فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۱، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۱۳۲ - ۱۰۵

تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران

پروانه اصلانی
دکترای علوم اقتصادی
parvaneh_aslani@yahoo.com

تقوا خسروی
کارشناس‌ارشد 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 تئوری Q توبین و در بازه زمانی (۱۳۸۷ - ۱۳۷۱) به بررسی عوامل مؤثر بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن بپردازد. برای این منظور، در مرحله اول قیمت بنیادی مسکن به کمک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) تخمین زده‌شده و پسماند مدل به‌عنوان مؤلفه حبابی درنظرگرفته‌شده است. در مرحله بعد به‌منظور بررسی اثر عملکرد سایر بازارها و همچنین نوسانات نقدینگی بر ایجاد و یا تشدید حباب در بازار مسکن تهران ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات نوسانات تصادفی این متغیرها جداشده و مجدداً مدل ARDL برآوردشده است، به اینصورت که مؤلفه حبابی (پسماند) مدل اول به‌عنوان متغیر وابسته و جزء سیکلی متغیرهای مؤثر بر حباب به‌عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل‌شده‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در تشکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به‌شمار می‌رود.

طبقه‌بندی JEL: *C01,E3, R21,R31*.

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

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۲۶** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱/۲۳**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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 درطول 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، ۱۳۷۶و 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 عدم‌ثبات و بازدهی مناسب یک بازار منجربه سرازیرشدن نقدینگی جامعه به سوی بازار دیگر و درپی 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 درنظرگرفته شده است. ازسوی دیگر، نقش افزایش بی‌رویه نقدینگی در جامعه نیز عاملی است که در ایجاد حباب در بازارهای زیرمجموعه اقتصاد به‌ویژه بازار مسکن غیرقابل چشم‌پوشی است.

به این ترتیب، در این مطالعه پس از برآورد قیمت بنیادی مسکن بر اساس متغیرهای مدل پوتربا- توبین[1] به روش ARDL[2] و استخراج پسماند مدل به‌عنوان مؤلفه حبابی، 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 انجام‌شده 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 وارده به مطالعه و جنبه نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعه مورد بررسی انجام‌شده است.[3]

1. Poterba`s Model
2. Autoregressive Distribated Lag

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

قلی‌زاده (۱۳۸۸)، در این مطالعه حباب قیمت مسکن در دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۷۰) با استفاده از سه روش شناسایی‌شده است. در روش اول، قیمت مسکن به روش ARDL برآوردشده و پسماند معادله به عنوان حباب تلقی‌شده است. متغیرهای مورد استفاده جهت برآورد قیمت مسکن شامل نقدینگی واقعی، نرخ بهره واقعی، هزینه واقعی ساخت مسکن و مساحت ساختمان‌های شروع‌شده بوده است. در دو روش دیگر، شاخص‌های قیمت به اجاره مسکن (P/R) و انحراف معیار متحرک قیمت مسکن (SD) به‌عنوان شاخص‌هایی که انحراف از میانگین بلندمدت آنها بازگوکننده حباب است، به‌طور جداگانه به‌عنوان متغیر وابسته درنظرگرفته شده و اثر متغیرهای کلان اقتصادی به‌عنوان متغیرهای مستقل به روش ARDL بر آنها بررسی‌شده است. متغیرهای مؤثر بر نسبت قیمت به اجاره عبارتند از نقدینگی واقعی، نرخ بهره واقعی، هزینه ساخت مسکن و مساحت ساختمان‌های شروع‌شده و متغیرهای مؤثر بر انحراف‌معیار متحرک قیمت مسکن، نقدینگی واقعی، شاخص قیمت سهام، نرخ واقعی ارز، مساحت ساختمان‌های تکمیل‌شده و تولید ناخالص داخلی واقعی درنظرگرفته‌شده 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 به‌صورت شهودی و تجربی بوده است. همچنین، متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن - اعم از بنیادی و غیربنیادی- به‌صورت همزمان در برآورد قیمت مسکن وارد مدل‌شده‌اند، بنابراین نمی‌توان قیمت برآوردشده را بنیادی تلقی کرد. به‌عنوان 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 لحاظ‌شده است. بعلاوه، در این مطالعه از پسماند استخراج‌شده 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 بهره‌گیری‌شده است. جنبه‌های نوآوری مطالعه حاضر نسبت به این مطالعه به شرح زیر می‌باشد:

- در پژوهش حاضر، مؤلفه حبابی از پسماند قیمت بنیادی مسکن استخراج‌شده است که با توجه به تعاریف حباب منطقی‌تر به نظر می‌رسد.

- متغیرهای مستقل بر مبنای مدل نظری پوتربا- توبین انتخاب‌شده‌اند.

- 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 محاسبه‌شده و به دلیل ضعف‌های موجود

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

در این روش از این نسبت‌ها صرفاً به‌عنوان ابزار مکمل برای کنترل روایی متغیرهای مدل پوتربا- توبین استفاده شده است (خسروی و بیابانی، ۱۳۹۱).

عاشری (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های قیمت مسکن در شهر تهران طی دوره (۱۳۸۴-۱۳۷۰) مدل‌های ARDL را تخمین زده است و اجزای پسماند این معادله را به‌عنوان حباب درنظرگرفته است. متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن؛ شاخص سهام، نرخ ارز، تورم و نقدینگی می‌باشند. در مدل دوم یکی دیگر از رویکردهای تشخیص حباب بکارگرفته شده است. در این رویکرد، قیمت مسکن به‌عنوان متغیر وابسته و حباب به‌عنوان متغیر مستقل وارد مدل می‌شود. اگر متغیر حباب معنادار باشد نشان از وجود حباب دارد. برای این منظور، از مدل VAR جهت بررسی استفاده‌شده است. همان‌طورکه 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 سکه، شاخص سهام، تولید ناخالص داخلی و پسماند مدل اول (حباب). هر دو مدل شکل‌گیری حباب در سال ۱۳۸۵ را تأیید نموده و نشان می‌دهندکه حباب از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن در تهران در دوره مورد بررسی می‌باشد. شایان ذکر است که در این مطالعه متغیرهای انتخاب‌شده جهت توضیح قیمت مسکن بیشتر عوامل بیرونی هستند که به‌طور موقت باعث ایجاد عدم تعادل در قیمت مسکن می‌شوند. به‌عبارت 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 استخراج‌شده از مدل قیمت مسکن با استفاده از متغیرهای فوق به خوبی بیانگر حباب نباشد. همچنین، مقدار ضریب ECM در این مطالعه معادل ۰/۸۲- برآوردشده است. این امر به معنای آنست که در هر دوره حدود ۸۲ درصد از عدم تعادل ایجادشده در کوتاه‌مدت به سمت روند بلندمدت تعدیل می‌شود. این سرعت برای تعدیل پویایی‌ها در بازار مسکن تا حدود زیادی اغراق‌آمیز به نظر می‌رسد. بعلاوه، اثر متغیر شاخص سهام دو بار در مدل لحاظ‌شده 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 عاشری بوده است به کمک روش ARDL، شناسایی عوامل ایجاد یا تشدیدکننده حباب، ضرایب اهمیت و آثار با وقفه این متغیرها را نیز مورد توجه قرار داده است.

سوئرنسن (۲۰۰۶) مطالعه سوئرنسن بر پایه ترکیب مدل پوتربا- توبین پایه‌گذاری‌شده است.[1] 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 واردشده است. متغیرهای مورد استفاده جهت

۱. مبنای مطالعه پیش‌رو نیز با استناد به مدل قیمت بنیادی مطالعه سوئرنس یعنی همان مدل تعادلی پوتربا- توبین انجام‌شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

برآورد قیمت بنیادی مسکن در این مطالعه عبارتند از درآمد سرانه واقعی، اجاره واقعی، هزینه واقعی ساخت و جمعیت بین ۱۵تا ۳۵ سال. متغیرهای مؤثر بر حباب در این بررسی نیز مشتمل بر پسماند مدل اول و قیمت اسمی مسکن هر دو با یک وقفه تأخیر می‌باشد. این مدل برای چهار کشور آمریکا، انگلیس، هلند و نروژ برآوردشده و نتایج گزارش‌شده برای هر کشور تنها شامل متغیرهای معنادار می‌باشد. از نکات قابل‌توجه درخصوص این مطالعه می‌توان به عدم گزارش صحت فروض کلاسیک برای هیچیک از مدل‌ها و مورد قبول نبودن آماره دوربین- واتسون مربوط به معادله قیمت بنیادی برای هر چهار کشور ($\geq 0/17$) اشاره داشت. بعلاوه، نتایج برآورد صرفاً دربردارنده متغیرهای معنادار می‌باشد که یک یا دو متغیر می‌باشد. همچنین، در معادله ECM مربوطه از متغیرهای اسمی استفاده‌شده 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 Qتوبین، خود نسبت Q توبین به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیحی قیمت بنیادی مسکن وارد مدل‌شده است.

- در مطالعه حاضر تعداد بیشتری از متغیرهای بنیادی مدل پوترباً- توبین در برآورد لحاظ‌شده است.

در مطالعه سوئرنس جهت تحلیل حباب از ضرایب متغیرهای بنیادی به انضمام قیمت اسمی مسکن با یک وقفه در مدل ECM (تفاضل مرتبه اول متغیرهای بنیادی) استفاده‌شده 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 نقدینگی بر حباب استفاده‌شده است.

۳. تصریح مدل تحقیق

همانطورکه پیش از این نیز اشاره‌شد به منظور بررسی عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن نخست می‌بایست به‌کمک روشی جزء حبابی قیمت مسکن از قیمت بازاری استخراج و جزء بنیادی و حبابی قیمت از هم تفکیک شوند. در این مطالعه براساس یافته‌های جیمز پوترباً (۱۹۸۴) در حوزه هزینه استفاده از مسکن و یافته‌های جیمز توبین (۱۹۶۹) در حوزه شاخص جذابیت سرمایه‌گذاری، متغیرهای بنیادی توضیح‌دهنده قیمت مسکن در بلندمدت استخراج شده و به کمک مدل ARDL قیمت بنیادی مسکن با استفاده از این متغیرها برآورد و میزان انحراف قیمت بنیادی از ارزش بازاری قیمت مسکن (پسماند مدل) حباب تلقی‌شده است.

پوترباً با تمرکز بر بُعد مصرفی مسکن که تابع هزینه استفاده[1] از مسکن می‌باشد، رابطه ریاضی هزینه استفاده از مسکن را ارائه داده است. در این رابطه هزینه استفاده از مسکن، هزینه خدمات[2] ناشی از نگهداری

1. User Cost
2. Service Cost

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

یک واحد مسکونی که طی یک دوره به مالک تحمیل می‌شود تعریف‌شده است. در این رویکرد، مصرف‌کننده بر اساس تابع هزینه استفاده قادر به حداکثرسازی مطلوبیت موردانتظار 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. درغیر اینصورت مالک- مقیم[1] 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 برآوردی $R(\overline{H}_t)$ جبران خواهدشد. هرچه سمت چپ این تساوی بزرگتر از سمت راست باشد انگیزه سرمایه‌گذاری در مسکن نیز افزایش می‌یابد.

$$\dot{q}_t = -R\left(\overline{H}_t\right) + v_t q_t \; ; \qquad (۱)$$

$$v = \delta + \kappa + (1-\theta)(i+\mu) - \pi_t \qquad (۲)$$

در روابط (۱) و (۲)، $\dot{q}_t$: میزان عایدی سرمایه مورد انتظار از قیمت مسکن در زمان t؛ $R(\overline{H}_t)$: اجاره برآوردی 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، δ: نرخ استهلاک پس از کسر مالیات، κ: نرخ هزینه تعمیر و نگهداری، θ: نرخ مالیات بر درآمد، i: نرخ سود تسهیلات مسکن[2]، μ: نرخ هزینه فرصت دارایی مسکن، و π_t: نرخ تورم عمومی جامعه می‌باشد (پورتر، ۱۹۸۴ و میلز، ۱۹۹۴).

از سوی دیگر، جیمز توبین 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 که نرخ تغییر (رشد) موجودی مسکن $\left(\frac{\dot{\overline{H}}}{\overline{H}}\right)$ نیز تابعی از نسبت Q توبین می‌باشد و آن را به‌صورت زیر نمایش می‌دهد:

1. Owner-Occupied
2. Mortgage Interest Payments

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\dot{\overline{H}} = I(Q)H ; \qquad (۳)$$

$$Q = P^H/P^C \qquad (۴)$$

در روابط (۳) و (۴)، $\dot{\overline{H}}$: 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 ناخالص، Q: نسبت Q توبین، H: موجودی مسکن کل در زمان t، P^H: ارزش بازاری مسکن و P^C: هزینه جایگزینی (که درمورد مسکن برابر هزینه ساخت می‌باشد) تعریف‌شده است (سامرز و توبین، ۱۹۸۱ و توبین، ۱۹۶۹).

در حالت تعادل هیچ عایدی سرمایه‌ای (q_t) و یا افزایشی در موجودی مسکن ($\dot{\overline{H}}$) متصور و مورد انتظار نیست، لذا در تعادل $\dot{\overline{H}}_t = \dot{q}_t = 0$ بوده و از روابط (۱) و (۳) خواهیم داشت:[۱]

$$q_t = \frac{R(H_t, y_t, dm_t)}{v} \quad \text{and} \quad I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \qquad (۵)$$

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

باتوجه به آنچه توضیح داده‌شد می‌توان نتیجه گرفت که قیمت مسکن در زمان t حاصل جمع قیمت بنیادی (HP^*) و پسماند (θ) می‌باشد و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HP_t = HP_t^* + \theta \qquad (۶)$$

لذا یک الگوی کامل ARDL با لحاظ تمام ابعاد مدل پوتربا- توبین 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\ln\left(RTHP_t^*\right) = C + \sum_{i=1}^{n_0} \alpha_{0i} \ln\left(RTHP_{t-i}\right) + \sum_{j=0}^{n_1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} \alpha_{2j} RMR_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_3} \alpha_{3j} Q_RATIO_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_4} \alpha_{4j} \ln\left(RTR_{t-j}\right) + \sum_{j=0}^{n_5} \alpha_{5j} \ln\left(H_{t-j}\right) + \sum_{j=0}^{n_6} \alpha_{6j} \ln\left(RY_{t-j}\right) + \sum_{j=0}^{n_7} \alpha_{7j} \ln\left(TDM_{t-j}\right) + \theta \quad (۷)$$

$$n_z \leq \text{maximum lag of variable } z, \quad z = 0,1,...7$$

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، θ: پسماند (مؤلفه حبابی)، C: مقدار ثابت و ضریب متغیر z ام با وقفه j ام می‌باشد.[۱]

اما در واقعیت، بنا به دلایل متعددی لحاظ کلیه متغیرهای فوق در مدل عملاً امکان‌پذیر 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 تخمین‌زده‌شده ازطریق معادله قیمت بنیادی به بررسی عوامل مؤثر بر تشکیل و یا تشدید حباب قیمت مسکن می‌پردازیم. در ادامه، دلایل انتخاب متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت مسکن توضیح داده خواهدشد.

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 به‌عنوان معیاری از چگونگی عملکرد این بازارها انتخاب‌شده 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 بسیاری از سرمایه‌گذاران می‌خواهند نسبت معینی از یک دارایی را در سبد مالی خود نگهداری کنند. اگر قیمت یک دارایی نسبت به دیگر دارایی‌ها به‌شدت افزایش یابد، سرمایه‌گذاران باید پرتفوی خود را مجدداً تخصیص دهند (قلی‌زاده، ۱۳۸۸).

---

۱. بطورکلی در این مطالعه حرف L در ابتدای نام متغیر بیانگر لگاریتم‌گیری از متغیر و حرف R در ابتدای نام متغیر و یا بعد از L نمایانگر واقعی‌بودن متغیر است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

ازسوی 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 درحال 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 پربازده سرازیر می‌شود (عابدین‌درکوش و رحیمیان، ۱۳۸۸). علاوه براین، اثر اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دولت بر افزایش حجم نقدینگی جامعه و سرازیرشدن 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:

$$\theta t = C + \sum_{i=1}^{m0}\beta_{0i}\,\theta t-i + \sum_{j=0}^{m1}\beta_{1i}\ln(RM2_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m2}\beta_{2j}\ln(TEPIX_{t-j})$$
$$+ \sum_{j=0}^{m3}\beta_{3j}\ln(REXC_{t-j}) + \sum_{j=0}^{m4}\beta_{4j}\ln(RGOLD_{t-j}), \qquad (۸)$$

$$m_X \le \text{maximumlag of variable} x,\ x = 0,1,2,3,4$$

در این رابطه، RM2: حجم نقدینگی واقعی کشور، TEPIX: شاخص سهام کل بورس اوراق بهادار تهران، REXC: نرخ واقعی ارز، RGOLD: قیمت واقعی سکه و β_{xj}: ضریب متغیر x ام با وقفه j ام می‌باشد.

شایان ذکر است با توجه به جنس متغیرهای انتخاب‌شده 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 رابطه (۸) به روش ARDL ابتدا به کمک فیلتر جداسازی سیکل و روند هودریک- پرسکات[1] و با استفاده از نرم‌افزار Eviews6 جزء سیکلی و روند متغیرهای توضیحی حباب تفکیک‌شده و سپس رابطه (۸) با بکارگیری جزء سیکلی متغیرهای توضیحی برآوردشده است.[2] در بخش بعد، نتایج حاصل از برآورد دو الگوی ARDL فوق را به تفصیل بررسی خواهیم نمود.

1. Hodrick-Prescott Filter

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۴. بررسی الگوهای اقتصادسنجی و تفسیر نتایج آن

۴-۱. نتایج الگوهای ARDL برآوردشده

همانطورکه 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 توبین وارد مدل شوند، اما از آنجا که برخی متغیرها قدرت توضیح‌دهندگی پایینی داشته و یا با ورود به مدل باعث کاهش اعتبار مدل می‌شدند، ناگزیر از وجود آنها صرفنظرشده و یا از متغیرهای جایگزین آنها استفاده‌شده 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 ۷۰۰ ترکیب مختلف از متغیرهای مستقل معادله‌ای به فرم تبعی زیر از بین نتایج بدست آمده انتخاب‌شد که معادله پویای آن در جدول (۳-۱ پیوست) قابل مشاهده می‌باشد.

$$\begin{aligned} LRTHP_SA = {} & C + \alpha_{01}(LRTHP_SA_{t-1}) + \alpha_{10}(INF_{t_0}) + \\ & \alpha_{11}(INF_{t-1}) + \alpha_{20}(Q_RATIO_{t_0}) + \alpha_{30}(LRTR_SA_{t_0}) + \\ & \alpha_{31}(LRTR_SA_{t-1}) + \alpha_{40}(TDM_SA_{t_0}) + \alpha_{50}(LH_SA_{t_0}) + \\ & \alpha_{51}(LH_SA_{t-1}) + \theta \end{aligned} \qquad (۹)$$

در این رابطه، C: عرض از مبدأ، LRTHP_SA: لگاریتم قیمت واقعی یک متر مربع واحد مسکونی در تهران[۱]، INF: نرخ تورم عمومی[۲]، Q_RATIO: نسبت Q توبین[۳]، LRTR_SA: لگاریتم اجاره واقعی یک متر مربع واحد مسکونی در تهران[۴]، TDM_SA: تعداد خانوارهای تهرانی[۵]، LH_SA: لگاریتم موجودی (فیزیکی)

---

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

۲. نحوه محاسبه نرخ تورم با استفاده از آمارهای فصلی منتشرشده بانک مرکزی ج.ا.ا: $INF_t = \left(\frac{CPI_t - CPI_{t-4}}{CPI_{t-4}} \right) \times 100$

۳. نحوه محاسبه Q توبین = میانگین قیمت $1m^2$ زیربنای مسکونی در مناطق ۲۲گانه شهر تهران (هزارریال)÷ 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 ۲۲گانه شهر تهران(هزار ریال) می‌باشد که توسط وزارت مسکن منتشر می‌گردد. برای واقعی‌کردن این متغیر نیز از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی گروه مسکن استفاده‌شده است.

۵. برای برآورد این متغیر با استفاده از سه داده مربوط به سرشماری‌های صورت‌گرفته در مقاطع سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ معادله‌درجه دومی تعریف‌شده و با استفاده از روش درونیابی برای فصول چهارگانه در محدوده زمانی (۱۳۸۷- ۱۳۶۵) مقدار آن برآوردشده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

مسکن در تهران[۱] و θ: پسماند (مؤلفه حبابی) می‌باشد.[۲] لازم به ذکر است در این مرحله برای تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرها از معیار شوارتز- بیزین (SBC) استفاده‌شده است.

نتایج آماره‌های LM و F و حداقل سطح معناداری برای پذیرفتن فرض صفر کلیه فروض کلاسیک اعم از عدم همبستگی سریالی، عدم تورش تصریح، 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 دوربین- واتسون برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی معتبر نخواهد بود و باید برای این منظور آماره اچ-دوربین[۳] ملاک عمل قرار گیرد. در چنین شرایطی نرم‌افزار مایکروفیت مقدار این آماره را به‌طور خودکار محاسبه می‌نماید. مقدار این آماره برای این مدل برابر ۱/۶۲۸ محاسبه‌شده است که به‌دلیل قرارگرفتن در فاصله ۱/۹۶± فرضیه عدم وجود خودهمبستگی را در مورد این مدل نمی‌توان رد کرد.

مقدار R^2 و $\overline{R^2}$ به‌ترتیب برابر ۹۸/۵۹ و ۹۸/۳۷ درصد می‌باشد که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل دارد. همچنین همان‌طورکه مشاهده می‌شود این دو مقدار تفاوت بسیار ناچیزی با یکدیگر دارند و از این رو می‌توان به درستی تصریح مدل اطمینان بیشتری کرد (۳-۱ پیوست). در نمودار (۱) مقادیر واقعی و برازش‌شده مدل (۳-۱ پیوست) آورده‌شده است.

---

۱. نحوه محاسبه متغیر موجودی مسکن:

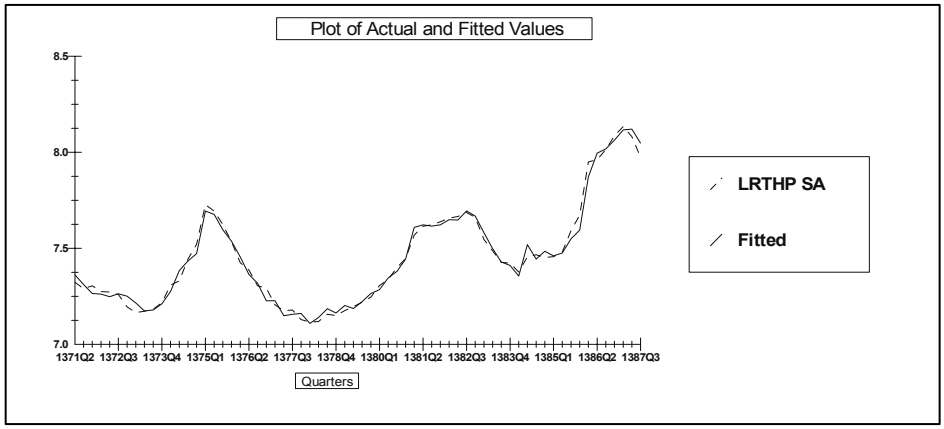
$$\text{Housing Stock} = H_t = C_t + H_{t-1} - \delta \times H_t$$

C_t: پروانه‌های ساختمانی صادرشده توسط شهرداری‌های مناطق شهر تهران ÷ متوسط تعداد واحدهای مسکونی در پروانه‌ها. در این رابطه، H_t: تعداد واحدهای مسکونی موجود در زمان t، C_t: تعداد واحدهای مسکونی شروع‌شده در زمان t و δ: نرخ تخریب واحدهای مسکونی قدیمی می‌باشد که این نرخ برای کلیه نقاط شهری کشور برای دوره (۱۳۷۵-۱۳۶۵) سالانه معادل ۰/۸ و برای سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۷۵) سالانه معادل ۰/۷ گزارش‌شده است.

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

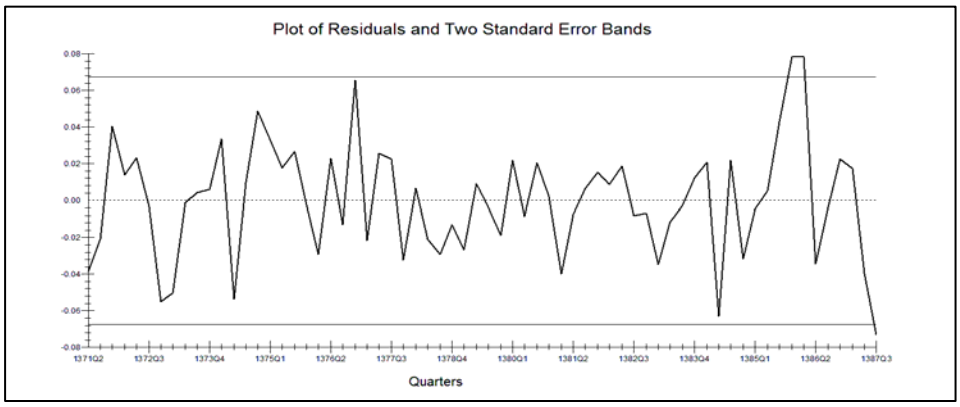
3. Durbin's h-Statistic

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]



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

نمودار ۱. منحنی مقادیر برازش‌شده و قیمت واقعی مسکن



مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Microfit.

نمودار ۲. نمودار پسماندها و خطوط دو انحراف معیار

آزمون همگرایی مدل فوق با توجه به آماره t بنرجی، دولادو و مستر[1] به‌صورت زیر است:

$$t - statistic = \frac{0.81684 - 1}{0.03965} = -4.62 \qquad (۱۰)$$

1. Banerjee, Dolado & Mestre

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

از آنجا که مقدار آماره t این الگو برابر (۴/۶۲-) بوده و مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای ۵ متغیر مستقل و بیشتر با تعداد ۵۰ مشاهده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر (۴/۴۳-) می‌باشد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی قیمت بنیادی مسکن وجود دارد. این رابطه تعادلی که ازطریق نرم‌افزار Microfit4.1 برآوردشده در جدول (۳-۲ پیوست) گزارش‌شده است.

با توجه به جدول (۳-۲) 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:[1]

$$\begin{aligned} LRTHP_SA &= 34.53 + 0.3\,INF + 0.57\,Q_RATIO + \\ &\qquad [2.72]\ [3.72]\quad [2.00] \\ &0.75\,LRTR_SA + 3.2\,TDM_SA - 2.3\,LH_SA \\ &[1.63]\qquad [2.40]\qquad [-2.39] \end{aligned} \tag{۱۱}$$

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 محاسبه‌شده ضریب نرخ تورم با توجه به

---

۱. به‌دلیل اینکه سه متغیر نرخ تورم نسبت Q توبین و تعداد خانوار بدون لگاریتم‌گیری در مدل لحاظ‌شده‌اند، حال آنکه متغیر وابسته (قیمت مسکن) لگاریتمی است می‌بایست ضریب این سه متغیر به‌کمک فرمول زیر مجدداً محاسبه شود تا قابلیت مقایسه با سایر متغیرها را داشته باشد. شایان ذکر است در این روابط از میانگین هندسی متغیرها استفاده‌شده است.

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

$$\alpha 1 = \frac{\partial \log(RTHP)}{\partial INF}\times INF = 0.016\times\overline{INF} = 0.016\times 18.4327 = 0.294 \cong 0.3$$

$$\alpha 2 = \frac{\partial \log(RTHP)}{\partial Q_RATIO}\times Q_RATIO = 0.17529\times\overline{Q_RATIO} = 0.17529\times 3.2356 = 0.567 \cong 0.57$$

$$\alpha 3 = \frac{\partial \log(RTHP)}{\partial TDM_SA}\times TDM_SA = 0.1715\times 10^{-5}\times\overline{TDM_SA} = 0.1715\times 10^{-5}\times 1856372 = 3.18 \cong 3.2$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

رابطه فوق تقریباً برابر ۰/۳ بوده و بدین معناست که اگر نرخ تورم یک درصد تغییرکند قیمت واقعی مسکن ۰/۳ درصد در همان جهت تغییر خواهد کرد.

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. موجودی مسکن نیز بعد از متغیر جمعیتی از کشش قیمتی بالایی برخوردار است.

ضریب تصحیح خطا (ECT) نیز برابر ۱۸/۳۲- برآوردشده 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 به‌کندی صورت می‌گیرد و حدوداً ۶ فصل (معادل یک و نیم سال) تا ازبین رفتن‌کامل اثرات حباب به‌طول می‌انجامد. همچنین، ضرایب متغیرهای بنیادی در مدل ECM همگی در سطح اطمینان ۹۵درصد معنادار بوده و $\overline{R^2}$ معادل ۷۵/۶۲ درصد نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو است (جدول ۳-۳ پیوست).

منحصراً در خصوص این دسته از پژوهش‌ها می‌توان تحلیل دیگری نیز از ضریب تصحیح خطا استخراج نمود و از آنجا که پسماند در این مدل به عنوان حباب تلقی‌شده 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 تثبیت اقتصادی از سال ۱۳۸۱ به بعد نوسان نرخ ارز به صورت شناور مدیریت‌شده 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 ده‌ها گزینه رابطه‌ای به شکل زیر جهت توضیح اثرات نقدینگی قیمت سکه و شاخص سهام بر حباب قیمت مسکن انتخاب‌شده است:

$$\begin{aligned} \text{HousingBubble}(\theta\theta = C + T + \alpha 10(\text{cyc}(\text{LRM2}_{t-0})) + \alpha 20(\text{cyc}(\text{LRGOID}_{t-0})) + \\ \alpha 21(\text{cyc}(\text{LRGOID}_{t-1})) + \alpha 22(\text{cyc}(\text{LRGOID}_{t-2})) + \alpha 23(\text{cyc}(\text{LRGOID}_{t-3})) + \\ \alpha 30(\text{cyc}(\text{LTEPIX}_{t-0})) + \alpha 31(\text{cyc}(\text{LTEPIX}_{t-1})) + \varepsilon \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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

در این مرحله برای انتخاب تعداد وقفه بهینه از معیار آکاییک (AIC) استفاده‌شده و حداکثر تعداد وقفه‌ها ۴ درنظرگرفته‌شده است. نتایج تخمین معادله پویای (۱۱) در جدول (۳-۴ پیوست) آمده است. همان طورکه 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^2و $\overline{R^2}$ 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^2و $\overline{R^2}$ 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:

$$\theta = 0.002 - (0.44\times e^{-4}) + 0.18(cyc(LRM2_{t-0})) - 0.08(cyc(LRGOLD_{t-0})) + 0.11(cyc(LRGOLD_{t-1}) - 0.17(cyc(LRGOLD_{t-2})) + 0.17(cyc(LRGOLD_{t-3})) + 0.09(cyc(LTEPIX_{t-0})) - 0.08(cyc(LTEPIX_{t-1})) + \varepsilon \quad (۱۳)$$

۴-۲. تفسیر متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت مسکن

۴-۲-۱. نقدینگی (LRM2)

کانال اثرگذاری حجم نقدینگی بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن: مهم‌ترین نظریه از رابطه مثبت بین نقدینگی[۱] 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[۲] یکی از عوامل محرک 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 ازجمله بورس به‌سوی بخش مسکن و با هدف سوداگری سوق می‌یابند (عابدین 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

در شرایط فقدان الگوها و کانال‌های متشکل 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 خواهدشد. 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 همین‌صورت ادامه می‌یابد تا ناگهان بر اثر ازدیاد عرضه و فقدان تقاضای غیرسوداگرانه انتظارات معکوس می‌شود و بخش مسکن وارد رکود می‌شود. به‌دلیل اینکه بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط پیشین با سایر فعالیت‌های اقتصادی است با رکود این بخش مجموعه اقتصاد به سمت بحران پیش خواهد رفت (کلاس و رالف، ۲۰۰۷).

معناداری متغیر: آماره این متغیر در سطح برابر۲/۲۳ 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)[۱]

کانال اثرگذاری قیمت سکه بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن: قیمت سکه به‌عنوان معیاری از نوسانات قیمت در بازار طلا در مدل لحاظ‌شده 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. به‌نظر 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 تأخیر بی‌معنا 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: $LRGOLD = \log(\frac{GOLD}{CPI}) \times 100$، 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).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

تقریباً ۰/۱۸ درصد کوچکترشده و بخشی از نقدینگی سرمایه‌گذاران به بازار سکه منتقل می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حباب و نوسان‌شدید در بازار سکه و طلا بیش 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 وشدت اثرگذاری ضریب این متغیر بعد از نقدینگی در مرتبه دوم اهمیت قرار دارد.

۴. شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (LTEPIX)[۱]

کانال اثرگذاری شاخص قیمت سهام بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن: همان‌طورکه پیش از این ذکرشد شاخص قیمت سهام به عنوان نمادی از کارایی و وضعیت بورس اوراق بهادار تهران در مدل وارده‌شده 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 بدین‌معناکه 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 به‌عنوان جایگزین مسکن می‌نگرند. این متغیر با یک وقفه و در سطح اطمینان ۹۲ درصد تأثیری منفی بر حباب

---

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

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

که در این رابطه، Pit: قیمت شرکت i ام در زمان t، Pio: قیمت شرکت i ام در زمان مبدأ، qit: تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان t، qio: تعداد سهام منتشره شرکت ام در زمان مبدأ، Dt: عدد پایه در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\sum p_{i0} q_{i0}$ بوده است، n: تعداد شرکت‌های مشمول شاخص می‌باشد. مأخذ داده‌های آماری: نرم‌افزار رهاورد نوین- نسخه ۳ (به‌منظور تبدیل داده‌های روزانه به فصلی، رقم شاخص در آخرین روز معاملاتی هر فصل انتخاب‌شده است).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

قیمت مسکن دارد. ضریب شاخص سهام با یک وقفه ۰/۰۸- 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 وابسته 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) ارائه‌شده، استفاده می‌شود. بر اساس این آزمون، کمیت آماره (۰/۷۷۳) F =۰/۴۴۸ به‌دست آمده است.[۱] حد پایین مقدار بحرانی آماره F در سطح ۹۵ درصد اطمینان با عرض از مبدأ و روند برابر با ۴/۰۶۶ و حد بالای مقدار بحرانی برابر با ۵/۱۱۹ 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. به‌عبارت دیگر، وجود رابطه بلندمدت برای حباب قیمت مسکن تأیید نمی‌شود. از این رو، الگوی بلندمدت و تصحیح خطا 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 تلاش‌شد 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 به‌عنوان مؤلفه حبابی استخراج شود. نتایجی که از اجرای این فرآیند حاصل‌شد به شرح زیر می‌باشد:

- متغیرهای توضیح‌دهنده قیمت بنیادی- واقعی مسکن در این پژوهش عبارتند از:نرخ تورم نسبت Q توبین، اجاره واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن. نتایج برآورد به روش ARDL حاکی از آن است که 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 توبین نشان می‌دهدکه 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 استخراج‌شده از نرم‌افزار Microfit جهت محاسبه آماره F آورده‌شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

بر اقتصاد ایران و یا زمان‌بر بودن فرایند تولید و عرضه مسکن دانست. به‌عبارت دیگر، اگر سرمایه‌گذار در زمان اوج این شاخص اقدام به سرمایه‌گذاری نماید ممکن است زمانی که پروژه ساخت وی به مرحله بهره برداری 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 متولدین دهه ۱۳۶۰ (دهه انفجار جمعیتی) به سن ازدواج و تشکیل خانواده قرار دارد با یافته‌های کرینر (۲۰۰۵)، جیناکوپلوس (۲۰۰۲–۲۰۰۴) 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 تعدیل در هر دوره حدوداً معادل ۰/۲ عدم تعادل حاصله می‌باشد. در واقع، از بین 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) بررسی‌شد. نتایج این مرحله به شرح زیر خلاصه می‌شود:

– نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل ایجاد حباب در بازار مسکن تهران شناخته‌شد.

– 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 تعدیل‌شده 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 نتیجه 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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 اشاره‌شد، بر اساس نتایج این پژوهش به نظر می‌رسد در مقایسه سه بازار مسکن، سکه و سرمایه، سفته‌بازان تمایل و تمرکز بیشتری بر دو بازار سکه و مسکن داشته و بازار سرمایه عملاً به طور مستقل و منفعل 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 به‌عمل می‌آورد. با این مکانیزم، بازار سرمایه نیز جذابیت مورد انتظار خود را یافته و جایگاه اصلی خود را به‌عنوان 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، عملیاتی‌شدن 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 بپیوندد، لذا به نظر می‌رسد اعمال سیاست‌های پولی انبساطی و کاهش نرخ سود سپرده‌گذاری به‌دلیل ایجاد تنگناهای رقابتی در پوشش انواع ریسک‌های مالی و غیرمالی برای بانک‌ها منجر به کاهش مقبولیت عمومی سپرده‌گذاری در بانک و تغییر رویه سرمایه‌گذاران محتاط و ریسک‌گریز شده و به دنبال خروج سرمایه‌ها از بانک‌ها و افزایش حجم نقدینگی در جامعه، افزایش نرخ اجاره‌بها 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 سپرده‌گذاری در بانک و یا اجاره‌داری واحد مسکونی را برمی‌گزینند. بنابراین کاهش نرخ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

سود سپرده‌گذاری با هدف ایجاد رونق اقتصادی مستلزم ایجاد تنوع در بدیل‌های سرمایه‌گذاری بوده و اتخاذ سیاست پولی انبساطی نه تنها مشکلی از میان برنخواهد 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 بازرگانی.

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 دیباگران، چاپ اول.

خسروی، تقوا (۱۳۸۹)، *تحلیل حباب قیمت مسکن در تهران؛ با استفاده از تئوری Q توبین و مدل پوتربا*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مرکز آموزش عالی رجاء قزوین.

خسروی، تقوا و جهانگیر بیابانی (۱۳۹۱)، "شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۷۱) با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، صص ۱۸۲-۱۳۱.

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 ۳۸-۱۱.

عاشری، مصطفی (۱۳۸۸)، *تحلیل و تبیین حباب قیمت مسکن در تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی‌سینا 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، طیبی، سیدکمیل؛ شجری، هوشنگ 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 وقفه‌های گسترده"، *فصلنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره ۴۵، صص ۵۰-۲۹.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۹)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ سوم.

یزدانی، پدرام (۱۳۸۸)، *آزمون وجود حباب قیمتی در بازار مسکن تهران طی دوره (۱۳۸۶ - ۱۳۷۱)*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

وزارت مسکن و شهرسازی، "عملکرد سی ساله بخش مسکن"، گزارش تحلیلی.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

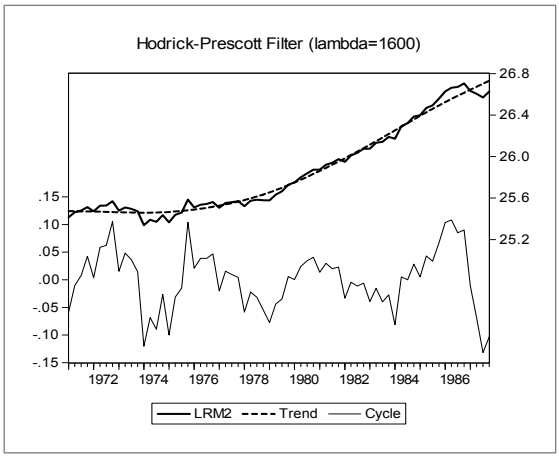
پیوست ۱. بررسی مقایسه‌ای نتایج آماری چند مطالعه حباب قیمت مسکن

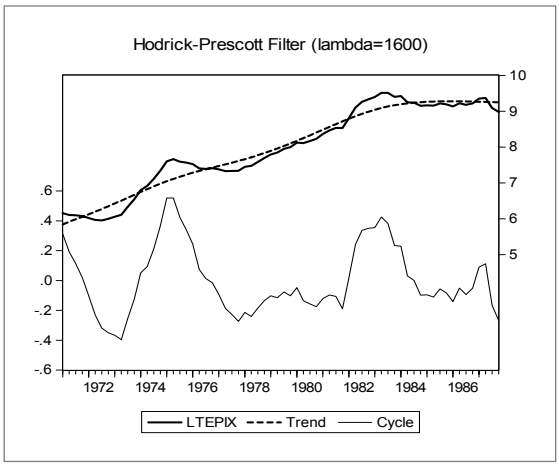
نام محقق		دکتر علی اکبر قلی زاده			مصطفی عاشری		نتایج پژوهش حاضر		سوئرنسن							
سال انتشار نتایج پژوهش		۱۳۸۸			۱۳۸۸		۱۳۸۹		۲۰۰۶							
جامعه آماری		ایران			تهران		تهران		نروژ		هلند		انگلستان		آمریکا	
بازه انتخاب	سال شروع	۱۳۷۰			۱۳۷۰		۱۳۷۱		۱۹۰۰	۱۹۰۱	۱۸۲۴	۱۸۲۵	۱۹۳۰	۱۹۳۲	۱۹۱۳	۱۹۱۴
	سال پایان	۱۳۸۶			۱۳۸۵		۱۳۸۷		۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴	۲۰۰۴
تواتر داده ها		فصلی			فصلی		فصلی		سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه
مدل دو مرحله ای تفسیرحباب: ۱- برآورد قیمت مسکن ۲- تشخیص عوامل موثر حباب		نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب		نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب	نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب	نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب	نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب	نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب	نحوه برآورد قیمت مسکن	نحوه تشخیص حباب
روش اقتصادسنجی مورد استفاده جهت برآورد		ARDL	ARDL	ARDL	ARDL	VAR	ARDL	ARDL	OLS	ECM	OLS	ECM	OLS	ECM	OLS	ECM
نرم افزار مورد استفاده		microfit	microfit	microfit	microfit	microfit	microfit	microfit	OX	OX	OX	OX	OX	OX	OX	OX
متغیر وابسته ⬅		شاخص قیمت واقعی زمین	نسبت قیمت به اجاره	انحراف معیار متحرک قیمت مسکن	قیمت واقعی مسکن در تهران	قیمت واقعی مسکن در تهران	لگاریتم قیمت واقعی مسکن	پسماند مرحله اول	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	تفاضل لگاریتمی قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	تفاضل لگاریتمی قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	تفاضل لگاریتمی قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	تفاضل لگاریتمی قیمت اسمی مسکن
متغیرهای مستقل	۱ تورم	–	–	–	۱.۱۸	–	۰.۲۹۸	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۲ نرخ بهره	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۳ هزینه ساخت مسکن	۷۵۰	✔	–	–	✔	–	–	۰.۱۹	–	–	–	–	–	۰.۵۷	–
	۴ اجاره	–	–	–	–	–	۰.۷۵	–	۰.۹۸	–	–	–	–	–	۰.۶۶	–
	۵ نرخ سود تسهیلات	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۶ درآمد سرانه	–	–	–	–	–	–	–	–	۰.۲۰	۰.۷۱	–	۰.۹۲	–	–	–
	۷ موجودی مسکن	–	–	–	–	–	-۲.۲۸	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۸ متغیر جمعیتی	–	–	–	–	–	۳.۱۸	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۹ نسبت قیمت به هزینه ساخت (Q)	–	–	–	–	–	۰.۵۷	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۰ LTV	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۱ مساحت ساختمانهای تکمیل	–	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۲ مساحت ساختمانهای شروع	۷۳.۳۶	✔	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۳ قیمت طلا (سکه)	–	–	–	–	✔	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۴ نرخ ارز	–	–	✔	-۰.۰۰۰۶	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۵ شاخص قیمت سهام	–	–	✔	-۳۲۶	✔	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۶ نقدینگی	۱.۹۶	✔	✔	۰.۰۰۳	–	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۷ تولید ناخالص داخلی	–	–	✔	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	۱۸ پسماند مدل قیمت مسکن	–	–	–	–	✔	–	–	–	-۰.۰۴	–	-۰.۰۹	–	-۰.۰۶	–	-۰.۰۴
	۱۹ تفاضل قیمت مسکن	–	–	–	–	–	–	–	–	۰.۱۷	–	۰.۵۶	–	۰.۵۲	–	۰.۷۸
مقدار ثابت(C)		✔	✔	✔	✔	✗	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔
روند زمانی (T)		✔	✔	✔	✗	✗	✗	✔	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗
تعداد حداکثر وقفه ها		٤	۳	٤	٤	–	۱	٤	–	–	–	–	–	–	–	–
معیار انتخاب وقفه	SBC	✔	✔	–	✔	–	✔	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	AIC	–	–	✔	–	–	–	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔
	HQC	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
آزمون های تشخیص	A (عدم همبستگی سریالی)	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.							
	B (عدم تورش تصریح)	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.							
	C (نرمالیتی)	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.							
	D (واریانس همسانی)	✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.							
R2		۰.۹٤	۰.۹۲	۰.۹۸	۰.۹۹	–	۰.۹۸	۰.۲٦	۰.۹۸	۰.۰۸	۰.۹٦	۰.۲۰	۰.۹۹	۰.۲٦	۰.۹۸	۰.۵٤
DW		۲.۲	۱.۹۰	۱.۸٦	۱.٦۳	–	۱.٦۲	۱.۹٦	۰.۱۷	۲.۰۹	۰.۱۵	۱.۵۷	۰.۱۷	۱.٦۸	۰.۱۲	۱.۸۹
آماره t بنرجی، دولادو و مستر		-٦.۱٤	–	-۱.۰۸	-۳.٤۹	–	-٤.٦۲	–	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.							
ضریب ECM		-۰.۷۵	–	–	-۰.۸۲	–	-۰.۱۸	–	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.							

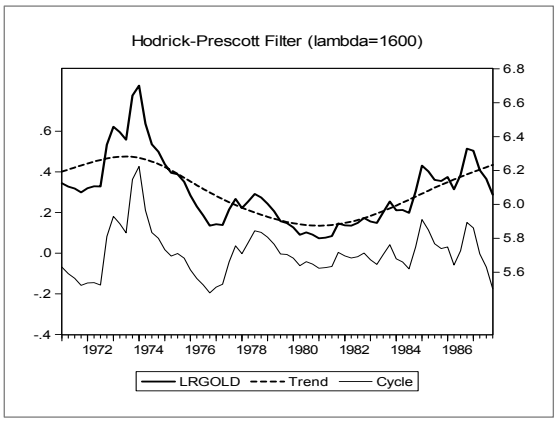
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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







[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

پیوست 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 نرم‌افزار Microfit.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

جدول ۳-۲. 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 نرم‌افزار 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 نرم‌افزار Microfit.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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 نرم‌افزار Microfit.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

پیوست۴. آماره F آزمون همجمعی پسران و دیگران برای معادله‌حباب

جدول ۴ـ۱. 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]