی پسماندهای مدل اول (الگوی ارزش ذاتی) انجام گرفته است، انتظار نمی‌رود توضیح دهندگی مدل مقادیر بالایی باشد. در برخی از پژوهش‌های انجام شده مقادیر کوچکتر از ۵ درصد نیز برای این دو مقدار گزارش شده است. در این شرایط می‌توان گفت توضیح دهندگی مدل دوم (برازش شده بر روی پسماندها بر اساس الگوی توبیین) قابل قبول است. برای بررسی وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی در مدل، می‌توان از مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر استفاده کرد. کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق همانند رابطه‌ی (۲۶) محاسبه شده است:

$$t - \text{statistic} = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{a}_i}} \quad (26)$$

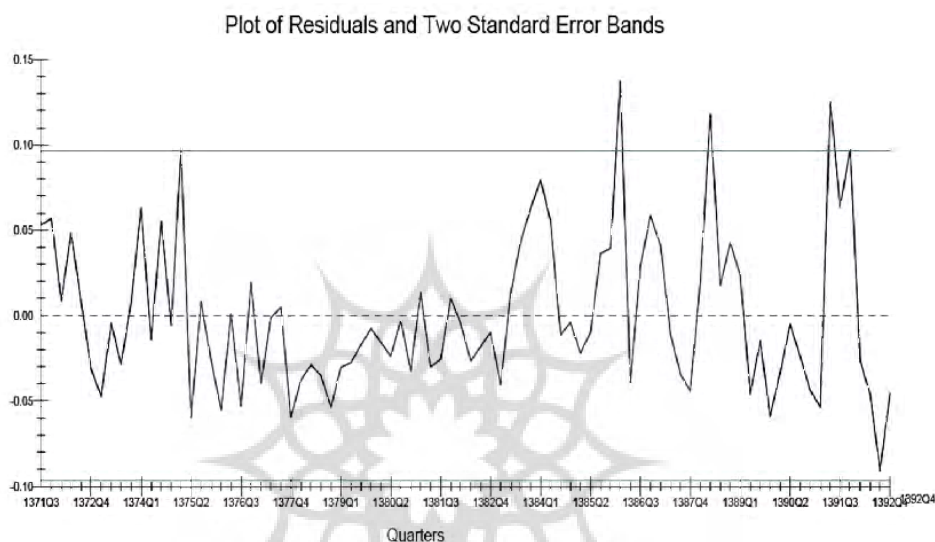
$$t - \text{statistic} = \frac{040136 - 1}{023574} = -253$$

از آن جا که مقدار آماره‌ی t این الگو برابر ۲/۵۳- بوده و مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای ۵ متغیر مستقل و بیشتر، با تعداد نزدیک به ۱۰۰ مشاهده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴/۳- می‌باشد، بنابراین وجود یک رابطه‌ی بلندمدت برای حساب قیمت مسکن تأیید نمی‌شود. این نتیجه از آن جا که اصولاً حساب، پدیده‌ای مربوط به کوتاه مدت و میان مدت است، با تئوری‌های اقتصاد مسکن نیز سازگار می‌باشد.

۵. جمع بندی

براساس نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای ارزش ذاتی مسکن و تأیید اعتبار مدل و جزء پسماند مدل (حباب) این نتیجه حاصل می‌شود که تغییرات توضیح داده شده

توسط متغیرهای توضیحی در مقایسه با تغییرات توضیح داده نشده (خطاها) معنی دار و جزء پسماند پایا می‌باشد و آن را می‌توان به عنوان حباب قیمت مسکن شهر تهران پذیرفت. با توجه به نتایج حاصل از تخمین الگوی ارزش ذاتی مسکن شهر تهران، منحنی پسماندها و خطوط دو انحراف معیار به صورت زیر به دست آمده است:

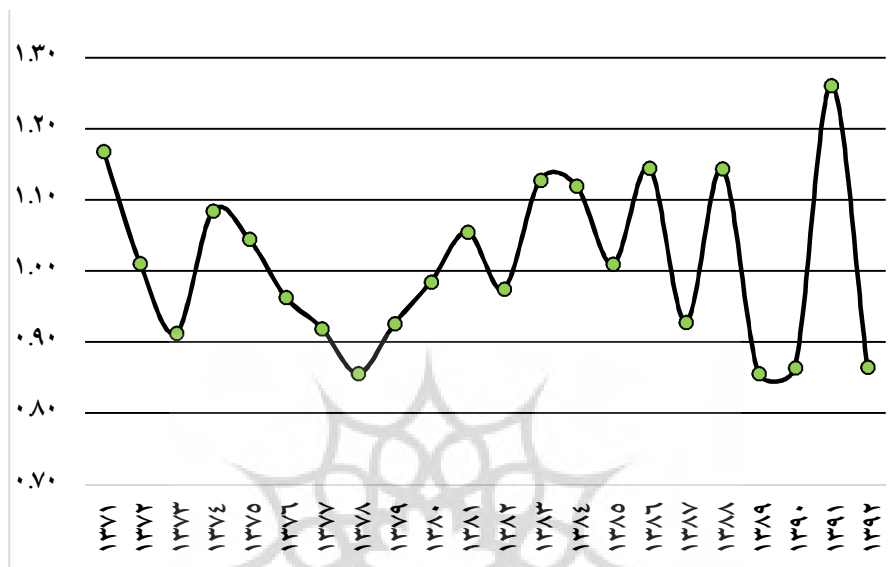


نمودار ۱. منحنی پسماندها (حباب) و خطوط دو انحراف معیار

در نمودار بالا، روند پسماندها (مؤلفه‌ی حبابی) رسم شده است که در برخی سال‌ها حباب، مثبت و در برخی دیگر حباب منفی مشاهده می‌شود. بیشترین حباب منفی در سال‌های ۷۸ با $۳/۸۷$ - درصد و در سال ۸۹ با $۳/۸۶$ - درصد و بیشترین حباب مثبت در سال‌های ۷۱ با $۳/۹۱$ درصد و ۹۱ با $۵/۸۱$ درصد بوده است.

نمودار (۲)، روند تشکیل حباب و ترکیدن آن را به این صورت نشان می‌دهد که بعد از سال ۱۳۷۱ به تدریج سهم حباب از قیمت واقعی کاهش پیدا کرده و در سال ۱۳۷۸ به پایین‌ترین مقدار خود رسیده است. بعد از سال ۱۳۷۸ باز سهم حباب از قیمت واقعی مسکن افزایش یافته و در سال ۱۳۸۶ به بالاترین مقدار خود رسیده است (تشکیل حباب) بعد از سال ۱۳۸۶ به تدریج سهم حباب از قیمت واقعی مسکن کاهش یافته و در سال ۱۳۸۹ به پایین‌ترین مقدار نزول کرده است (سقوط حباب) و بعد از آن

دوباره سهم حساب از قیمت واقعی مسکن افزایش یافته و در سال ۱۳۹۱ به بالاترین مقدار خود رسیده است.



نمودار ۲. سهم حساب از قیمت واقعی مسکن

وجود حساب در بازار مسکن شهر تهران در سال‌های ۱۳۷۱، ۱۳۸۶ و ۱۳۹۲ تأیید می‌شود. این نتیجه با پژوهش‌های عاشری (۱۳۸۸) بیابانی و خسروی (۱۳۹۰) سازگار است. همچنین وجود رکود سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان در دوره‌ی ۸۵-۸۴ و رونق ۸۵ تا نیمه‌ی اول ۸۷ با نتایج سازگار است. افزون بر این متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و نرخ بهره‌ی واقعی از مهم‌ترین عوامل شکل‌گیری حساب قیمت مسکن در ایران به شمار می‌روند، بنابر این ابزار سیاست پولی بر بخش مسکن مؤثر است.

منابع

۱. ابراهیمی، حسن (۱۳۹۱). ارزیابی حساب قیمتی در بازار مسکن ایران مبتنی بر مدل ساختاری تعیین قیمت مسکن: داده‌های پانل استانی ۱۳۷۵-۱۳۹۱. پایان‌نامه. صنعتی شریف.
۲. اصلانی، پروانه و خسروی، تقوا (۱۳۹۱). تحلیل عوامل مؤثر بر حساب قیمت مسکن در تهران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی (۱) ۲۰:۱۳۲-۱۰۵.

۳. بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۸۴). بررسی وجود حباب‌های تورمی عقلایی. مطالعه‌ی موردی اقتصاد ایران، (۱۳۸۲-۱۳۴۰). پایان نامه، دانشگاه مازندران.
۴. بیابانی، جهانگیر و خسروی، تقوا (۱۳۹۰). شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سال‌های ۷۸-۱۳۷۱ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری q توبین)، پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی (۱) ۱۸۲:۲-۱۳۱.
۵. درخشان، مسعود (۱۳۸۷). ماهیت و علل بحران مالی ۲۰۰۸ و تأثیر آن بر اقتصاد ایران، تهران: مجمع تشخیص مصلحت نظام. مرکز تحقیقات استراتژیک.
۶. عابدین درکوش، سعید و رحیمیان، سارا (۱۳۸۸). تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره‌ی (۸۵-۱۳۷۰) با تأکید بر گروه بندی شهری، فصلنامه‌ی اقتصاد مسکن. شماره‌ی ۴۶.
۷. عاشری، مصطفی (۱۳۸۸). تحلیل و تبیین حباب قیمت مسکن در تهران، پایان نامه، دانشگاه بوعلی سینا همدان.
۸. فکری ایلخچی، امیر (۱۳۹۱). بررسی و تعیین حساسیت عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در شهر تهران، پایان‌نامه. دانشگاه شهید بهشتی.
۹. قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۸۸). حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده‌ی آن در ایران. فصلنامه‌ی علمی اقتصاد مسکن شماره‌ی ۴۶.
۱۰. قلی‌زاده، علی اکبر و کامیاب، بهناز (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت مسکن در بازار مسکن (مطالعه‌ی موردی ایران)، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۵۸.
۱۱. میرزاوند، گلزار (۱۳۹۰). بررسی الگویی برای حباب قیمت در بازار مسکن ایران، پایان نامه، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران مرکزی.
۱۲. نظری، عظیم (۱۳۸۷). بررسی حباب قیمتی در بازار مسکن ایران، پایان نامه، صنعتی شریف.
13. Adalid, R., & Detken, C. (2007). Liquidity shocks and asset price boom/bust cycles.
14. Allen, F., & Gale, D. (2000). Bubbles and crises. The economic journal, 110(460), 236-255.
15. Baker, D. (2002). The run-up in home prices: Is it real or is it another bubble.
16. Black, A., Fraser, P., & Hoesli, M. (2006). House prices, fundamentals and bubbles. Journal of Business Finance & Accounting, 33(9-10), 1535-1555.

17. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2), 299-362.
18. Chan, H. L., Lee, S. K., & Woo, K. Y. (2001). Detecting rational bubbles in the residential housing markets of Hong Kong. *Economic Modelling*, 18(1), 61-73.
19. Clark, S. P., & Coggin, T. D. (2011). Was there a US house price bubble? An econometric analysis using national and regional panel data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(2), 189-200.
20. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
21. Kim, B. H., & Min, H. G. (2011). Household lending, interest rates and housing price bubbles in Korea: Regime switching model and Kalman filter approach. *Economic Modelling*, 28(3), 1415-1423.
22. Kivedal, B. K. (2013). Testing for rational bubbles in the US housing market. *Journal of Macroeconomics*, 38, 369-381.
23. Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The quarterly journal of economics*, 729-752.
24. Ren, Y., Xiong, C., & Yuan, Y. (2012). House price bubbles in China. *China Economic Review*, 23(4), 786-800.
25. Shen, Y., Chi-man Hui, E., & Liu, H. (2005). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai. *Management Decision*, 43(4), 611-627.
26. Shih, Y. N., Li, H. C., & Qin, B. (2014). Housing price bubbles and inter-provincial spillover: Evidence from China. *Habitat International*, 43, 142-151.
27. Siegel, J. J. (2003). What is an asset price bubble? An operational definition. *European financial management*, 9(1), 11-24.
28. Smith, M. H., Smith, G., & Thompson, C. (2005). When is a Housing Bubble Not a Housing Bubble? Unpublished Paper.
29. Smith, V. L., Suchanek, G. L., & Williams, A. W. (1988). Bubbles, crashes, and endogenous expectations in experimental spot asset markets. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1119-1151.
30. Sorensen, J. K. (2006). The Dynamics of House Prices-International Evidence. Available at SSRN 1273183.
31. Stiglitz, J. E. (1990). Symposium on bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 13-18.
32. Wheaton, W., & Nechayev, G. (2008). The 1998-2005 Housing "Bubble" and the Current "Correction": What's Different This Time? *Journal of Real Estate Research*, 30(1), 1-26.