تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۱، بهار ۹۶/ ص ۱۸۶-۱۶۳

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

رضانصراصفهانی*[۱]، بابک صفاری[۲]، محمدرضا لطیفی[۳]
۱. استادیار، دانشکده‌ی کارآفرینی هنر و گردشگری دانشگاه هنر اصفهان، r.nasr@aui.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 مبانی 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 ۰/۰۰۴۸، کم اهمیت‌ترین متغیر توضیحی حباب قیمت مسکن در شهر تهران است.

**طبقه بندی JEL:** R31، R21، C01

**کلید واژه‌ها:** بازار مسکن، ارزش ذاتی مسکن، حباب قیمت مسکن، مدل اتورگرسیون برداری VAR، مدل ARDL

---

* نویسنده‌ی مسئول، ۰۹۱۳۳۱۵۲۴۴۴

Archive of SID

www.SID.ir

## 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)

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} a^i E_t d_{t+1} \quad , \quad a = \frac{1}{1+r} \qquad (۱)$$

$$\overline{P}_t = P_t + b_t \qquad (۲)$$

$E_t d_{t+1}$، منافع انتظاری دوره‌ی $t+1$ در دوره‌ی t، $P_t$ قیمت ذاتی و r نرخ بهره است. رابطه‌ی (۲)، قیمت بازاری را نشان می‌دهد که در آن $\overline{P}_t$ 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:

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۱. تعاریف مختلف حباب**

| نام | تعریف |
|---|---|
| اسمیت و همکاران [1] (۲۰۰۵) | شرایطی که در پی آن قیمت برخی از دارایی‌ها مثل سهام و بازار املاک به‌سرعت از قیمت فعلی آن بالاتر می‌رود و از طریق محاسبه و پیش‌بینی جریان درآمد به دست می‌آید. |
| کال ورلی [2] (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 [3] (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 [4] (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 [5] (۲۰۰۰) | خصلت‌های انسانی از قبیل طمع، خوش‌بینی و ذهنیت گله وار، منجر به خرید و فروش افراطی دارایی‌ها (بورس بازی) شده و همین امر مایه‌ی پیدایش حباب در اقتصاد می‌شود. |
| استیگلیتز [6] (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. Stiglitiz

Archive of SID

www.SID.ir

کیس و شیلر (۲۰۰۳)، انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی بازار مسکن آنجلابلک[1] (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[2] ۱۹۸۸). برای تشکیل حباب دلایل دیگری نیز ذکر شده است. مهم ترین دلایل پیدایش حباب در شکل زیر به طور خلاصه آمده‌است:

**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[3] 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

Archive of SID

www.SID.ir

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[1] 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[2] (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[3] (۲۰۱۳) | بازارمسکن ایالات‌متحده | 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[4] (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[5] (۲۰۱۱) | کره‌جنوبی، ۲۰۰۳-۱۹۸۶ | مدل تغییر رژیم و روش فیلتر کالمن | حباب قیمت مسکن با افزایش وام مسکن و تولید صنعتی افزایش‌یافته است، درحالی‌که این حباب با نرخ بهره کاهش‌یافته 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

Archive of SID

www.SID.ir

| نام محققان | قلمرو مکانی و دوره‌ی زمانی | تکنیک و روش مورد استفاده | نتیجه‌گیری مطالعات |
|---|---|---|---|
| کلارک و کوگین[1] (۲۰۱۱) | ایالات‌متحده، سه ماه‌ی اول ۱۹۷۵ تا سه‌ماهه دوم ۲۰۰۵ | مدل VECM | قیمت مسکن ایالات متحده و متغیرهای اقتصادی ذاتی مورد بررسی متغیرهای ریشه‌ی واحد و بدون هم انباشتگی هستند. (ناهنجاری مهم معرفی‌شده توسط برخی از مطالعات دیگر را تأیید می‌کند) |
| سوئرنسن[2] (۲۰۰۶) | آمریکا، انگلیس، هلند | ترکیب مدل پوتربا و توبین (مدل VECM) | حباب موضوعی کوتاه‌مدت است. |
| شن[3] (۲۰۰۵) | پکن و شانگهای | VAR | وجود حباب در قیمت مسکن شانگهای در سال ۲۰۰۳ به‌اندازه‌ی ۲۲ درصد را تأیید کرده و حباب در پکن را تأیید نمی‌کند. |
| اصلانی 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

Archive of SID

www.SID.ir

| نام محققان | قلمرو مکانی و دوره‌ی زمانی | تکنیک و روش مورد استفاده | نتیجه‌گیری مطالعات |
|---|---|---|---|
| فکری ایلچی، دورکوش و نوفرستی (۱۳۹۱) | بازار مسکن تهران ۱۳۸۹-۱۳۷۱ | روش جوهانسون و جوسیلیوس روش قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای | در ابتدا وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت قیمت مسکن و عوامل بنیادی تأیید شده است<br>براساس مدل ارزش گذاری 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 ۱۳۸۵را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که حباب از عوامل مهم تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در تهران است. |

Archive of SID

www.SID.ir

## 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[1] (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 صرفا 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 $\delta$ مستهلک می‌شوند.
- هزینه‌ی تعمیر و نگهداری ($\kappa$)، برابر با کسری از ارزش جاری مسکن است.
- بناهای ساختمانی، مشمول مالیات بر دارایی معادل نرخ $\mu$ است.
- برای همه‌ی افراد نرخ نهایی مالیات بر درآمد برابر $\theta$ 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 تصمیم گیری، 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،

---

1. Poterba

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

$$\dot{q}_t = -R(\bar{H}_t) + v_t q_t \qquad (۱۵)$$

$$\dot{\bar{H}} = I(Q)H \qquad (۱۶)$$

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

$$q_t = \frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{v} \text{ and } I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \qquad (۱۷)$$

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 ($\theta$) می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HP_t = HP_t^* + \theta \qquad (۱۸)$$

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 تورمINF، نسبت LTV (Loan-To-Value)

متغیرهای مؤثر بر بازده: اجاره R، درآمد سرانه Y، موجودی مسکن H، جمعیت DM

۲. نسبت Q توبین

۳. جزء اخلال (پسماند) ($\theta$)

---

1. Corporate Income

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین، الگوی VAR نامقید جهت برآورد ارزش ذاتی مسکن می‌تواند بـه فـرم زیـر باشد:

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

$$n_z \leq \text{Maximum lag of variable } Z\,, Z = 0,1,\dots,6 \qquad (۱۹)$$

$$INF_t = \sum_{i=1}^{n_0} \alpha_{0i} \ln(RTHP_{t-i}) + \sum_{j=0}^{n_1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} \alpha_{2j} Q_{RATIO_{t-j}} + \sum_{j=0}^{n_3} \alpha_{3j} LTV_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_4} \alpha_{4j} \ln(RTR_SA_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n_5} \alpha_{5j} \ln\left(H_{SA_{t-j}}\right) + \sum_{j=0}^{n_6} \alpha_{6j} \ln(TDM_SA_{t-j}) + \theta$$

$$n_z \leq \text{Maximum lag of variable } Z\,, Z = 0,1,\dots,6 \qquad (۲۰)$$

RTHP: قیمت واقعـی یـک مترمربـع واحـد مسـکونی در تهـران، INF: نـرخ تـورم عمومی، Q _RATIO: نسبت Q توبین، LTV: نسبت وام بـه ارزش، RTR: اجـاره بهـای واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در تهران، H: موجودی مسکن در تهـران، $\theta$ : پسـماند (مؤلفه‌ی حبابی)، C: مقدار ثابت و $\alpha$ ضریب متغیر z ام با وقفه‌ی j ام می‌باشد[۱].

در این رابطه که یک الگوی VAR ساختاری می‌باشد، با توجه به ارتباط دوسـویه‌ی متغیر قیمت واقعی مسکن و نرخ تورم عمومی و مبانی نظری تورم سمت عرضه، ایـن 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.

Archive of SID

www.SID.ir

### ۳.۲. 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:

$$\theta_t = \sum_{i=1}^{m_0} \beta_{0i}\theta_{t-i} + \sum_{j=0}^{m_1} \beta_{1j}\ln(RM2_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_2} \beta_{2j}\ln(RR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_3} \beta_{3j}\ln(RGDP_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_4} \beta_{4j}\ln(BMWPI_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_6} \beta_{6j}\ln(TEPIX_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_7} \beta_{7j}\ln(EXC_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_8} \beta_{8j}\ln(RGOLD_{t-j})$$

$$m_x \leq \text{Maximum lag of variable X},\ X = 0,1,2,3,4,5,6,7,8 \qquad (۲۱)$$

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 $\beta_{xj}$: ضریب متغیر x ام با وقفه j ام می‌باشد.

با توجه به جنس متغیرهای انتخاب شده از سوی پژوهشگر برای توضیح حباب، به‌نظر می‌رسد بررسی اثر نوسانات تصادفی متغیرهای مذکور، رهنمودها و نتایج بهتری

Archive of SID

www.SID.ir

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

1. Hodrick- Prescott Filter

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews Standard errors in ( ) & t-statistics 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.

$$\alpha_i = \frac{\partial \log(Y)}{\partial \log(X)} = \frac{\partial Y}{\partial X} \times \frac{X}{Y} \qquad (۲۲)$$

**جدول ۴. ضرایب اصلاح شده متغیرها**

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

مأخذ: محاسبات پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

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 ۱/۱۱۲- دارای بیشترین کشش قیمتی معنادار و نسبت وام به ارزش با داشتن ضریب ۰/۰۶۷۴، 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 هم انباشتگی در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود.

**جدول ۵. آزمون هم‌انباشتگی (Co integration)**

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

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews

بنابراین، بردار هم‌انباشته نرمال شده به صورت زیر می‌باشد:

$$LRTHP = 0.10188 * INF \quad (۲۳)$$

به‌دلیل اینکه متغیر نرخ تورم بدون لگاریتم در مدل لحاظ شده‌است، حال آنکه متغیر وابسته لگاریتمی است؛ ضریب این متغیر دوباره مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

$$LRTHP = 1.9148 * INF \quad (۲۴)$$

Archive of SID

www.SID.ir

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 به‌دست آمده (با متغیر وابسته LRTHP_SA) است. نتایج بیانگر این است که جزء پسماند پایا می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول (۶) ارائه شده‌است:

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

| **جزء پسماند** | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **آماره‌ی دیکی فولر تعمیم یافته (معیار شوارز- بیزین)** | | **آماره‌ی دیکی فولر تعمیم یافته (معیار آکاییک)** | | **آماره‌ی پرون** | |
| با عرض از مبدا و بدون روند | با عرض از مبدا و روند | با عرض از مبدا و بدون روند | با عرض از مبدا و روند | با عرض از مبدا و بدون روند | با عرض از مبدا و روند |
| -۴/۷ | -۶/۶۷ | -۴/۷ | -۴/۶۷ | -۶/۸۶ | -۶/۸۲ |
| مقدار بحرانی | | مقدار بحرانی | | مقدار بحرانی | |
| -۲/۸۹ | -۳/۴۶ | -۲/۸۹ | -۳/۴۶ | -۲/۸۹ | -۴ |
| 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 کوتاه‌مدت متغیرهای تحت بررسی به شرح جدول ۷ می‌باشد:

Archive of SID

www.SID.ir

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

| متغیر | تعریف متغیر | ضرایب | انحراف معیار | آماره‌ی t |
|---|---|---|---|---|
| D(LRTHP_SA(-1)) | قیمت واقعی یک مترمربع زیربنای مسکونی شهر تهران | ۰/۱۵۴۷ | ۰/۰۹۳۶ | ۱/۶۵۲ |
| D(LRTHP_SA(-2)) | | ۰/۰۵۵۶ | ۰/۰۹۷۲۶ | ۰/۵۷۲ |
| D(INF(-1)) | نرخ تورم | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۱۵ | -۰/۷۱۷ |
| D(INF(-2)) | | -۰/۰۰۲ | ۰.۰۰۱۶ | -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،

Archive of SID

www.SID.ir

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 بهره جست. 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.

### ۴.۲. 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%)**

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

مأخذ: محاسبات محقق با نرم افزار Eviews

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج حاصل از برآورد به روش ARDL(۲،۲،۱،۱،۰،۱،۰،۲) الگوی پویای حباب قیمت مسکن تهران با کمک نرم افزار Microfit4.1 در جدول (۱۰) ارائه شده است.

**جدول۱۰. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای حباب قیمت مسکن**

| نام متغیر | تعریف متغیر | ضرایب | انحراف معیار | آماره‌ی t |
|---|---|---|---|---|
| HB(-1) | حباب مسکن | ۰/۲۷۵ | ۰/۱۱۷ | ۲/۳۵ |
| HB(-2) | | ۰/۱۲۵ | ۰/۱۱۸ | ۱/۰۶۱ |
| LRM2CY | رشد نقدینگی | ۰/۰۳ | ۰/۱۶۳ | ۰/۱۸۵ |
| LRM2CY(-1) | | -۰/۱۶۳ | ۰/۱۰۵ | -۱/۵۴۷ |
| LRM2CY(-2) | | ۰/۲۶۶ | ۰/۱۳۵ | -۱/۹۷۰ |
| RRCY | نرخ بهره‌ی واقعی | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۲ | -۲.۲ |
| RRCY(-1) | | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۲ | ۱/۹۱۱ |
| LRGDPCY | نرخ رشد تولید ناخالی داخلی | ۰/۰۱۰۹ | ۰/۰۵۲ | ۰/۲۰۶ |
| LRGDPCY(-1) | | -۰/۰۹ | ۰/۰۵۲ | -۱/۷۱۱ |
| LTEPIXCY | رشد شاخص سهام بورس تهران | -۰/۰۹۲ | ۰/۰۵۳ | -۱/۷۴۱ |
| LTEPIXCY(-1) | | ۰.۱۱۱ | ۰/۰۵۴ | ۲/۰۲۷ |
| LREXCCY | رشد نرخ ارز | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۷۶ | ۰/۰۶۲۷ |
| LRGOLDCY | رشد قیمت سکه طلا | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۶۳ | ۱/۲۹۴ |
| LRGOLDCY(-1) | | -۰/۱۴۴ | ۰/۰۸۱ | -۱/۷۷۹ |
| LRGOLDCY(-2) | | ۰/۰۹۵ | ۰/۰۶۸ | ۱/۳۸۲ |

مأخذ: محاسبات محقق

## تفسیر متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت مسکن

- ***نقدینگی (LRM2):*** در الگوی پویای حباب قیمت مسکن با دو وقفه معنادار بوده و رابطه‌ای مثبت با حباب قیمتی مسکن داشته است و علامت متغیر مطابق انتظار و تئوری سازگار است. مقدار ضریب شوک نقدینگی برابر ۰/۲۶۷ می‌باشد و بدین معناست که اگر نقدینگی یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن حدود ۰/۲۶۷ درصد افزایش خواهد یافت. این متغیر در بین سایر متغیرهای توضیحی حباب بالاترین ضریب را دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

- ***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 ۰/۰۰۴۸- است و یعنی اگر نرخ واقعی بهره یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن در دوره‌ی بعد حدود ۰/۰۰۴۸ 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 ۰/۱۱۱ است و بدین معناست که اگر شاخص سهام یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن در دوره‌ی بعد حدود ۰/۱۱۱ درصد افزایش خواهد یافت.

- ***قیمت سکه (LRGOLD):*** در الگوی پویای این متغیر با یک وقفه معنادار است، مقدار ضریب قیمت سکه برابر ۰/۱۴- است، یعنی اگر قیمت سکه یک درصد افزایش یابد، حباب قیمت مسکن حدود ۰/۱۴ 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(۴) = ۷/۷۹۶(۰/۹۹) | F(۴/۶۶) = ۱/۶۴۴۹ (۰/۱۷۳) |
| Functional Form | CHSQ(۱) =(۰/۸۸۶) ۰/۲۰۶۵ | F(۱،٦۹)= ۱.۷۸٤۲ (/۱۸٦) |
| Normality | CHSQ(۲)=(۱۲/۳۲۶۹(۰/۰۰۲) | Not applicable |
| Hetreroacedasticity | CHSQ(۱)=۰/۰۵۴۶۲۱(۰.۸۱۵) | F(۱،۸٤)= ۰.۰۵۳۳۸۵ (۰.۸۱۸) |

مأخذ: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

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 به‌دست 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 $\overline{R}^2$ 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 نمی رود 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 توببین) 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:

$$t-\text{statistic}=\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{a}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}S_{\hat{a}_i}} \qquad (۲۶)$$

$$t-\text{statistic}=\frac{0.40136-1}{0.235\ 7\ 4}=-2.53$$

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 حباب قیمت مسکن تأیید نمی‌شود. این نتیجه از آن جا که اصولا حباب، پدیده‌ای مربوط به کوتاه مدت و میان مدت است، با تئوری‌های اقتصاد مسکن نیز سازگار می‌باشد.

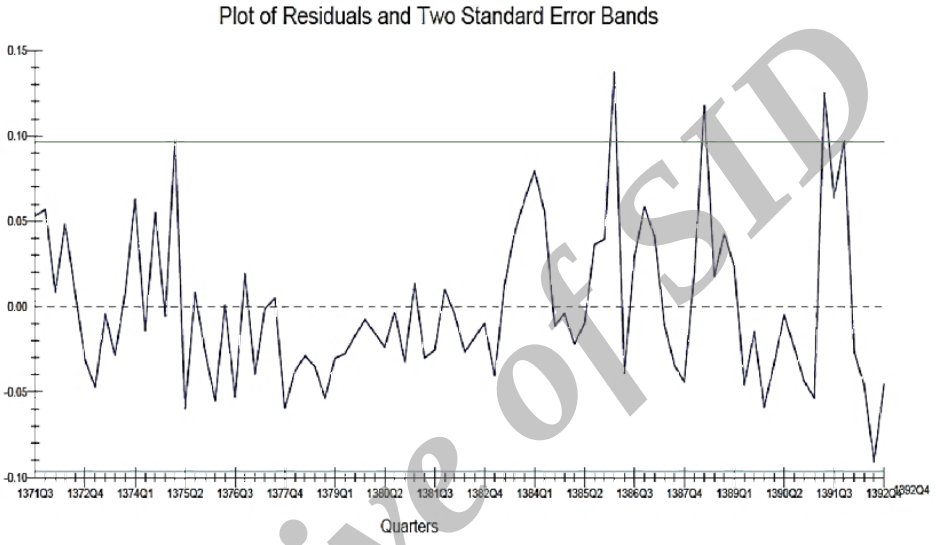
## ۵. جمع بندی

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 به‌دست آمده است:




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

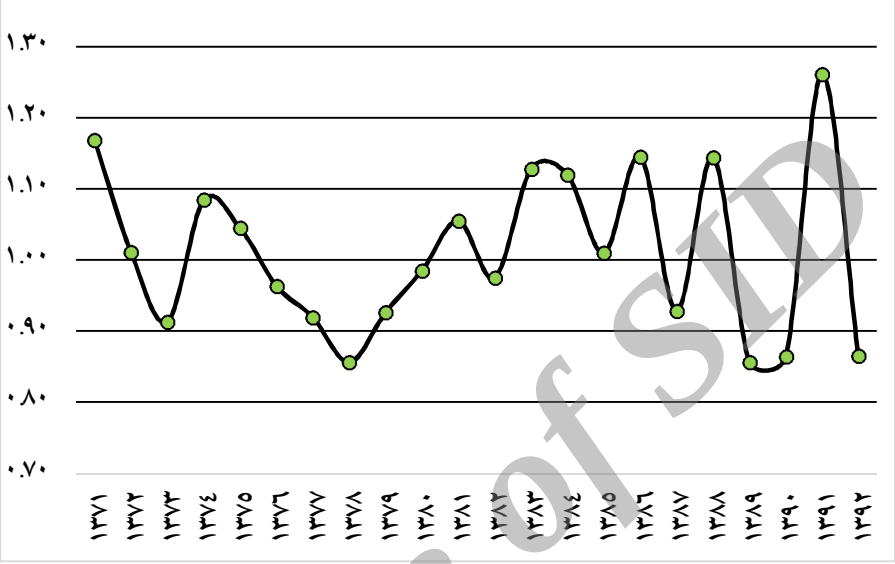
در نمودار بالا، روند پسماندها (مؤلفه‌ی حبابی) رسم شده است که در برخی سال‌ها حباب، مثبت و در برخی دیگر حباب منفی مشاهده می‌شود. بیشترین حباب منفی در سال‌های ۷۸ با ۳/۸۷- درصد و در سال ۸۹ با ۳/۸۶- درصد و بیشترین حباب مثبت در سال‌های ۷۱ با ۳/۹۱ درصد و ۹۱ با ۵/۸۱ درصد بوده است.

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 پایین ترین 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 پایین ترین مقدار نزول کرده‌است (سقوط حباب) و بعد از آن

Archive of SID

www.SID.ir

دوباره سهم حباب از قیمت واقعی مسکن افـزایش یافتـه و در سـال ۱۳۹۱ بـه بـالاترین مقدار خود رسیده است.




**نمودار ۲. سهم حباب از قیمت واقعی مسکن**

وجود حباب در بازار مسکن شهر تهران در سـال‌هـای ۱۳۷۱، ۱۳۸۶ و ۱۳۹۲تأییـد می‌شود. این نتیجه با پژوهش‌های عاشری (۱۳۸۸) بیابـانی و خسـروی (۱۳۹۰) سـازگار است. همچنین وجود رکود سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان در دوره‌ی ۸۴-۸۵ و رونق ۸۵ تا نیمه‌ی اول ۸۷ با نتایج سازگار است. افزون بر این متغیرهای نـرخ رشد نقدینگی و نرخ بهره‌ی واقعی از مهم‌ترین عوامل شکل‌گیری حبـاب قیمـت مسـکن در ایران به شمار می‌روند، بنابر این ابزار سیاست پولی بر بخش مسکن مؤثر است.

## منابع


۱. ابراهیمی، حسن (۱۳۹۱). ارزیابی حباب قیمتی در بازار مسکن ایران مبتنی بر مـدل ساختاری تعیین قیمت مسـکن: داده‌هـای پانـل اسـتانی ۱۳۹۱-۱۳۷۵. پایـان نامـه. صنعتی شریف.

۲. اصلانی، پروانه و خسروی، تقوا (۱۳۹۱). تحلیل عوامل مؤثر بر حبـاب قیمـت مسـکن در تهران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی (۱) ۲۰:۱۳۲.– ۱۰۵


Archive of SID

www.SID.ir

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) ۲:۱۸۲.–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. قلی زاده، علی‌اکبر 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir