

## تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران

پروانه اصلانی  
دکترای علوم اقتصادی  
parvaneh\_aslani@yahoo.com

تقوا خسروی  
کارشناس ارشد مهندسی مالی  
taghva\_khosravi@yahoo.com

در این مطالعه، محقق بر آن است تا پس از کشف وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران با استفاده از مدل پوتربا و توری  $Q$  تویین و در بازه زمانی (۱۳۸۷ - ۱۳۷۱) به بررسی عوامل مؤثر بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن پردازد. برای این منظور، در مرحله اول قیمت بنیادی مسکن به کمک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) تخمین زده شده و پسماńd مدل به عنوان مؤلفه حبابی در نظر گرفته شده است. در مرحله بعد به منظور بررسی اثر عملکرد سایر بازارها و همچنین نوسانات تقدیمگی بر ایجاد و یا تشدید حباب در بازار مسکن تهران ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات نوسانات تصادفی این متغیرها جدآشده و مجددآ مدل ARDL برآورده شده است، به اینصورت که مؤلفه حبابی (پسماńd) مدل اول به عنوان متغیر وابسته و جزء سیکلی متغیرهای مؤثر بر حباب به عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل شده‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی نوسانات تقدیمگی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در تشکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به شمار می‌رود.

.C01,E3, R21,R31: طبقه‌بندی JEL

واژه‌های کلیدی: قیمت بنیادی مسکن، حباب قیمت مسکن، مدل پوتربا، تئوری  $Q$  تویین، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، فیلتر هودریک-پرسکات.

## ۱. مقدمه

از آنجا که شرایط اقتصادی هر کشوری وابسته به عملکرد بازارهای زیرمجموعه آن بوده و هر بازار نیز به دلیل راهبردهای تخصیص پرتفوی که از سوی سرمایه‌گذاران خرد و کلان اتخاذ می‌شود از بازارهای رقیب و جایگزین خود تأثیر می‌پذیرد؛ لذا کنترل و مهار نوسانات هر یک از بازارها بسته به میزان وابستگی آن بازار با سایر بازارها و جایگاه آن در اقتصاد می‌تواند مانع از بروز شرایط رکودی و تلاطم در کلیه بازارها و اقتصاد کشور شود. در این میان، به دلیل سهم بالای مسکن و ساختمان از تولید ناخالص داخلی در ایران (حدود ۱۶/۵ درصد در طول سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۹) و سهم بالای هزینه مسکن در سبد مصرف خانوارها (حدود ۳۰ درصد)، اهمیت توجه به این بازار از بازارهای طلا و سکه، بازار ارز، بورس و کالاهای بادوام بیشتر بوده و با بروز رکود و نوسان در این بازار مجموعه اقتصاد شرایط بحرانی را تجربه خواهد نمود و موج تلاطم با چند دوره تأخیر به سایر بازارهای هدف سرمایه‌گذاری نیز خواهد رسید. حتی می‌توان ریشه ایجاد تلاطم در بازارهای رقیب مسکن را نیز در نوسانات گذشته بازار مسکن جستجو نمود (بانک مرکزی ایران، ۱۳۷۶ و باستانی و همکاران، ۱۳۸۷). بنابراین می‌توان یکی از عوامل بروز حباب قیمتی در بازار مسکن را عملکرد ضعیف و کارایی پایین سایر بازارهای هدف برای جذب نقدینگی سرمایه‌گذاران برشمرد؛ به طوری که عدم ثبات و بازدهی مناسب یک بازار منجره سرازیر شدن نقدینگی جامعه به سوی بازار دیگر و در پی آن ایجاد حباب در آن بازار می‌شود. بنابراین، در این مطالعه یکی از عوامل مؤثر بر ایجاد یا تشدید حباب عملکرد سایر بازارهای جایگزین مسکن از جمله طلا و سکه و بورس در نظر گرفته شده است. از سوی دیگر، نقش افزایش بی‌رویه نقدینگی در جامعه نیز عاملی است که در ایجاد حباب در بازارهای زیرمجموعه اقتصاد بهویژه بازار مسکن غیرقابل چشم‌پوشی است.

<sup>۱</sup> به این ترتیب، در این مطالعه پس از برآورد قیمت بنیادی مسکن بر اساس متغیرهای مدل پoterba- توین

<sup>۲</sup> به روش ARDL<sup>۱</sup> و استخراج پسماند مدل به عنوان مؤلفه جبایی، نقش نوسانات نقدینگی و نوسانات قیمت در بازار سکه و بورس را بر ایجاد و یا تشدید حباب در بازار مسکن بررسی خواهیم کرد.

## ۲. مروری بر تحقیقات انجام شده در حوزه مسکن

در این بخش به بررسی مقایسه‌ای ویژگی‌های دو مطالعه داخلی و یک مطالعه خارجی که از لحاظ روش‌شناسی و هدف مشابه پژوهش حاضر هستند می‌پردازیم. این مقایسه از حیث روش انجام پژوهش، متغیرهای مورد استفاده، انتقادات واردۀ به مطالعه و جنبه نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعه مورد بررسی انجام شده است.<sup>۳</sup>

1. Poterba's Model

2. Autoregressive Distributed Lag

۳. در پیوست (۱) جدول مقایسه‌ای جزئیات آماری این مطالعات ارائه شده است.

قلیزاده (۱۳۸۸)، در این مطالعه حباب قیمت مسکن در دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۷۰) با استفاده از سه روش شناسایی شده است. در روش اول، قیمت مسکن به روش ARDL برآورده شده و پسماند معادله به عنوان حباب تلقی شده است. متغیرهای مورد استفاده جهت برآورد قیمت مسکن شامل نقدینگی واقعی، نرخ بهره واقعی، هزینه واقعی ساخت مسکن و مساحت ساختمان‌های شروع شده بوده است. در دو روش دیگر، شاخص‌های قیمت به اجاره مسکن (P/R) و انحراف معیار متخرک قیمت مسکن (SD) به عنوان شاخص‌هایی که انحراف از میانگین بلندمدت آنها بازگو کننده حباب است، به طور جداگانه به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و اثر متغیرهای کلان اقتصادی به عنوان متغیرهای مستقل به روش ARDL بر آنها بررسی شده است. متغیرهای مؤثر بر نسبت قیمت به اجاره عبارتند از نقدینگی واقعی، نرخ بهره واقعی، هزینه ساخت مسکن و مساحت ساختمان‌های شروع شده و متغیرهای مؤثر بر انحراف معیار متخرک قیمت مسکن، نقدینگی واقعی، شاخص قیمت سهام، نرخ واقعی ارز، مساحت ساختمان‌های تکمیل شده و تولید ناخالص داخلی واقعی در نظر گرفته شده است.

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که عموماً حباب موضوعی کوتاهمدت است و در بلندمدت جزء بنیادی تعیین‌کننده قیمت مسکن است. همچنین نرخ بهره، حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها عموماً از عوامل اصلی تعیین‌کننده حباب قیمت مسکن در نقاط شهری کشور بوده است و عوامل دیگر نیز با اهمیت کمتری در شکل‌گیری حباب نقش داشته‌اند.

لازم به ذکر است که در این مطالعه مبنای انتخاب متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن به صورت شهودی و تجربی بوده است. همچنین، متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن - اعم از بنیادی و غیربنیادی - به صورت همزمان در برآورد قیمت مسکن وارد مدل شده‌اند، بنابراین نمی‌توان قیمت برآورده شده را بنیادی تلقی کرد. به عنوان نمونه، اثر متغیر حجم نقدینگی واقعی هم به عنوان متغیر بنیادی در برآورد قیمت مسکن و هم به عنوان عامل مؤثر بر ایجاد حباب در روش قیمت به اجاره لحاظ شده است. بعلاوه، در این مطالعه از پسماند استخراج شده از برآورد قیمت مسکن به روش ARDL صرفاً در تعیین سهم اجزای بنیادی و غیربنیادی (حباب) در قیمت مسکن در دوره تشکیل و فروپاشی حباب بهره‌گیری شده است. جنبه‌های نوآوری مطالعه حاضر نسبت به این مطالعه به شرح زیر می‌باشد:

- در پژوهش حاضر، مؤلفه حبابی از پسماند قیمت بنیادی مسکن استخراج شده است که با توجه به تعاریف حباب منطقی‌تر به نظر می‌رسد.
- متغیرهای مستقل بر مبنای مدل نظری پوتربا-توبین انتخاب شده‌اند.
- برای کشف حباب با استفاده از روش انحراف از میانگین نسبت‌ها علاوه بر نسبت قیمت به اجاره، نسبت‌های قیمت به هزینه ساخت، قیمت به درآمد و قیمت به متغیر جمعیتی نیز محاسبه شده و به دلیل ضعف‌های موجود

در این روش از این نسبت‌ها صرفاً به عنوان ابزار مکمل برای کنترل روایی متغیرهای مدل پوتروبا- توبین استفاده شده است (خسروی و بیبانی، ۱۳۹۱).

عasherی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های قیمت مسکن در شهر تهران طی دوره (۱۳۷۰-۱۳۸۴) مدل‌های ARDL را تخمین زده است و اجزای پسماند این معادله را به عنوان حباب در نظر گرفته است. متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن؛ شاخص سهام، نرخ ارز، تورم و نقدینگی می‌باشند. در مدل دوم یکی دیگر از رویکردهای تشخیص حباب بکار گرفته شده است. در این رویکرد، قیمت مسکن به عنوان متغیر وابسته و حباب به عنوان متغیر مستقل وارد مدل می‌شود. اگر متغیر حباب معنادار باشد نشان از وجود حباب دارد. برای این منظور، از مدل VAR جهت بررسی استفاده شده است. همان‌طور که گفته شد در این مطالعه حباب خود یکی از متغیرهای مستقل مرحله دوم برآورد می‌باشد. متغیرهای معادله دوم برای اثبات حباب عبارتند از هزینه ساخت، قیمت سک، شاخص سهام، تولید ناخالص داخلی و پسماند مدل اول (حباب). هر دو مدل شکل‌گیری حباب در سال ۱۳۸۵ را تأیید نموده و نشان می‌دهند که حباب از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن در تهران در دوره مورد بررسی می‌باشد. شایان ذکر است که در این مطالعه متغیرهای انتخاب شده جهت توضیح قیمت مسکن بیشتر عوامل بیرونی هستند که به طور موقت باعث ایجاد عدم تعادل در قیمت مسکن می‌شوند. به عبارت دیگر، متغیرهای فوق در قیاس با متغیرهای بنیادی مسکن قابلیت بیشتری در توضیح عدم تعادل بازار مسکن (حباب) دارند، لذا به نظر می‌رسد که پسماند استخراج شده از مدل قیمت مسکن با استفاده از متغیرهای فوق به خوبی یانگر حباب نباشد. همچنین، مقدار ضریب ECM در این مطالعه معادل ۰/۸۲- برآورده شده است. این امر به معنای آنست که در هر دوره حدود ۸۲ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در کوتاه‌مدت به سمت روند بلندمدت تعدیل می‌شود. این سرعت برای تعییل پویایی‌ها در بازار مسکن تا حدود زیادی اغراق‌آمیز به نظر می‌رسد. بعلاوه، اثر متغیر شاخص سهام دو بار در مدل لحاظ شده است، یک‌بار در برآورد قیمت به روش ARDL و بار دیگر در بررسی وجود حباب در مدل VAR. جنبه نوآوری پژوهش حاضر این است که علاوه بر بررسی وجود یا عدم وجود حباب در بازار مسکن تهران که موردنظر مطالعه عasherی بوده است به کمک روش ARDL، شناسایی عوامل ایجاد یا تشدید کننده حباب، ضرایب اهمیت و آثار با وقهه این متغیرها را نیز مورد توجه قرار داده است.

سوئرنسن (۲۰۰۶) مطالعه سوئرنسن بر پایه ترکیب مدل پوتروبا- توبین پایه‌گذاری شده است.<sup>۱</sup> هدف این مطالعه برآورد ریسک ترکیدن حباب و بررسی تأثیر قیمت یک دوره‌ی قبل مسکن در رفتار حباب است که برای این منظور، قیمت اسمی مسکن با یک وقفه در مدل ECM وارد شده است. متغیرهای مورد استفاده جهت

۱. مبنای مطالعه پیش‌رو نیز با استناد به مدل قیمت بنیادی مطالعه سوئرنسن یعنی همان مدل تعادلی پوتروبا- توبین انجام شده است.

برآورد قیمت بناپذیر مسکن در این مطالعه عبارتند از درآمد سرانه واقعی، اجاره واقعی، هزینه واقعی ساخت و جمعیت بین ۱۵ تا ۳۵ سال. متغیرهای مؤثر بر حباب در این بررسی نیز مشتمل بر پسماند مدل اول و قیمت اسمی مسکن هر دو یک وقفه تأخیر می‌باشد. این مدل برای چهار کشور آمریکا، انگلیس، هلند و نروژ برآورده شده و نتایج گزارش شده برای هر کشور تنها شامل متغیرهای معنادار می‌باشد. از نکات قابل توجه درخصوص این مطالعه می‌توان به عدم گزارش صحت فروض کلاسیک برای هیچیک از مدل‌ها و مورد قبول نبودن آماره دورین-واتسون مربوط به معادله قیمت بناپذیر برای هر چهار کشور ( $\geq 0/17$ ) اشاره داشت.علاوه، نتایج برآورده صرفاً در بردارنده متغیرهای معنادار می‌باشد که یک یا دو متغیر می‌باشد. همچنین، در معادله ECM مربوطه از متغیرهای اسمی استفاده شده است. از جمله جنبه‌های نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعه سوئرنس عبارت است از:

- در مطالعه حاضر به جای استفاده صرف از متغیر هزینه ساخت در تئوری  $Q$  تویین، خود نسبت  $Q$  تویین به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی قیمت بناپذیر مسکن وارد مدل شده است.
- در مطالعه حاضر تعداد بیشتری از متغیرهای بناپذیر مدل پوتربا- تویین در برآورد لحاظ شده است. در مطالعه سوئرنس جهت تحلیل حباب از ضرایب متغیرهای بناپذیر به انضمام قیمت اسمی مسکن با یک وقفه در مدل ECM (تفاضل مرتبه اول متغیرهای بناپذیر) استفاده شده است؛ حال آنکه در مطالعه حاضر علاوه بر برآورد مدل ECM بار دیگر از مدل ARDL جهت بررسی تأثیر نوسانات تصادفی قیمت دارایی‌های مالی و نقدينگی بر حباب استفاده شده است.

### ۳. تصریح مدل تحقیق

همانطور که پیش از این نیز اشاره شد به منظور بررسی عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن نخست می‌بایست به کمک روشی جزء حبابی قیمت مسکن از قیمت بازاری استخراج و جزء بناپذیر و حبابی قیمت از هم تفکیک شوند. در این مطالعه براساس یافته‌های جیمز پوتربا (۱۹۸۴) در حوزه هزینه استفاده از مسکن و یافته‌های جیمز تویین (۱۹۶۹) در حوزه شاخص جذایت سرمایه‌گذاری، متغیرهای بناپذیر توضیح‌دهنده قیمت مسکن در بلندمدت استخراج شده و به کمک مدل ARDL قیمت بناپذیر مسکن با استفاده از این متغیرها برآورد و میزان انحراف قیمت بناپذیر از ارزش بازاری قیمت مسکن (پسماند مدل) حباب تلقی شده است.

پوتربا با تمرکز بر بعد مصرفی مسکن که تابع هزینه استفاده<sup>۱</sup> از مسکن می‌باشد، رابطه ریاضی هزینه استفاده از مسکن را ارائه داده است. در این رابطه هزینه استفاده از مسکن، هزینه خدمات<sup>۲</sup> ناشی از نگهداری

---

1. User Cost  
2. Service Cost

یک واحد مسکونی که طی یک دوره به مالک تحمیل می‌شود تعریف شده است. در این رویکرد، مصرف کننده بر اساس تابع هزینه استفاده قادر به حداکثرسازی مطلوبیت موردنظر خود از مصرف مسکن ( $H$ ) و سایر کالاها ( $C$ ) خواهدشد.

در حالت تعادل می‌بایست هزینه نهایی استفاده از مسکن برابر منفعت نهایی حاصل از خدمات مسکن یا همان اجاره مسکن باشد تا فرد موضع مالکیت خود را حفظ نموده و در مسکن تحت مالکیت خود سکونت گزیند. در غیر اینصورت مالک- مقیم<sup>۱</sup> شکل‌های دیگر تصرف مسکن مانند اجاره یک واحد مسکونی را برای سکونت انتخاب خواهد کرد.

رابطه (۱) نتیجه نهایی مدل پوتربا و بدین معناست که در حالت تعادل عایدی سرمایه (افزایش قیمت) مورد انتظار مسکن ( $\dot{q}_t$ ) می‌بایست برابر هزینه استفاده از مسکن ( $v_t q_t$ ) باشد که البته این هزینه‌ها تا حدودی از طریق اجاره‌ی برآورده ( $R(\bar{H}_t)$ ) جبران خواهدشد. هرچه سمت چپ این تساوی بزرگتر از سمت راست باشد انگیزه سرمایه‌گذاری در مسکن نیز افزایش می‌یابد.

$$\dot{q}_t = -R(\bar{H}_t) + v_t q_t; \quad (1)$$

$$v = \delta + \kappa + (1 - \theta)(i + \mu) - \pi_t \quad (2)$$

در روابط (۱) و (۲)،  $\dot{q}_t$ : میزان عایدی سرمایه مورد انتظار از قیمت مسکن در زمان  $t$ ؛  $R(\bar{H}_t)$ : اجاره برآورده که خود تابعی از موجودی مسکن ( $H_t$ ) است،  $v_t$ : نرخ هزینه استفاده از یک واحد مسکونی در دوره  $t$ ؛  $q_t$ : ارزش بازاری مسکن در زمان  $t$ ؛  $\delta$ : نرخ استهلاک پس از کسر مالیات،  $\kappa$ : نرخ هزینه تعمیر و نگهداری،  $\theta$ : نرخ مالیات بر درآمد،  $\alpha$ : نرخ سود تسهیلات مسکن،  $\mu$ : نرخ هزینه فرصت دارایی مسکن، و  $\pi_t$ : نرخ تورم عمومی جامعه می‌باشد (پورتر، ۱۹۸۴ و میلز، ۱۹۹۴).

از سوی دیگر، جیمز توین اذعان می‌دارد که میزان سرمایه‌گذاری ناخالص در یک دارایی تابعی است از نسبت ارزش بازار آن دارایی به هزینه جایگزینی آن و این نسبت را نسبت  $Q$  می‌نامد. نسبت  $Q$  برای بازار مسکن عبارتست از ارزش بازاری مسکن ( $P^H$ ) به هزینه ساخت آن ( $P^C$ ). وی در مرحله بعد اثبات می‌کند

$$\text{که نرخ تغییر (رشد) موجودی مسکن} \left( \frac{\dot{H}}{H} \right) \text{ نیز تابعی از نسبت } Q \text{ توین می‌باشد و آن را به صورت زیر}$$

نمایش می‌دهد:

- 
1. Owner-Occupied
  2. Mortgage Interest Payments

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

$$Q = P^H / P^C \quad (4)$$

در روابط (۳) و (۴)،  $\dot{H}$ : میزان تغییر در موجودی مسکن کل از زمان  $t$  تا  $t+1$  است (با این فرض که موجودی مسکن در کوتاه‌مدت بی‌کشش است)،  $I$ : سرمایه‌گذاری ناچالص،  $Q$ : نسبت  $Q$  تویین،  $P^H$ : موجودی مسکن کل در زمان  $t$ ،  $P^C$ : ارزش بازاری مسکن و  $q_t$ : هزینه جایگزینی (که در مردم مسکن برابر هزینه ساخت می‌باشد) تعریف شده است (سامرز و تویین، ۱۹۸۱ و تویین، ۱۹۶۹). در حالت تعادل هیچ عایدی سرمایه‌ای ( $q_t$ ) و یا افزایشی در موجودی مسکن ( $\dot{H}$ ) متصور و مورد انتظار نیست، لذا در تعادل  $0 = \dot{H}_t = q_t$  بوده و از روابط (۱) و (۳) خواهیم داشت:

$$q_t = \frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{v} \quad \text{and} \quad I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \quad (5)$$

زمانی که  $0 = \dot{H}_t$  می‌باشد دلالت بر این دارد که مدل در حالت تعادل پایدار بوده و  $Q$  باید برابر یک باشد تا ارزش بازاری کالاها را برابر هزینه جایگزینی آنها سازد و انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری در مسکن ایجاد نشود (خسروی و بیانی، ۱۳۹۱).

باتوجه به آنچه توضیح داده شد می‌توان نتیجه گرفت که قیمت مسکن در زمان  $t$  حاصل جمع

قیمت بنیادی ( $HP^*$ ) و پسماند ( $\theta$ ) می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HP_t = HP_t^* + \theta \quad (6)$$

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

---

۱. در رابطه (۵)،  $R(H_t, y_t, dm_t)$  اجاره محاسباتی و وابسته به موجودی مسکن ( $H_t$ )، درآمد ( $y_t$ ) و متغیرهای جمعیتی ( $dm_t$ ) است.

$$\ln(RTHP_t^*) = C + \sum_{i=1}^{n_0} \alpha_{0i} \ln(RTHP_{t-i}) + \sum_{j=0}^{n_1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} \alpha_{2j} RMR_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_3} \alpha_{3j} Q\_RATIO_{t-j} + \quad (V)$$

$$\sum_{j=0}^{n_4} \alpha_{4j} \ln(RTR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n_5} \alpha_{5j} \ln(H_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n_6} \alpha_{6j} \ln(RY_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n_7} \alpha_{7j} \ln(TDM_{t-j}) + \theta$$

$n_z \leq \text{maximumlag of variable } z, \quad z = 0, 1, \dots, 7$

در این رابطه،  $RTHP$ : قیمت واقعی ( $1m^2$ ) واحد مسکونی در تهران،  $INF$ : نرخ تورم عمومی،  $RMR$ : نرخ سود واقعی تسهیلات مسکن،  $Q\_RATIO$ : نسبت  $Q$  توبین،  $RTR$ : اجاره‌بهای واقعی ( $1m^2$ ) واحد مسکونی در تهران؛  $H$ : موجودی مسکن در تهران،  $RY$ : درآمد واقعی سالانه خانوار شهری در تهران،  $TDM$ : تعداد خانوارهای تهرانی،  $\theta$ : پسماند (مؤلفه حبابی)،  $C$ : مقدار ثابت و ضریب متغیر  $Z$  ام با وقفه  $\beta$  ام می‌باشد.<sup>۱</sup>

اما در واقعیت، بنا به دلایل متعددی لحاظ کلیه متغیرهای فوق در مدل علاوه‌امکان پذیر نیست و بسته به درجه اهمیت و گستره شمول متغیر در شرایط واقعی برخی متغیرها در اولویت قرار می‌گیرند و می‌بایست از وجود برخی دیگر از متغیرها در مدل چشم پوشید. پس از استخراج جزء حبابی از طریق تفاضل مقدار قیمت واقعی مسکن و مقادیر تخمین زده شده از طریق معادله قیمت بناید به بررسی عوامل مؤثر بر تشكیل و یا تشدید حباب قیمت مسکن می‌پردازم. در ادامه، دلایل انتخاب متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت مسکن توضیح داده خواهد شد.

زیربخش‌های اصلی بازار دارایی‌ها در اقتصاد کشور را می‌توان به زمین و مسکن، کالاهای بادوام مانند خودرو و تلفن همراه، طلا و سکه، ارز و بازارهای سرمایه (بورس) تقسیم نمود (نصراللهی و همکاران، ۱۳۸۸). در این مرحله و بر اساس این تقسیم‌بندی از یک سو متغیرهای توضیحی حباب، قیمت دارایی‌ها در بازارهای جانشین مسکن به عنوان معیاری از چگونگی عملکرد این بازارها انتخاب شده است. دلیل منطقی برای رابطه 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 یعنی سرمایه‌گذاران می‌خواهند نسبت معینی از یک دارایی را در سبد مالی خود نگهداری کنند. اگر قیمت یک دارایی نسبت به دیگر دارایی‌ها بهشت افزایش یابد، سرمایه‌گذاران باید پرتفوی خود را مجددًا تخصیص دهند (قلی‌زاده، ۱۳۸۸).

۱. بطور کلی در این مطالعه حرف  $L$  در ابتدای نام متغیر بینگر لگاریتم گیری از متغیر و حرف  $R$  در ابتدای نام متغیر و یا بعد از  $L$  نمایانگر واقعی بودن متغیر است.

از سوی دیگر، علاوه بر قیمت سایر دارایی‌ها، اثر حجم نقدینگی نیز در تشکیل حباب قیمت مسکن بررسی می‌شود؛ چراکه اصولاً با افزایش سودآوری در یکی از اشکال سرمایه‌گذاری نقدینگی به آن سمت حرکت می‌کند؛ به عبارت دیگر نقدینگی بین جایگزین‌های مختلف در حال گردش است؛ لذا در صورتی که انتظارات در یک بازار مبتنی بر افزایش قیمت باشد بدون تردید نقدینگی‌ها از بازار مسکن خارج و به بازار پر بازده سرازیر می‌شود (عبدیین در کوش و رحیمیان، ۱۳۸۸). علاوه بر این، اثر اعمال سیاست‌های پولی و مالی انساطی دولت بر افزایش حجم نقدینگی جامعه و سرازیر شدن آن به سمت یکی از بازارها نیز عاملی اساسی و انکارناپذیر تلقی می‌شود. بر این اساس، الگوی ARDL مؤلفه حبابی را به صورت زیر می‌توان نشان داد:

$$\begin{aligned} \theta_t = & C + \sum_{i=1}^{m_0} \beta_{0i} \theta_{t-i} + \sum_{j=0}^{m_1} \beta_{1j} \ln(RM2_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_2} \beta_{2j} \ln(TEPIX_{t-j}) \\ & + \sum_{j=0}^{m_3} \beta_{3j} \ln(REXC_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m_4} \beta_{4j} \ln(RGOLD_{t-j}), \end{aligned} \quad (8)$$

$$m_x \leq \text{maximumlag of variablex}, x = 0, 1, 2, 3, 4$$

در این رابطه، RM2: حجم نقدینگی واقعی کشور، TEPIX: شاخص سهام کل بورس اوراق بهادران تهران، REXC: نرخ واقعی ارز، RGOLD: قیمت واقعی سکه و  $\beta_{xj}$ : ضریب متغیر  $x$  با وقفه زام می‌باشد.

شایان ذکر است با توجه به جنس متغیرهای انتخاب شده از سوی پژوهشگر برای توضیح حباب به نظر می‌رسد بررسی اثر نوسانات تصادفی متغیرهای مذکور، رهنماودها و نتایج بهتری در اختیار محقق قرار دهد. برای این منظور، پیش از برآورد رابطه (8) به روش ARDL ابتدا به کمک فیلتر جداسازی سیکل و روند هودریک-پرسکات<sup>۱</sup> و با استفاده از نرم‌افزار Eviews6 جزء سیکلی و روند متغیرهای توضیحی حباب تکیک شده و سپس رابطه (8) با بکارگیری جزء سیکلی متغیرهای توضیحی برآورده شده است.<sup>۲</sup> در بخش بعد، نتایج حاصل از برآورد دو الگوی ARDL فوق را به تفصیل بررسی خواهیم نمود.

#### 1. Hodrick-Prescott Filter

۱. روندزدایی از متغیرهای توضیحی واقعی و لگاریتمی صورت گرفته است. جهت مشاهده نمودارهای سیکل و روند متغیرهای توضیحی حباب به پیوست (۲) مراجعه شود.

#### ۴. بررسی الگوهای اقتصادسنجی و تفسیر نتایج آن

##### ۴-۱. نتایج الگوهای ARDL برآورده شده

همانطور که پیش از این اشاره شد، در برآورد قیمت بنیادی مسکن تلاش شده است تا برای دستیابی به بهینه‌ترین نتیجه کلیه متغیرهای موجود در مدل پوتربا و  $Q$  توین وارد مدل شوند، اما از آنجا که برخی متغیرها قدرت توضیح دهنده‌گی پایینی داشته و یا با ورود به مدل باعث کاهش اعتبار مدل می‌شوند، ناگزیر از وجود آنها صرف‌ظرف شده و یا از متغیرهای جایگزین آنها استفاده شده است. علت این امر می‌تواند در کوتاه‌بودن حافظه تاریخی آمارهای بخش مسکن و یا ناشی از برخی تفاوت‌های ساختاری در بازار مسکن تهران در مقایسه با سایر بازارهای داخلی و یا جهانی باشد. درنهایت، پس از تخمین بیش از ۷۰٪ ترکیب مختلف از متغیرهای مستقل معادله‌ای به فرم تبعی زیر ازین نتایج بدست آمده انتخاب شد که معادله پویای آن در جدول (۳-۱ پیوست) قابل مشاهده می‌باشد.

$$\begin{aligned} \text{LRTHP\_SA} = & C + \alpha_{01}(\text{LRTHP\_SA}_{t-1}) + \alpha_{10}(\text{INF}_{t-0}) + \\ & \alpha_{11}(\text{INF}_{t-1}) + \alpha_{20}(Q\text{-RATIO}_{t-0}) + \alpha_{30}(\text{LRTR\_SA}_{t-0}) + \\ & \alpha_{31}(\text{LRTR\_SA}_{t-1}) + \alpha_{40}(\text{TDM\_SA}_{t-0}) + \alpha_{50}(\text{LH\_SA}_{t-0}) + \\ & \alpha_{51}(\text{LH\_SA}_{t-1}) + \theta \end{aligned} \quad (9)$$

در این رابطه،  $C$ : عرض از مبدأ،  $\text{LRTHP\_SA}$ : لگاریتم قیمت واقعی یک متر مربع واحد مسکونی در تهران<sup>۱</sup>،  $\text{INF}$ : نرخ تورم عمومی<sup>۲</sup>،  $Q\text{-RATIO}$ : نسبت  $Q$  توین<sup>۳</sup>،  $\text{LRTR\_SA}$ : لگاریتم اجاره واقعی یک متر مربع واحد مسکونی در تهران<sup>۴</sup>،  $\text{TDM\_SA}$ : تعداد خانوارهای تهرانی<sup>۵</sup>،  $\text{LH\_SA}$ : لگاریتم موجودی (فیزیکی)

۱. داده مورد استفاده برای این متغیر میانگین قیمت  $1m^2$  واحد مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران (هزار ریال) می‌باشد که توسط وزارت مسکن منتشر می‌گردد. برای واقعی کردن این متغیر از شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی گروه مسکن استفاده شده است.

۲. نحوه محاسبه نرخ تورم با استفاده از آمارهای فصلی منتشر شده بانک مرکزی ج.ا.:  $\text{INF}_t = \left( \frac{\frac{\text{CPI}_t - \text{CPI}_{t-4}}{\text{CPI}_{t-4}}}{\text{CPI}_{t-4}} \right) \times 100$

۳. نحوه محاسبه  $Q$  توین = میانگین قیمت  $1m^2$  زیربنای مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران (هزار ریال): برآورد متوسط هزینه  $1m^2$  بنا در تهران (هزار ریال)

۴. داده مورد استفاده برای این متغیر، میانگین اجاره‌بهای  $1m^2$  واحد مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران (هزار ریال) می‌باشد که توسط وزارت مسکن منتشر می‌گردد. برای واقعی کردن این متغیر نیز از شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی گروه مسکن استفاده شده است.

۵. برای برآورد این متغیر با استفاده از سه داده مربوط به سرشماری‌های صورت گرفته در مقاطع سال‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۸۵ معادله درجه دومی تعریف شده و با استفاده از روش درونیابی برای فضول چهار گانه در محدوده زمانی (۱۳۶۵-۱۳۸۷) مقدار آن برآورده شده است.

مسکن در تهران<sup>۱</sup> و  $\theta$ : پسماند (مؤلفه حبابی) می‌باشد.<sup>۲</sup> لازم به ذکر است در این مرحله برای تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرها از معیار شوارتز-بیزین (SBC) استفاده شده است.

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

از آنجا که در رابطه (۹) متغیر وابسته قیمت مسکن با یک وقفه زمانی در سمت راست معادله ظاهر گردیده، لذا آماره دورین-واتسون برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی معتبر نخواهد بود و باید برای این منظور آماره اچ-دورین<sup>۳</sup> ملاک عمل قرار گیرد. در چنین شرایطی نرمافزار مایکروفیت مقدار این آماره را به طور خودکار محاسبه می‌نماید. مقدار این آماره برای این مدل برابر ۱/۶۲۸ محسوب شده است که به دلیل قرار گرفتن در فاصله  $1/96 \pm$  فرضیه عدم وجود خودهمبستگی را در مورد این مدل نمی‌توان رد کرد.

مقدار  $R^2$  و  $\overline{R^2}$  به ترتیب برابر ۰/۵۹ و ۰/۷۳۷ درصد می‌باشد که نشان از قدرت توضیح‌دهنگی بالای مدل دارد. همچنین همان‌طور که مشاهده می‌شود این دو مقدار تفاوت بسیار ناچیزی با یکدیگر دارند و از این رو می‌توان به درستی تصريح مدل اطمینان‌پیشتری کرد (۳-۱ پیوست). در نمودار (۱) مقادیر واقعی و برآشش شده مدل (۳-۱ پیوست) آورده شده است.

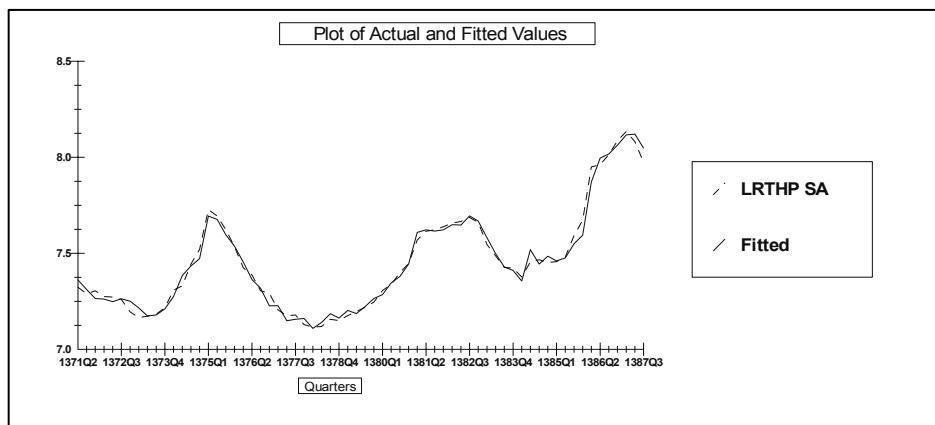
$$\text{Housing Stock} = H_t = C_t + H_{t-1} - \delta \times H_t$$

۱. نحوه محاسبه متغیر موجودی مسکن:

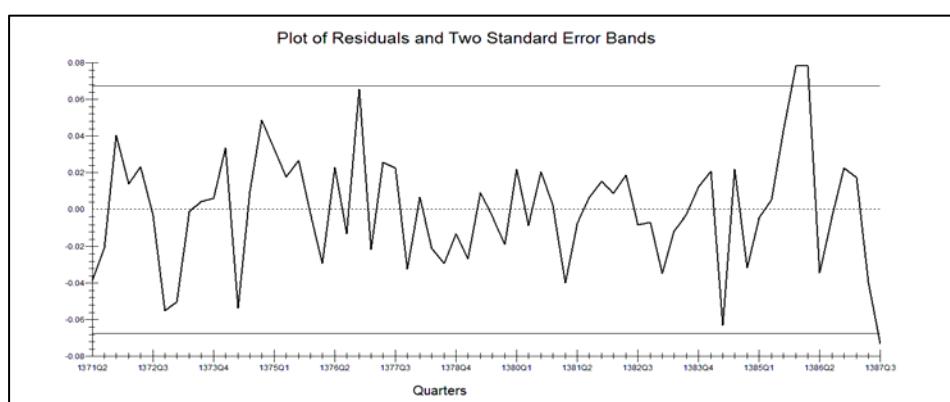
$C_t$ : بروانه‌های ساختمانی صادرشده توسط شهرداری‌های مناطق شهر تهران  $\div$  متوسط تعداد واحدهای مسکونی در بروانه‌ها. در این رابطه،  $H_t$ : تعداد واحدهای مسکونی موجود در زمان  $t$ ;  $C_{t-1}$ : تعداد واحدهای مسکونی شروع شده در زمان  $t-1$  و  $\delta$ : نرخ تخریب واحدهای مسکونی قدیمی می‌باشد که این نرخ برای کلیه نقاط شهری کشور برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۶۵ (۱۳۶۵-۱۳۷۵) سالانه معادل ۰/۸ و برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۵ (۱۳۷۵-۱۳۸۵) سالانه معادل ۰/۷ گزارش شده است.

۲. SA (Seasonal Adjustment): در انتهای نام متغیر به معنای داده‌های فصل‌زدایی شده می‌باشد.

3. Durbin's h-Statistic



مأخذ: محاسبات منتج از رابطه و جدول (۱-الف) با استفاده از نرم افزار Microfit  
نمودار ۱. منحنی مقادیر برآورد شده و قیمت واقعی مسکن



مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit  
نمودار ۲. نمودار پسماندها و خطوط دو انحراف معیار

آزمون همگرایی مدل فوق با توجه به آماره  $t$  بنرجی، دولادو و مستر<sup>۱</sup> به صورت زیر است:

$$t - \text{statistic} = \frac{0.81684 - 1}{0.03965} = -4.62 \quad (10)$$

1. Banerjee, Dolado & Mestre

از آنجا که مقدار آماره  $t$  این الگو برابر ( $-4/62$ ) بوده و مقدار بحرانی ارائه شده توسط بزرگی، دولادو و مستر برای ۵ متغیر مستقل و بیشتر با تعداد ۵۰ مشاهده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ( $-4/43$ ) می‌باشد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی قیمت بنیادی مسکن وجود دارد. این رابطه تعادلی که از طریق نرم‌افزار Microfit 4.1 برآورده شده در جدول ۲-۳ (پیوست) گزارش شده است.

با توجه به جدول ۲-۳ (ملاحظه می‌شود که به استثنای اجاره که در بلندمدت حدوداً در سطح ۹۰ درصد معنادار است، کلیه متغیرها در رابطه بلندمدت نیز با اطمینان بیش از ۹۵ درصد معنادار می‌باشند. مطابق انتظار مقدار ضرایب متغیرها در رابطه بلندمدت نسبت به معادله پویا افزایش نشان می‌دهد. معادله رگرسیونی و ضرایب معادله بلندمدت قیمت بنیادی مسکن به قرار زیر می‌باشد:<sup>۱</sup>

$$\begin{aligned} \text{LRTHP\_SA} = & 34.53 + 0.3 \text{INF} + 0.57 \text{Q\_RATIO} + \\ & [2.72] [3.72] [2.00] \\ & 0.75 \text{LRTR\_SA} + 3.2 \text{TDM\_SA} - 2.3 \text{LH\_SA} \\ & [1.63] [2.40] [-2.39] \end{aligned} \quad (11)$$

بر اساس معادله بلندمدت، نرخ تورم، نسبت  $Q$  توبین، اجاره واقعی و تعداد خانوار اثر مثبت و معناداری بر قیمت بنیادی مسکن دارند. به عنوان مثال، مقدار محاسبه شده ضریب نرخ تورم با توجه به

۱. بدلیل اینکه سه متغیر نرخ تورم نسبت  $Q$  توبین و تعداد خانوار بدون لگاریتم گیری در مدل لحاظ شده‌اند، حال آنکه متغیر وابسته (قیمت مسکن) لگاریتمی است می‌بایست ضریب این سه متغیر به کمک فرمول زیر مجددآ محاسبه شود تا قابلیت مقایسه با سایر متغیرها را داشته باشد. شایان ذکر است در این روابط از میانگین هندسی متغیرها استفاده شده است.

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

$$\alpha_1 = \frac{\partial \log(\text{RTHP})}{\partial \text{INF}} \times \text{INF} = 0.016 \times \overline{\text{INF}} = 0.016 \times 18.4327 = 0.294 \cong 0.3$$

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

$$\alpha_3 = \frac{\partial \log(\text{RTHP})}{\partial \text{TDM\_SA}} \times \text{TDM\_SA} = 0.1715 \times 10^{-5} \times \overline{\text{TDM\_SA}} = 0.1715 \times 10^{-5} \times 1856372 = 3.18 \cong 3.2$$

رابطه فوق تقریباً برابر  $0/3$  بوده و بدین معناست که اگر نرخ تورم یک درصد تغییر کند قیمت واقعی مسکن  $0/3$  درصد در همان جهت تغییر خواهد کرد.

متغیر جمعیتی (تعداد خانوار) در این مدل با کشش ترین متغیر در قیمت بنیادی مسکن بوده و از درجه اهمیت بالایی در تعیین قیمت بلندمدت مسکن برخوردار است. موجودی مسکن نیز بعد از متغیر جمعیتی از کشش قیمتی بالایی برخوردار است.

ضریب تصحیح خطای (ECT) نیز برابر  $-18/32$ - برآورده شده است که نشان می‌دهد در هر فصل حدوداً ۱۸ درصد از عدم تعادل یک دوره در قیمت مسکن در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به کنندی صورت می‌گیرد و حدوداً ۶ فصل (معادل یک و نیم سال) تا ازین رفتن کامل اثرات حباب به طول می‌انجامد. همچنین، ضرایب متغیرهای بنیادی در مدل ECM همگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و  $R^2$  معادل  $75/62$  درصد نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهنگی بالای الگو است (جدول ۳-۳ پیوست).

منحصرآ در خصوص این دسته از پژوهش‌ها می‌توان تحلیل دیگری نیز از ضریب تصحیح خطای استخراج نمود و از آنجا که پسماند در این مدل به عنوان حباب تلقی شده است، بنابراین تعدیل به سمت تعادل بلندمدت نیز مصادف با ترکیدن حباب است. بنابراین، می‌توان از ضریب ECT به عنوان معیاری جهت تشخیص ریسک ترکیدن حباب در یک دوره بهره جست. با این تحلیل، ریسک ترکیدن حباب مسکن در تهران عدد کوچکی است و سرمایه‌گذاران مسکن به یکباره دچار زیان‌شدیدی نمی‌شوند، چرا که فرصت کافی برای تغییر موضع و اتخاذ تصمیم مقتضی را دارند. در مرحله بعد از پسماند بدست آمده از برآورد قیمت بنیادی مسکن جهت بررسی عوامل مؤثر بر حباب بهره‌گیری خواهیم کرد.

شایان ذکر است از آنجا که به دلیل اجرای سیاست تثیت اقتصادی از سال ۱۳۸۱ به بعد نوسان نرخ ارز به صورت شناور مدیریت شده بوده است؛ لذا به نظر می‌رسد در طول دوره مورد بررسی در این مطالعه بازار ارز قابلیت رقابت با بازارهای دیگر را نداشته است. از این رو، از وجود این متغیر در مدل صرفنظرشده است. درنهایت، از میان دهانه‌گزینه رابطه‌ای به شکل زیر جهت توضیح اثرات نقدینگی قیمت سکه و شاخص سهام بر حباب قیمت مسکن انتخاب شده است:

$$\begin{aligned} \text{HousingBubble}(00 = & C + T + \alpha_{10}(\text{cyc(LRM2}_{t-0})) + \alpha_{20}(\text{cyc(LRGOID}_{t-0})) + \\ & \alpha_{21}(\text{cyc(LRGOID}_{t-1})) + \alpha_{22}(\text{cyc(LRGOID}_{t-2})) + \alpha_{23}(\text{cyc(LRGOID}_{t-3})) + \\ & \alpha_{30}(\text{cyc(LTEPIX}_{t-0})) + \alpha_{31}(\text{cyc(LTEPIX}_{t-1})) + \varepsilon \end{aligned} \quad (12)$$

در این رابطه، C: مقدار ثابت، T: متغیر روند، cyc(LRM2) جزء سیکلی لگاریتم نقدینگی واقعی کشور، cyc(LTEPIX) جزء سیکلی لگاریتم قیمت واقعی سکه، cyc(LRGOLD) جزء سیکلی لگاریتم شاخص سهام کل بورس اوراق بهادار تهران و  $\epsilon$ : پسماند می‌باشد.

در این مرحله برای انتخاب تعداد وقفه بهینه از معیار آکاییک (AIC) استفاده شده و حداکثر تعداد وقفه‌ها ۴ در نظر گرفته شده است. نتایج تخمین معادله پویای (۱۱) در جدول (۴-۳ پیوست) آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود در این معادله نیز صحت فروض کلاسیک برقرار بوده و آماره D.W نیز از مقدار قابل قبولی معادل ۱/۹۶ برخوردار می‌باشد. از آنجا که رگرسیون بر روی پسماند معادله اول صورت گرفته است، انتظار نمی‌رود  $R^2$  و  $\bar{R}^2$  از مقادیر بالایی برخوردار باشند. در این حالت در برخی موارد حتی اعداد کوچکتر ۰/۰۵ نیز برای این دو مقدار گزارش می‌شود. با این وجود، مقدار  $R^2$  برای این معادله به ترتیب برابر ۲۶ و ۱۴/۹ درصد است که نسبت به ویژگی این معادله مقدار قابل توجه و قابل قبولی می‌باشد. معادله رگرسیونی الگوی ARDL جدول (۳-۳ پیوست) مطابق رابطه زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} \theta = 0.002 - (0.44 \times e^{-4}) + 0.18(\text{cyc}(LRM2_{t-0})) - 0.08(\text{cyc}(LRGOLD_{t-0})) + \\ 0.11(\text{cyc}(LRGOLD_{t-1})) - 0.17(\text{cyc}(LRGOLD_{t-2})) + 0.17(\text{cyc}(LRGOLD_{t-3})) + \\ 0.09(\text{cyc}(LTEPIX_{t-0})) - 0.08(\text{cyc}(LTEPIX_{t-1})) + \epsilon \end{aligned} \quad (13)$$

#### ۲-۴. تفسیر متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت مسکن

##### ۱. نقدینگی (LRM2)

کanal اثرگذاری حجم نقدینگی بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن: مهم‌ترین نظریه از رابطه مثبت بین نقدینگی<sup>۱</sup> و قیمت دارایی و به ویژه حباب‌های قیمت دارایی نظریه پول‌گرایان است (آدالید و همکاران، ۲۰۰۷). شاید بتوان وجود حباب در بازار مسکن را با نقدینگی بالا در سیستم مالی مرتبط دانست. رشد گسترده پول مبتنی بر شوک‌های نقدینگی<sup>۲</sup> یکی از عوامل محرك قیمت مسکن است که به بروز حباب و بی‌ثباتی مالی منجر می‌شود. در واقع، دینامیسم نوسانات بازار مسکن را می‌توان چنین توصیف کرد: "در ابتدا منابع عظیم مالی بنا به دلایل مختلفی که به‌طور عمده ناشی از رشد نقدینگی در سطح کلان است به‌علت ضعف سایر بازارهای دارایی از جمله بورس به‌سوی بخش مسکن و با هدف سوداگری سوق می‌یابند (عبدیین و رحیمیان، ۱۳۸۸)".

۱. نقدینگی مجموع پول و شبه پول است.

۲. مازاد پول یا اعتبار که سازگار با ثبات قیمت در بلندمدت نباشد را شوک نقدینگی می‌گویند.

در شرایط فقدان الگوها و کانال‌های مشکل ورود نقدینگی به تدریج حالت هجمه‌ای به خود می‌گیرد. از آنجایی که فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی نیستند سود در بخش مسکن همچنان بالا می‌ماند تا زمانی که اضافه عرضه (شامل عرضه واحدهای نوساز و قدیمی) در بخش مسکن به یک باره انتظارات نسبت به سودآوری این بخش را تغییر دهد. در این شرایط، منابع مالی از بخش مسکن خارج می‌شود و بخش مسکن و به تبع آن اقتصاد کشور با رکود مواجه خواهد شد. به این ترتیب، فعالیت‌های سوداگرانه در بخش مسکن موجب افزایش قیمت آن و افزایش قیمت موجب افزایش انتظارات و پیامد آن افزایش بیشتر قیمت است. این روند به همین صورت ادامه می‌یابد تا ناگهان بر اثر ازدیاد عرضه و فقدان تقاضای غیرسوداگرانه انتظارات معکوس می‌شود و بخش مسکن وارد رکود می‌شود. به دلیل اینکه بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط پیشین با سایر فعالیت‌های اقتصادی است با رکود این بخش مجموعه اقتصاد به سمت بحران پیش خواهد رفت (کلامس و رالف، ۲۰۰۷).

معناداری متغیر: آماره این متغیر در سطح برابر ۲/۲۳ بوده و با اطمینان ۹۷ درصد معنادار می‌باشد. علامت متغیر مطابق انتظار و با تئوری سازگار است. مقدار ضریب شوک نقدینگی برابر ۰/۱۸ است و بدین معناست که اگر نقدینگی یک درصد افزایش یابد حباب قیمت مسکن حدود ۰/۲ درصد افزایش خواهد یافت. این متغیر در بین سایر متغیرهای توضیحی حباب بالاترین ضریب را دارد.

### ۳. قیمت سکه (LRGOLD)<sup>۱</sup>

کanal اثرگذاری قیمت سکه بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن: قیمت سکه به عنوان معیاری از نوسانات قیمت در بازار طلا در مدل لحظه‌شده است. نوسانات تصادفی قیمت سکه در برخی ادوار همسو با قیمت مسکن حرکت نموده و در برخی ادوار جایگزین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بوده است. به نظر می‌رسد در ادواری که قیمت سکه همسو با قیمت مسکن تغییر کرده سرمایه‌گذاران جایگزین بهتر و پربازده‌تری برای سرمایه‌گذاری انتخاب نموده‌اند.

معناداری متغیر: این متغیر در سطح و با یک وقفه تأخیری معنا بوده و تأثیری بر حباب مسکن ندارد. وقفه دوم این متغیر تأثیر منفی و معنادار و وقفه سوم این متغیر با اطمینان بیش از ۹۵ درصد تأثیری مثبت و معنادار بر حباب قیمت مسکن داشته است. مقدار ضریب قیمت سکه با دو وقفه تأخیر برابر ۰/۱۷۵ است و بدین معناست که اگر قیمت سکه یک درصد افزایش یابد حباب قیمت مسکن

۱. نحوه محاسبه متغیر:  $LRGOLD = \log\left(\frac{GOLD}{CPI}\right) \times 100$ ، مأخذ داده آماری: بانک مرکزی ج.ا.ا (www.cbi.ir)-آمارها و

داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- بخش خارجی- قیمت دارایی‌های مالی (نرخ ارز و قیمت سکه)- قیمت سکه تمام بهار (طرح قدیم).

تقریباً ۰/۱۸ درصد کوچکتر شده و بخشی از نقدینگی سرمایه‌گذاران به بازار سکه منتقل می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حباب و نوسان شدید در بازار سکه و طلا ییش از یک فصل به طول نمی‌انجامد و دوباره به روند طبیعی و بلندمدت خود باز می‌گردد. دلیل این امر می‌تواند قدرت و توانایی بیشتر دولت در کنترل و مهار نوسانات بازار طلا باشد. به لحاظ مقداری و شدت اثرگذاری ضریب این متغیر بعد از نقدینگی در مرتبه دوم اهمیت قرار دارد.

#### ۴. شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (LTEPIX<sup>۱</sup>)

کanal اثرگذاری شاخص قیمت سهام بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن: همان‌طور که پیش از این ذکر شد شاخص قیمت سهام به عنوان نمادی از کارایی و وضعیت بورس اوراق بهادار تهران در مدل واردۀ شده است و از آنجا که یکی از بازارهای زیرمجموعه اقتصاد محسوب می‌شود، عدم کارایی و بازدهی مناسب در بورس منابع مالی را به سمت بازار دیگری که می‌تواند مسکن باشد هدایت کرده و با ورود سوداگران به بخش مسکن شاهد شکل‌گیری حباب در این بازار خواهیم بود. اگرچه یافته‌های محققان در برخی مطالعات حکایت از همسویی قیمت‌ها در بازار سهام و مسکن در برخی ادوار دارد بدین معنا که بر اساس این یافته‌ها بازار سرمایه (بورس) جایگزین سرمایه‌گذاری در مسکن نمی‌باشد.

معناداری متغیر: شاخص سهام در سطح و با اطمینان ۹۳ درصد تأثیری مثبت و معنادار بر حباب داشته و مقدار ضریب این متغیر در سطح برابر ۰/۰۸۵ است، بدین معناست که اگر شاخص سهام یک درصد افزایش یابد حباب قیمت مسکن ۰/۰۸۵ درصد در همان جهت افزایش خواهد یافت که این مقدار بسیار ناچیز بوده و قابل چشم‌پوشی است. به عبارت دیگر، این رابطه به این معنا است که اصولاً سرمایه‌گذاران به دلیل ضعف کارایی و ریسک بالای سرمایه‌گذاری در بورس عمدتاً به این گزینه به عنوان جایگزین مسکن می‌نگرند. این متغیر با یک وقفه و در سطح اطمینان ۹۲ درصد تأثیری منفی بر حباب

۱. نحوه محاسبه متغیر: این شاخص، نمایانگر تغییرات قیمت کل بازار است و بصورت میانگین وزنی و با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$\text{LTEPIX}_t = \log\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{D_t} \times 100\right)$$

که در این رابطه،  $P_{it}$ : قیمت شرکت  $i$  در زمان  $t$ ،  $q_{it}$ : تعداد سهام منتشره شرکت  $i$  در زمان  $t$ ،  $D_t$ : تعداد سهام منتشره شرکت ام در زمان مبدأ،  $n$ : تعداد شرکت‌های مشمول شاخص می‌باشد. مأخذ داده‌های آماری: نرمافزار رهآورد نوین - نسخه ۳ (به منظور تبدیل داده‌های روزانه به فصلی، رقم شاخص در آخرین روز معاملاتی هر فصل انتخاب شده است).

قیمت مسکن دارد. ضریب شاخص سهام با یک وقفه  $0.08/0$ - بوده و نشان از تأثیر بسیار اندک بر حباب قیمت مسکن دارد.

آماره  $t$  بنرجی، دولادو و مستر برای معادله پویای حباب به دلیل عدم وجود متغیر واپسیه با وقفه در مدل به سهولت قابل محاسبه نبوده، بنابراین برای معادله پویای حباب از روش دوم تشخیص آزمون همگرایی که توسط پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده، استفاده می‌شود. بر اساس این آزمون، کمیت آماره  $F = 448/0.0773$  بدست آمده است.<sup>۱</sup> حد پایین مقدار بحرانی آماره  $F$  در سطح ۹۵ درصد اطمینان با عرض از مبدأ و روند برابر با  $4.066$  و حد بالای مقدار بحرانی برابر با  $5/119$  می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار محاسباتی برای  $F$  کمتر از حد پایین ارزش بحرانی است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر، وجود رابطه بلندمدت برای حباب قیمت مسکن تأیید نمی‌شود. از این رو، الگوی بلندمدت و تصحیح خطای برای معادله حباب قابل تفسیر نخواهد بود. این نتیجه از آنجا که اصولاً حباب پدیده‌ای مربوط به کوتاه‌مدت و میان‌مدت است با تئوری سازگار می‌باشد.

## ۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

در این مطالعه تلاش شد تا با استفاده از یک مبنای تئوریک مستدل و قوی قیمت بنیادی مسکن برآورد گردد و آنچه که مدل قیمت بنیادی قادر به توضیح آن نبود به عنوان مؤلفه حبابی استخراج شود. نتیجی که از اجرای این فرآیند حاصل شد به شرح زیر می‌باشد:

- متغیرهای توضیح‌دهنده قیمت بنیادی - واقعی مسکن در این پژوهش عبارتند از: نرخ تورم نسبت  $Q$  توبیین، اجاره واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن. نتایج برآورد به روش ARDL حاکی از آن است که تمام متغیرهای فوق با اطمینان بیش از ۹۵ درصد در کوتاه‌مدت و بلندمدت از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت بنیادی مسکن به شمار می‌روند به استثناء اجاره که در معادله بلندمدت در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار می‌باشد.

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

- علامت نسبت  $Q$  توبیین نشان می‌دهد که افزایش این نسبت در این بازار عامل انگیزشی برای سرمایه‌گذاری در ساخت مسکن به شمار نمی‌رود. دلیل این امر را می‌توان در شرایط رکودی - تورمی حاکم

---

۱. در پیوست (۴) جدول استخراج شده از نرم‌افزار Microfit جهت محاسبه آماره  $F$  آورده شده است.

بر اقتصاد ایران و یا زمان بر بودن فرایند تولید و عرضه مسکن داشت. به عبارت دیگر، اگر سرمایه‌گذار در زمان اوج این شاخص اقدام به سرمایه‌گذاری نماید ممکن است زمانی که پروژه ساخت وی به مرحله بهره‌برداری می‌رسد با افت قیمت‌ها مقارن باشد، به همین دلیل سرمایه‌گذاران با پایین آمدن این نسبت پروژه ساخت خود را آغاز می‌کنند، چرا که بر اساس روند گذشته انتظارات آنها مبنی بر افزایش قیمت‌ها تا زمان تکمیل ساخت خواهد بود.

- متغیر جمعیتی (تعداد خانوار) در این مدل با کشش‌ترین متغیر در قیمت بنیادی مسکن بوده و از درجه اهمیت بالایی در تعیین قیمت بلندمدت مسکن برخوردار است. این یافته از آنجا که تحت تأثیر فشار تقاضای ناشی از رسیدن متولدين دهه ۱۳۶۰ (دهه انفجار جمعیتی) به سن ازدواج و تشکیل خانواده قرار دارد با یافته‌های کرینر (۲۰۰۵)، جیناکوپلوس (۲۰۰۴-۲۰۰۲) و باکشی (۱۹۹۴) مبنی بر اثر تعیین‌کننده انفجار جمعیتی در یک نسل در تحریک قیمت مسکن و یافته منکیو (۱۹۸۹) مبنی بر برخورداری نسل پر زاد و ولد از بالاترین سهم در بازار مسکن مطابقت دارد. موجودی مسکن نیز پس از متغیر جمعیتی از کشش قیمتی بالایی برخوردار است.

- براساس مدل ECM تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بازار مسکن تهران به‌کندی صورت می‌گیرد و میزان تعديل در هر دوره حدوداً معادل ۰/۲ عدم تعادل حاصله می‌باشد. در واقع، ازین رفتن کامل آثار حباب حدود ۶ فصل به طول می‌انجامد.

در مرحله بعد با استفاده از روش ARDL اثر نوسانات تصادفی قیمت دارایی‌های مالی و نقدینگی بر حباب (پسماند قیمت بنیادی) بررسی شد. نتایج این مرحله به شرح زیر خلاصه می‌شود:

- نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل ایجاد حباب در بازار مسکن تهران شناخته شد.

- در دوره زمانی (۱۳۸۷ - ۱۳۷۱) قیمت سکه با دو وقفه تأثیر منفی و معنادار و با سه وقفه تأثیر مثبت و معنادار بر حباب قیمت مسکن تهران داشته است. این بدان معناست که در صورت ایجاد نوسان در بازار سکه نقدینگی به سمت این بازار حرکت می‌کند و تعدادی از سوداگران از بازار مسکن خارج می‌شوند، لذا علامت ضرایب گویای این حقیقت است که به دلیل توانایی بیشتر دولت در کنترل و مهار نوسانات بازار سکه نوسان قیمت در این بازار به سرعت تعديل شده و سوداگران را از این بازار خارج می‌گرداند. قیمت سکه پس از نقدینگی تأثیر بسزایی بر رفتار حباب مسکن دارد.

- براساس نتایج مدل ARDL نوسانات شاخص سهام در سطح ۹۰ درصد اثری ناچیز و قابل چشم‌پوشی بر حباب مسکن دارد. این تیجه حاکی از آن است که اصولاً از دیدگاه سرمایه‌گذاران بازار سرمایه به عنوان بازاری جذاب که قدرت جذب نقدینگی را داشته باشد تلقی نمی‌شود. شاید بتوان دلیل این امر را ناکارامدی بازار سرمایه و ریسک بالای سرمایه‌گذاری در آن، ضعف فرهنگ سرمایه‌گذاری در جامعه و عدم شناخت

روش‌های گوناگون تولید ثروت از سوی مردم دانست. به عبارت دیگر، عموم افراد جامعه با نگرش کوتاه‌مدت اقدام به سرمایه‌گذاری می‌نمایند و این خود دلیلی قابل تأمل برای ایجاد و انتقال پیوسته حباب از یک بازار به بازار دیگر است.

- چنانچه پیشتر نیز اشاره شد، بر اساس نتایج این پژوهش به نظر می‌رسد در مقایسه سه بازار مسکن، سکه و سرمایه، سفت‌بازان تمایل و تمرکز پیشتری بر دو بازار سکه و مسکن داشته و بازار سرمایه عملاً به طور مستقل و منفصل عمل می‌نماید.

نتایج نشان می‌دهد که بروز شرایط رکودی بعد از تشکیل حباب در بازار مسکن منجر به ایجاد نوساناتی در بازار طلا با دو وقفه تأخیر می‌شود. این به معنای عدم وجود بازار سرمایه جذاب و کم‌ریسک در اقتصاد کشور می‌باشد. از این رو، به نظر می‌رسد یکی از راهکارهای کنترل بازار مسکن از کانال بازار سرمایه کشور می‌گذرد. با این رویکرد، طراحی ابزارهای نوین بازار سرمایه جهت تأمین مالی مسکن، سرمایه‌های خرد را جذب ساخت و تولید مسکن گردانده و از واسطه‌گری و ایجاد حباب در بخش مسکن جلوگیری به عمل می‌آورد. با این مکانیزم، بازار سرمایه نیز جذایت مورد انتظار خود را یافته و جایگاه اصلی خود را به عنوان محور بازار سرمایه کشور پیدا می‌کند.

هرچند در ماده ۱۴ قانون ساماندهی و حمایت از تولید و عرضه مسکن ابزارهای نوین بازار سرمایه همچون اوراق مشارکت رهنی، اوراق گواهی سپرده عام و خاص، صکوک و استصناعات، بازار رهن ثانویه، تشکیل شرکت‌های تأمین سرمایه در حوزه مسکن و شرکت‌های لیزینگ در راستای احیای اجاره‌داری حرفه‌ای در بخش مسکن طراحی و به تصویب رسیده است، لذا تاکنون عملیاتی نشده است. بنابراین، با عنایت به نتایج تجربی این مطالعه، عملیاتی شدن ابزارهای فوق جهت جلوگیری از ایجاد عدم تعادل در بازار مسکن، طلا و احیای بازار سرمایه ضروری به نظر می‌رسد.

اگرچه افزایش حجم نقدینگی در جامعه ممکن است از کانال‌های متفاوتی به وقوع بیروندد، لذا به نظر می‌رسد اعمال سیاست‌های پولی انساطی و کاهش نرخ سود سپرده گذاری به‌دلیل ایجاد تنگه‌های رقابتی در پوشش انواع ریسک‌های مالی و غیرمالی برای بانک‌ها منجر به کاهش مقبولیت عمومی سپرده گذاری در بانک و تغییر رویه سرمایه‌گذاران محاط و ریسک‌گریز شده و به دنبال خروج سرمایه‌ها از بانک‌ها و افزایش حجم نقدینگی در جامعه، افزایش نرخ اجاره‌ها و ایجاد تلاطم در بازار مسکن را شاهد خواهیم بود. بدین معنا که در ایران عموم افراد به فراخور شرایط اقتصادی به منظور حفظ ارزش پول و یا ایجاد درآمدزایی مطمئن یکی از دو گزینه سپرده گذاری در بانک و یا اجاره‌داری واحد مسکونی را برمی‌گزینند. بنابراین کاهش نرخ

سود سپرده‌گذاری با هدف ایجاد رونق اقتصادی مستلزم ایجاد نوع در بدیل‌های سرمایه‌گذاری بوده و اتخاذ سیاست پولی انساطی نه تنها مشکلی از میان برخواهد داشت، بلکه خود مشکلاتی را نیز در پی خواهد داشت.

## منابع

- باستانی، علیرضا، رضایی، جواد و فرزانه نجفیان (۱۳۸۷)، "بررسی بازار مسکن در اقتصاد ایران"، هفته‌نامه برنامه، شماره ۲۶۶، معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی وزارت بازار گانی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران، حساب‌های ملی سالانه، تولید ملی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک *Microfit* تهران: انتشارات مؤسسه فرهنگی و هنری دیاگران، چاپ اول.
- خسروی، تقوا (۱۳۸۹)، تحلیل حباب قیمت مسکن در تهران؛ با استفاده از تئوری *Q* توبیین و مدل پوتربا، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مرکز آموزش عالی رجاء قزوین.
- خسروی، تقوا و جهانگیر بیانی (۱۳۹۱)، "شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سال‌های (۱۳۷۱-۱۳۸۷) با استفاده از مدل پوتربا و تئوری *Q* توبیین"، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ۵، صص ۱۳۱-۱۸۲.
- عابدین درکوش، سعید و سارا رحیمیان (۱۳۸۸)، "تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۰)"؛ با تأکید بر گروه‌بندی شهری، "فصلنامه علمی اقتصاد مسکن"، شماره ۴۶، صص ۱۱-۳۸.
- عاشری، مصطفی (۱۳۸۸)، تحلیل و تبیین حباب قیمت مسکن در تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا همدان.
- قلیزاده، علی‌اکبر (۱۳۸۷)، نظریه قیمت مسکن در ایران (به زبان ساده)، همدان: انتشارات نور علم همدان، چاپ اول.
- قلیزاده، علی‌اکبر (۱۳۸۸)، "حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن در ایران"، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره ۴۶.
- گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، مبانی اقتصادسنجی (جلد دوم)، ترجمه حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- نصراللهی، خدیجه، طبیی، سید‌کمیل؛ شجری، هوشگ و محمدرضا فروتن (۱۳۸۸)، "بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقایه‌های گسترده"، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره ۴۵، صص ۵۰-۲۹.
- نوفرستی، محمد (۱۳۸۹)، ریشه واحد و همگمی در اقتصادسنجی، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ سوم.
- بیزدانی، پدرام (۱۳۸۸)، آزمون وجود حباب قیمتی در بازار مسکن تهران طی دوره (۱۳۷۱-۱۳۸۶)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- وزارت مسکن و شهرسازی، "عملکرد سی ساله بخش مسکن"، گزارش تحلیلی.

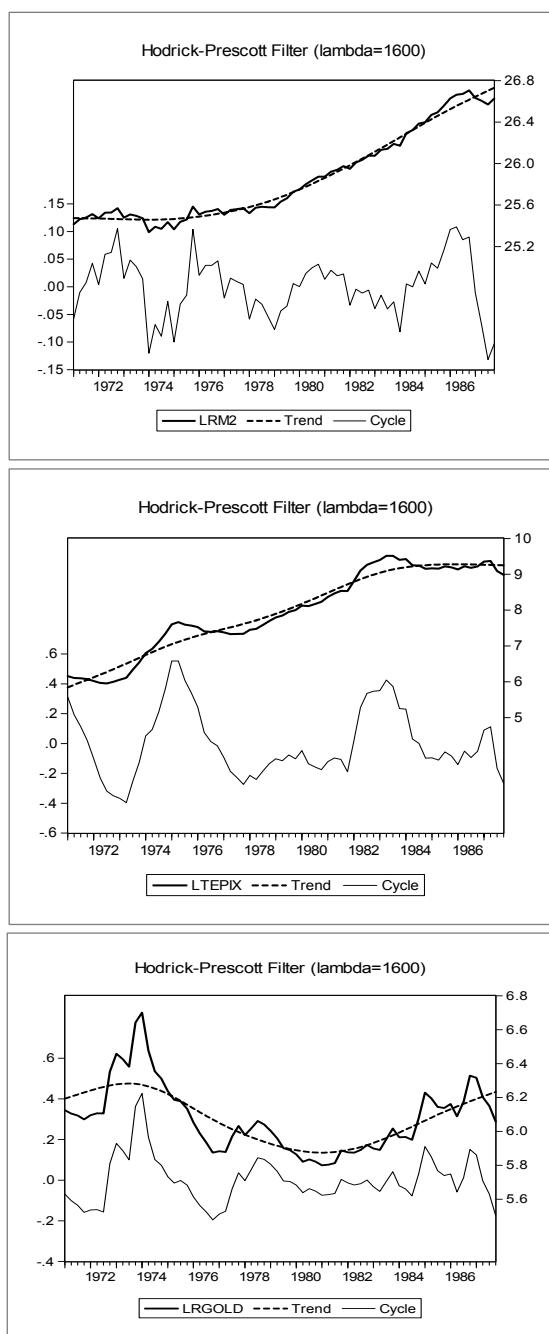
- Adalid, Ramon & Carsten Detken** (2007), "Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles", EBC Working Paper, No.732.
- Bakshi, G. & Z. Chen** (1994), "Baby Boom, Population Aging and Capital Markets", *The Journal of Business*, Vol. 67, ISSN 00219398, PP. 165-202.
- Greiber, Claus & Setzer, Ralph** (2007), "Money and Housing Evidence for the Euro and the US", *Discussion Paper, Series1: Economic Studies, Deutsche Bundes Bank*.
- DiPasquale, D. & W.C Wheaton** (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", *Journal of Urban Economics*, No. 35, PP. 1-27, www.economist.com.
- Escheker, Erick** (2005), "Is There a Housing Bubble in Humboldt County? The Housing Market in a Rural California Region", Department of Economics, Humboldt State University, www.ideas.repec.org.
- Geanakoplos, J., Magill, M. & M. Quinzii** (2002) and Revised Edition (2004), "Demography and the Long-Run Predictability of the Stock Market", *Brooking Paper on Economic Activity*, PP. 241-325.
- Krainer, J.** (2005), "Housing Markets and Demographics", *FRBSF Economics Letter*, www.frbsf.org/publications/economics/letter/2005/el2005-21.pdf.
- Mankiw, N. G. & D.N. Weil** (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, No. 19, PP. 235-258.
- McCarthy, J. & R.W. Peach** (2004), "Are Home Prices the Next Bubble?", *Economic Policy Review*, No. 10.
- Miles, D.** (1994), *Housing, Financial Markets and the Wider Economy*, New York: John Wiley & Sons.
- Poterba, James M.** (1984), "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: an Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, No.4, PP.729-752.
- Soerensen, Jens Kjaer** (2006), *The Dynamics of House Prices: International Evidence*, Department of Economics, University of Copenhagen.
- Summers, L. H., Bosworth, B. P., Tobin, J. & P.M. White** (1981), "Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1981, No.1, PP. 67-140.
- Tobin, James** (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, PP. 15-29.

## پیوست ۱. بررسی مقایسه‌ای نتایج آماری چند مطالعه حباب قیمت مسکن

سوئرنس												نتایج پژوهش حاضر		مصفوفی عاشی		دکتر علی اکبر قلیزاده		نام محقق			
۲۰۰۶												تهران		تهران		۱۳۸۸		۱۳۸۸		سال انتشار نتایج پژوهش	
آمریکا		اکلستان			هلند			نروژ			تهران			تهران			ایران		جامعه آماری		
۱۹۱۴	۱۹۱۳	۱۹۳۲	۱۹۳۰	۱۸۲۵	۱۸۲۴	۱۹۰۱	۱۹۰۰	۱۳۷۱	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۰	بازه		
۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	۱۳۷۲	انتخاب			
سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	فضایی	فضایی	فضایی	فضایی	توائز داده ها									
نحوه تخصیص جهاب	نحوه برآورد جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه برآورد جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه برآورد جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه تخصیص جهاب	مدل در مرحله ای تفسیر حباب:												
قیمت مسکن	نحوه برآورد جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه برآورد جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه برآورد جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه تخصیص جهاب	نحوه تخصیص جهاب	۱- برآورد قیمت مسکن -۲- تخصیص عامل موثر حباب												
ECM	OLS	ECM	OLS	ECM	OLS	OLS	OLS	ARDL	ARDL	ARDL	ARDL	روش اقتصادسنجی موردن استفاده بیشتر برآورد									
OK	OK	OK	OK	OK	OK	OK	OK	microfit	microfit	microfit	microfit	نم افزار مورد استفاده									
نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	نگاریتم قیمت	متغیر وابسته		
قیمت اسی مسکن	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	نرود		
اسی مسکن	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	نرخ پهلو		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	هزینه ساخت مسکن		
.۰۵۷	-	-	-	-	-	-	-	.۰۱۹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	اجاره		
.۰۶۶	-	-	-	-	-	-	-	.۰۹۸	-	.۰۷۵	-	-	-	-	-	-	-	-	نرخ سود تهیلات		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	درآمد سرانه		
-	-	-	.۰۹۲	-	.۰۷۱	.۰۲۰	.۰۲۰	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	موجودی مسکن		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	متغیر جمعیتی		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	نسبت قیمت به هزینه ساخت (Q)		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	LTV		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	مساحت ساختمانهای تکمیل		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	مسقط		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	مساحت ساختمانهای شروع		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	قیمت طلا (سکه)		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	نرخ ارز		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	شاخص قیمت سهام		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	قدرتیگی		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	تولید ناخالص داخلی		
-.۰۰۴	-	-.۰۰۶	-	-.۰۰۹	-	-.۰۰۴	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	بسانده مدل قیمت مسکن		
.۰۷۸	-	.۰۵۲	-	.۰۵۶	-	.۰۱۷	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	نفاذ قیمت مسکن		
✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	مقدار ثابت (C)		
X	X	X	X	X	X	X	X	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	وقت زمانی (T)		
-	-	-	-	-	-	-	-	4	1	-	4	4	3	4	-	-	-	-	تعداد حداقل وقفه ها		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	✓	-	✓	-	✓	✓	✓	SBC	میار انتخاب				
✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	-	-	✓	-	-	-	AIC	وقفه				
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	HQC					
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.								✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	(A) عدم همبستگی سریالی					
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.								✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	(B) عدم روزش صریح					
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.								✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	(C) نرمابانی					
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.								✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	(D) واریانس همسای					
0.۰۴	0.۹۸	۰.۲۶	۰.۹۶	۰.۲۰	۰.۹۶	۰.۰۸	۰.۹۸	۰.۲۶	۰.۹۸	-	۰.۹۹	۰.۹۸	۰.۹۲	۰.۹۴	R2						
1.۱۹	-۰.۱۲	۱.۶۴	۰.۱۷	۰.۱۰	۰.۱۷	۰.۱۷	۰.۱۷	۱.۹۶	۱.۶۲	-	۱.۶۷	۱.۹۷	۱.۹۰	۲.۲	DW						
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.								-	-۴.۶۲	-	-۳.۴۹	-۱.۰۸	-	-۶.۱۴	آماره t برجی، دولادو و مستر						
در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.								-	-۰.۱۸	-	-۰.۸۲	-	-	-۰.۷۵	ضریب ECM						



**پیوست ۲. تکییک سیکل و روند متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت مسکن با استفاده از فیلتر Hodrick-Prescott**



### بیوست ۳. معادله پویا و بلندمدت قیمت بنیادی مسکن در تهران

جدول ۳-۱. برآورد معادله پویای قیمت بنیادی مسکن

ARDL (1,1,0,1,0,1) (SBC)			
Dependent Variable: LRTHP_SA			
Observations: 66 (1371Q2:1387Q3)			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LRTHP_SA(-1)	0.81684	0.039654	20.5993[.000]
INF	-0.8372E-3	0.0013069	-.64061[.524]
INF(-1)	0.0038001	0.0013473	2.8205[.007]
Q_RATIO	0.032106	0.014316	2.2427[.029]
LRTR_SA	0.69668	0.090234	7.7208[.000]
LRTR_SA(-1)	-0.55841	0.10728	-5.2054[.000]
TDM_SA	0.3142E-6	0.1188E-6	2.6455[.011]
LH_SA	3.1323	1.0571	2.9632[.004]
LH_SA(-1)	-3.5510	1.0599	-3.3502[.001]
C	6.3247	2.2435	2.8191[.007]
R-Squared =	0.98593	XSC =	3.6329[.458]
DW-statistic =	1.6206	XF =	3.0157[.082]
Durbin's h-statistic=	1.628[0.104]	XN =	0.2056[.902]
R-Bar-Squared =	0.98367	XH =	3.1453[.076]

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit

جدول ۲-۳. معادله برآورد ضرایب بلندمدت قیمت بنیادی مسکن

ARDL (1,1,0,1,0,1) (SBC)			
Dependent Variable: LRTHP_SA			
Observations: 66 (1371Q2:1387Q3)			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INF	0.016176	0.0043478	3.7206[.000]
Q_RATIO	0.17529	0.087491	2.0035[.050]
LRTR_SA	0.75491	0.46295	1.6306[.109]
TDM_SA	0.1715E-5	0.7132E-6	2.4053[.019]
LH_SA	-2.2859	0.95413	-2.3958[.020]
C	34.5302	12.7149	2.7157[.009]

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit

جدول ۳-۳. مدل ECM معادله قیمت بنیادی مسکن

ARDL (1,1,0,1,0,1) (SBC)			
Dependent Variable: dLRTHP_SA			
Observations: 66 (1371Q2:1387Q3)			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dINF	-0.837E-3	0.0013069	-.64061[.524]
dQ_RATIO	0.032106	0.014316	2.2427[.029]
dLRTR_SA	0.69668	0.090234	7.7208[.000]
dTDM_SA	0.314E-6	0.119E-7	2.6455[.010]
dLH_SA	3.1323	1.0571	2.9632[.004]
dc	6.3247	2.2435	2.8191[.007]
ecm(-1)	-0.18316	0.039654	-4.6191[.000]
R-Squared = 0.79003			
DW-statistic = 1.6206			
R-Bar-Squared = 0.75628			

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit

جدول ۳-۴. معادله پویای حباب قیمت مسکن

ARDL (0,0,3,1) (AIC)			
Dependent Variable: BUBBLE			
Observations: 62 (1372Q2:1387Q3)			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
CYCM2	0.18055	0.080859	2.2329[.030]
CYCGOLD	-0.077491	0.061503	-1.2599[.213]
CYCGOLD(-1)	0.11118	0.091628	1.2134[.230]
CYCGOLD(-2)	-0.1746	0.088314	-1.9771[.053]
CYCGOLD(-3)	0.17475	0.06337	2.7576[.008]
CYCTEPIX	0.08526	0.045665	1.8671[.067]
CYCTEPIX(-1)	-0.078585	0.044833	-1.7528[.085]
C	0.0024853	0.010004	.24844[.805]
T	-0.440E-4	0.209E-3	-.21074[.834]
R-Squared = 0.26053		XSC = 4.8150[.307]	
DW-statistic = 1.9625		XF = 1.3827[.240]	
R-Bar-Squared = 0.14891		XN = 0.0470[.977]	
		XH = 3.7007[.054]	

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit

#### پیوست ۴. آماره F آزمون همجمعی پسران و دیگران برای معادله حباب

جدول ۴-۱. محاسبه آماره F برای آزمون همجمعی جدول (۳-۳) بر اساس روش پسران و دیگران (۱۹۹۶)

Variable Addition Test (OLS case)			
*****			
Dependent variable is BUBBLE			
List of the variables added to the regression:			
BUBBLE (-1) CYCM2 (-1) CYCGOLD (-1) CYCTEPIX (-1)			
61 observations used for estimation from 1372Q3 to 1387Q3			
*****			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
C	.9544E-3	.011838	.080627 [.936]
T	-.3329E-4	.2481E-3	-.13420 [.894]
DBUBBLE (-1)	.34363	.36928	.93053 [.358]
DBUBBLE (-2)	.30290	.29428	1.0293 [.310]
DBUBBLE (-3)	.17478	.23474	.74458 [.461]
DBUBBLE (-4)	-.037544	.16307	-.23023 [.819]
DCYCM2 (-1)	.10352	.17817	.58099 [.565]
DCYCM2 (-2)	.038338	.16674	.22993 [.819]
DCYCM2 (-3)	.062818	.18391	.34156 [.735]
DCYCM2 (-4)	.24108	.15167	1.5895 [.120]
DCYCGOLD (-1)	-.096079	.088781	-1.0822 [.286]
DCYCGOLD (-2)	-.12060	.095555	-1.2621 [.214]
DCYCGOLD (-3)	-.084387	.092569	-.91161 [.368]
DCYCGOLD (-4)	.065489	.096120	.68132 [.500]

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Microfit