

تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران^۱

* اکبر کمیجانی

** نادیا گندلی علیخانی

*** اسماعیل نادری

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۵/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۷/۲۳



چکیده

بازار مسکن یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه‌ای - مالی است که تحولات آن همواره نقشی اساسی در اقتصادهای ملی و جهانی داشته است. این بازار، دائماً با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده که ماهیت آن با نوسانات ذاتی قیمت‌ها در بازارهای مالی متفاوت است، زیرا، صعود و سقوط قیمت‌ها در آن بسیار عظیم و غیرقابل کنترل و درحقیقت حباب‌گونه می‌باشد. از جمله مهم‌ترین عوامل برون‌زایی که به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم موجب شکل‌گیری این پدیده می‌شوند، سیاست‌های پولی هستند. با عنایت به این امر، هدف اصلی این پژوهش بررسی عوامل پولی مؤثر بر حباب بازار مسکن به کمک مدل ARDL و با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۰، می‌باشد. در این راستا، آثار کوتاه‌مدت، پویا و بلندمدت متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا، شاخص کل سهام، نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و درآمدهای نفتی بر حباب قیمت مسکن برآورد شده است. یافته‌های این تحقیق حاکی از ارتباط معنادار تمامی متغیرهای مستقل تحقیق با متغیر وابسته در کلیه ادوار اقتصادی بوده است. همچنین ضریب تعدیل در رابطه پویا، برابر مقدار عددی $-0/58$ بوده، لذا آثار تکانه‌های کوتاه‌مدتی که موجب عدم تعادل می‌شوند، پس از دو دوره از بین خواهد رفت و تعادل بلندمدت مجدداً پس از دو سال حاصل می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: حباب بازار مسکن، نقدینگی، نرخ سود بانکی، تورم، بازارهای مالی

طبقه‌بندی JEL: C32, R31, E52, G12, P44

۱. این مقاله در قالب طرح پژوهشی شماره (۴۴۰۳۰۰۵/۱۳) با استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه تهران انجام شده است.

Komijani@ut.ac.ir

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات خوزستان

N.Alikhani@khouzestan.srbiau.ac.ir

Naderi.Ec@ut.ac.ir

*** کارشناس ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران



مقدمه

امروزه با رشد روزافزون بازارهای مالی، تغییرات این بازارها توانسته است تأثیرات شگرفی بر اقتصاد کشورها بگذارد (چانگ و همکاران^۱، ۲۰۱۲). از این رو دستیابی به رشد مداوم اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح اقتصاد ملی بوده و تحقق این مهم، بدون کمک بازارهای مالی به سهولت امکان پذیر نخواهد بود؛ چراکه، رکود و رونق بازارهای مالی می تواند نه تنها اقتصاد ملی، بلکه اقتصاد جهانی را نیز تحت تأثیر قرار دهد (ایزگیور و همکاران^۲، ۲۰۰۹). از سوی دیگر، نه تنها دستیابی به رشد اقتصادی مستلزم گسترش بازارهای مالی بوده، بلکه رشد اقتصادی نیز پیش نیاز توسعه این بازارها است (بومن و همکاران^۳، ۲۰۱۳).

اساساً، بازارهای مالی به علت شفافیت اطلاعات، سیالیت، وجود سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران با تصمیمات متفاوت و همچنین داشتن حافظه بلندمدت، همواره دارای رفتار پیچیده و تلاطم‌های بسیاری هستند (نادری، ۱۳۹۱)، که این ویژگی‌ها، مدیریت و کنترل آنها را سخت‌تر می‌کند؛ وقوع بحران‌های مالی مختلف از جمله بحران مالی ۲۰۰۸، گواهی بر این امر است. همچنین، بازارهای مالی که در پی جذب مازاد وجوه و سرمایه‌های سایر بخش‌های اقتصادی به منظور ایجاد منافع بیشتر برای صاحبان آنها، می‌باشند؛ به دو دسته بازارهای سرمایه و پول تقسیم می‌شوند (مادورا^۴، ۱۳۸۸). در این میان بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین بازارهای

-
1. Chung & et al
 2. Eizaguirre & et al
 3. Bumann & et al
 4. Madora

سرمایه‌ای - مالی است که تحولات آن همواره نقشی اساسی بر اقتصادهای ملی و جهانی داشته است. این بازار، دائماً با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده که ماهیت آن با نوسانات ذاتی قیمت‌ها در بازارهای مالی متفاوت است، زیرا، صعود و سقوط قیمت‌ها در آن بسیار عظیم و غیرقابل کنترل می‌باشد (رن و همکاران^۲، ۲۰۱۲).

بر پایه مفاهیم تئوریک، تغییرات قیمت یک دارایی، متأثر از دو دسته عوامل است؛ نخست، عوامل بنیادی (تغییرات عرضه و تقاضای یک کالا) و دیگری عوامل غیربنیادی (تغییرات کاذب قیمت‌ها) (فرهن و همکاران^۳، ۲۰۱۲). بدین ترتیب ارزش مسکن و سهم آن در تولید ناخالص ملی از یک سو و نیز عملکرد ضعیف و کارایی پایین سایر بازارهای مالی نظیر بازارهای سهام، ارز و طلا، در جذب نقدینگی سرمایه‌گذاران از سوی دیگر؛ موجبات افزایش حساب قیمت مسکن را فراهم نموده است (ژانگ^۴، ۲۰۱۳). در این راستا، عوامل متعددی از جمله استمرار نرخ‌های سود بانکی (بهره) پایین در مقایسه با تورم برای مدت طولانی، رشد وام‌های رهنی پرخطر (که باعث ایجاد فضای سفته‌بازی می‌شوند) و افزایش حجم نقدینگی در سیستم‌های مالی (تسی^۵، ۲۰۱۳)، سبب افزایش قیمت مسکن طی سال‌های اخیر شده است.

وضعیت افزایش قیمت مسکن طی سال‌های اخیر را سبب شده است. بررسی و تجزیه و تحلیل عوامل ایجادکننده حساب قیمت مسکن در ایران، مبین آن است که مجموعه عوامل مذکور، به طور مستقیم و یا غیرمستقیم، ریشه در سیاست‌های پولی داشته و همچنین، شکل‌گیری حساب در هریک از بخش‌های بازار مالی، ارتباط تنگاتنگی با مقوله تورم دارد. به علاوه پولی بودن ماهیت تورم در اقتصاد ایران، در مطالعات متعددی مورد تأیید قرار گرفته است (کمیجانی و علوی (۱۳۷۹)، طیب‌نیا (۱۳۷۳)، تشکینی و عباسی‌نژاد (۱۳۸۳)، حسینی‌یزدی و همکاران (۱۳۸۴)، طیب‌نیا

۱. بازار مالی‌ای که جریان وجوه کوتاه‌مدت را تسهیل نماید، بازار پول و بازار مالی‌ای که جریان وجوه بلندمدت را تسهیل می‌کند، بازار سرمایه نامیده می‌شود.

2. Ren & et al.

3. Frehen & et al.

4. Zhang

5. Tsai



و تقی‌ملایی (۱۳۸۹) و سلطانی و لشکری (۱۳۹۰). بنابراین، احتمال اینکه سیاست‌های پولی بتوانند بر شکل‌گیری و یا گسترش پدیده حباب قیمت مسکن مؤثر باشند، دور از انتظار نخواهد بود.

بدین ترتیب، هدف اصلی این مطالعه، آزمون این فرضیات است که: «سیاست‌های پولی بر حباب قیمت مسکن اثر مثبت معناداری دارند»، «بازارهای مالی رقیب بازار مسکن از جمله بازارهای ارز، طلا و سهام ارتباط معکوسی با حباب بازار مسکن دارند» و دیگر اینکه «درآمدهای نفتی اثر مثبت و معناداری بر حباب بازار مسکن دارد». به همین منظور، در بخش‌های بعدی، ابتدا مختصری از مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌شود و سپس به بیان روش تحقیق، برآورد تجربی آن، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته خواهد شد. در این راستا، از داده‌های سری زمانی سالانه متغیرهای حباب قیمت مسکن، نرخ ارز، قیمت طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و درآمدهای نفتی، طی دوره (۱۳۶۹-۱۳۹۰) بهره‌جسته شده است. آمار و اطلاعات تمامی این متغیرها از سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده، به‌جز داده‌های حباب قیمت مسکن، که از سایت رسمی وزارت راه و شهرسازی گردآوری شده است.

۱. سیری در مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مفهومی که واژه حباب به اذهان متبادر می‌کند، عمدتاً دربرگیرنده مفاهیم اقتصادی بوده که از افزایش و کاهش‌های شدید قیمت‌ها در بازارهای مالی نشئت می‌گیرد. به‌عبارت دیگر، انحراف قیمت کالا از قیمت تعادلی بلندمدت آن را حباب گویند، درواقع هنگامی که قیمت یک کالا یا خدمت با قیمت انتظاری آن در آینده تفاوت داشته باشد، بحث حباب مطرح می‌شود^۱ (نظری و فرزنانگان، ۱۳۸۹).

بررسی سیر تاریخی مقوله حباب، حاکی از آن است که، این پدیده نخستین‌بار در کشور هلند طی سال‌های ۱۶۳۷-۱۶۲۷ بر قیمت پیاز گل لاله رخ داده و پس از

۱. برای تعریف دقیق حباب، مفهوم قیمت ساختاری تعریف شده که معرف منافع انتظاری ناشی از نگهداری یک کالا یا خدمت می‌باشد (اصلائی و خسروی، ۱۳۹۱).

آن، حساب‌های بازارهای سهام شرکت می‌سی‌سی‌پی آمریکا^۱ و حساب سهام شرکت دریای جنوب انگلستان، که در قرن هجدهم به وقوع پیوستند. هرچند پدیده حساب قیمتی برای نخستین بار از لحاظ تاریخی در اوایل قرن هفدهم اتفاق افتاد، اما نخستین بررسی‌های علمی در جهت کشف علت وقوع این رویداد، پس از بحران بازار سهام ایالات متحده آمریکا از اکتبر ۱۹۲۹ تا ژوئن ۱۹۳۲، مطرح شد (شیلر^۲، ۱۹۸۱؛ دیا و گروسمن^۳، ۱۹۸۸؛ وایت^۴، ۲۰۰۴).

به‌طور کلی، حساب‌های قیمتی هنگامی رخ می‌دهد که مشکلات واسطه‌گری میان بانک‌ها و سرمایه‌گذاران وجود داشته باشد، به‌طوری‌که سرمایه‌گذاران، وام‌های دریافتی خود را در جهت اهداف بانک‌ها استفاده ننموده و بخش اعظم این وام‌ها را، در خرید دارایی‌هایی مانند مسکن و سهام که عرضه ثابت دارند، به‌کار گیرند. با توجه به آنکه، عرضه این دارایی‌ها ثابت است، قیمت‌ها به بالاتر از حد بنیادی رسیده و حساب مثبت شکل می‌گیرد (آلن و گال^۵، ۲۰۰۰).

اساساً، اگرچه ممکن است که حساب‌ها، در بازار کالاهای مختلف مانند بازار نفت به وجود آیند، اما عمدتاً در بازارهای دارایی مانند بازار سهام، طلا و مسکن شکل می‌گیرند. اقتصاددانان در مواجهه با تجربه واقعی حساب‌ها در بازارهای دارایی دیدگاه‌های متفاوتی را مطرح می‌کنند. دیدگاه اقتصاددانان مدرن، مانند مکتب شیکاگو و طرفداران اقتصاد طرف عرضه، تکذیب وجود هرگونه حساب است و معتقدند آنچه به‌عنوان حساب مطرح می‌شود، در واقع نتیجه عوامل واقعی است. به‌نظر می‌رسد اقتصاددانان طرف عرضه و اقتصاددانان مکتب شیکاگو معتقدند که تأیید وجود حساب در بازار یک نوع توهین به انسان اقتصادی است، چراکه آنها این موضوع را به‌عنوان بیان یک سری نقایص روانی و ذهنی در افراد می‌دانند که رفع آنها نیاز به دخالت دولت دارد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹- الف).

۱. که در آن زمان ایالت مذکور، مستعمره فرانسوی بوده است.

2. Shiller

3. Diba & Grossman

4. hite

5. Allen & Gale





دیدگاه دوم که از سوی کینزینها و طرفداران تأمین مالی رفتاری مانند رابرت شیلر حمایت می‌شود، بیانگر این مطلب است که اولاً، وجود حساب‌ها، یک واقعیت بوده و ثانیاً، حساب‌ها به دلیل عوامل روانی و ذهنی فعالان بازار که در عبارت غیرعقلایی بودن افراطی خلاصه می‌شود و در کانون آن رفتارهای سفته‌بازی فعالان بازار قرار دارد، ایجاد می‌گردند. براساس این دیدگاه، ظهور و سقوط حساب‌ها ناشی از رفتار هیجانی و احساسات فوق‌العاده زیاد انسان‌ها هستند. اگرچه عوامل واقعی نقشی را در ایجاد حساب‌ها ایفا می‌کنند، اما عوامل علی مهم برای خلق مسیر ظهور و سقوط حساب‌ها، عوامل روانی هستند. گسترش حساب‌ها به این دلیل است که افراد نسبت به شرایط موجود مطمئن شده و فرایند افزایش قیمت‌ها در مسیر گسترش حساب تا آنجا که اعتماد سرمایه‌گذاران نسبت به تداوم و پایداری حساب از دست زفته باشد، تشدیدشونده بوده و پس از آن به‌طور ناگهانی حساب قیمت‌ها، فرومی‌پاشد (زیانودین و جالی^۱، ۲۰۱۲).

دیدگاه سوم متعلق به مکتب اتریشی بوده، که معتقد است حساب‌ها متشکل از تغییرات واقعی و روانی‌ای هستند که از مسیر سیاست‌های پولی ایجاد می‌شوند. این بدان معناست که حساب، ناشی از سیاست پولی انبساطی بوده و در واقع در غیاب تزریق نقدینگی، حساب‌ها حادث نمی‌شوند. نتیجه تزریق نقدینگی به چرخه اقتصاد، گسترش توزیع نادرست منابع بوده و بدین وسیله فعالیت‌های سفته‌بازی و نامولد اقتصادی نسبت به فعالیت‌های مولد افزایش می‌یابند و از آنها پیشی می‌گیرند. دیدگاه مذکور دارای این مزیت است که علل اقتصادی حساب‌ها را مشخص نموده و آگاهی از آنها می‌تواند موجبات اتخاذ سیاست‌هایی که مانع از ایجاد و گسترش حساب‌ها شود را فراهم آورد (سالرنو^۲، ۲۰۱۲).

بنابراین، براساس دیدگاه اقتصاددانان کینزی، ظهور و بروز پدیده حساب‌داری ناشی از رفتارهای غیرعقلایی و هیجانی آنان برای کسب سود از طریق فعالیت‌های سفته‌بازی است که جان مینارد کینز از آن به‌عنوان خوی حیوانی یاد می‌کند. اما از نظر عده‌ای از اقتصاددانان نئوکلاسیک، حساب‌ها می‌توانند عقلایی نیز باشند. در واقع

1. Zainuddin & Jali

2. Salerno

به وجود آمدن حساب‌های دارایی به این معنا نیست که فعالان بازار غیرعقلایی رفتار کرده و دچار توهم شده‌اند و قیمت‌های حسابی دارایی را به اشتباه به‌عنوان ارزش بنیادی دارایی ارزیابی نموده و دارایی را به علت ارزش بنیادی آن تقاضا می‌نمایند؛ بلکه آنها در انتظار افزایش شدیدتر قیمت دارایی و لذا کسب سود سرمایه‌ای حاصل از دارایی در کوتاه‌مدت هستند و در نتیجه به‌نحو عقلایی به فرایند ایجاد حساب می‌پیوندند (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹- الف).

۱-۱. حساب قیمت مسکن

در تاریخ بازارهای مالی، بازار مسکن همواره با نوسانات فراوانی همراه بوده، که از شکل عادی خود خارج شده و حالت حساب‌گونه‌ای داشته؛ و این امر ضربات جبران‌ناپذیری بر این بازار وارد می‌نماید. در مجموع، منظور از حساب قیمت مسکن، انحراف قیمت آن از قیمت بنیادی بازار بوده که از انتظارات غیرواقعی افزایش قیمت‌های آتی نشئت گرفته است (بروکنر و همکاران^۱، ۲۰۱۲).

به‌طور کلی، تعاریف مختلفی از حساب قیمت مسکن ارائه شده است که در این مطالعه به سه مورد از مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود:

۱. تعریف نخست: حساب را به‌طور ساده می‌توان افزایش شدید و پیوسته در قیمت یک دارایی یا مجموعه‌ای از دارایی‌ها برشمرد، به‌طوری‌که افزایش اولیه در قیمت آنها ناشی از انتظارات تورمی سفته‌بازان در مقابل لذت ناشی از استفاده آن کالا بوده است. این افزایش قیمت‌ها در بیشتر موارد با انتظارات معکوس و کاهش شدید قیمت‌ها همراه بوده که در اکثر مواقع منجر به بحران‌های مالی می‌شوند (هاتزوی و اوتو^۲، ۲۰۰۸).

۲. تعریف دوم: پدیده حساب قیمت مسکن، هنگامی اتفاق می‌افتد که، قیمت کنونی مسکن به علت انتظارات مردم از افزایش قیمت آتی این کالا، در سطح بالایی باشد (استیگلitz^۳، ۱۹۹۰).

1. Brueckner & et al.



2. Hatzvi & Otto

3. Stiglitz

۳. تعریف سوم: رشد سریع قیمت مسکن تا حدی که امکان استمرار (افزایش بیشتر) آن به دلیل کوچک شدن سهم درآمد خانوار به قیمت مسکن و همچنین انحراف نسبت قیمت مسکن به اجاره بها از مسیر ثابت بلندمدت خود، قابل تصور نباشد (قلی زاده و کمیاب، ۱۳۸۹).

لازم به ذکر است که، تشکیل حساب قیمت مسکن مستلزم دو پیش شرط است. نخست آنکه، عوامل اساسی و بنیادی عرضه و تقاضای مسکن توجهی برای افزایش قیمت این کالا نداشته باشند. دوم آنکه، انتظارات کارگزاران و سرمایه گذاران بر افزایش قیمت های آتی در مقایسه با قیمت های فعلی باشد (هالت^۱، ۲۰۰۹).

یکی از دلایل اهمیت ایجاد پدیده حساب در بازارهای مالی از جمله بازار مسکن و حساسیت اقتصاددانان و سیاست گذاران بر این امر، زیان های ناشی از فروپاشی حساب است. این پدیده موجب کاهش قیمت دارایی تا سطوحی نازل تر از خالص ارزش واقعی آن می شود، چراکه، در بسیاری موارد، سرمایه گذاران برای تأمین منابع مالی خود اقدام به دریافت وام های با بهره بالا می کنند، به گمان آنکه، بازدهی سود بازار مورد نظر برای سرمایه گذارانشان فراتر از نرخ سود بانکی وام دریافتی شان است؛ حال آنکه با سقوط ناگهانی قیمت ها، این امر به وقوع نمی پیوندد. بنابراین، با عنایت به اهمیت پدیده حساب در اقتصاد، در ادامه به بررسی عوامل مؤثر بر آن پرداخته خواهد شد (بیکر^۲، ۲۰۰۵).

۲-۱. عوامل مؤثر بر حساب قیمت مسکن

اساساً، عوامل متعددی منجر به شکل گیری حساب قیمت مسکن می شوند که به طور کلی می توان آنها را به دو گروه عوامل درونزا^۳ و برونزا تفکیک نمود؛ که با عنایت به هدف اصلی تحقیق حاضر در این بخش به تحلیل عوامل برونزای مؤثر بر حساب قیمت مسکن پرداخته خواهد شد. عوامل برونزا به سه گروه متغیرهای مؤثر مالی (درآمد، مالیات، مخارج دولت^۴ و ...) و متغیرهای مؤثر پولی (نرخ سود

1. Holt

2. Baker

۳. عواملی که بر عرضه و تقاضای این بازار مؤثرند.

۴. همگی این متغیرهای مؤثر مالی، در تولید ناخالص ملی نمایان شده و از این طریق بر بازار مسکن اثر

بانکی، حجم نقدینگی، بازارهای مالی رقیب^۱ و ... و همچنین متغیرهای دیگری از جمله: درآمدهای نفتی، تورم، و بحران‌ها، دسته‌بندی می‌شوند. در ادامه به بیان مختصری از کانال‌های اثرگذاری متغیرهای مذکور پرداخته شده است.

۱. تولید ناخالص داخلی: این متغیر و اجزای آن از اقلام بسیار مهم و مطرح در مجموعه حساب‌های ملی هستند که توسط سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی به‌عنوان ابزار مناسب برای ردیابی و کنترل تحولات اقتصادی به‌کار گرفته می‌شوند؛ زیرا، این متغیر بر بسیاری از متغیرهای دیگر اقتصادی مؤثر بوده و نوسانات آن اقتصاد کلان را متأثر می‌نماید و با افزایش رشد این شاخص اقتصادی، رونق اقتصادی صورت می‌پذیرد که نه تنها قیمت مسکن، بلکه مصرف، تقاضای کل و ... را نیز افزایش می‌دهد (والادز^۲، ۲۰۱۰).

۲. تورم: در شرایط تورمی، نه تنها سرمایه‌گذاران، بلکه خانوارها نیز بخش عمده دارایی‌های نقدی خود را به دارایی‌های سرمایه‌ای نظیر: سهام، طلا، ارز و مسکن تبدیل می‌کنند. اما از آنجاکه، بازارهای سهام، طلا و ارز، بازارهایی بسیار پرنسب بوده، همچنین با توجه به این امر که بازدهی پایین‌تری در مقایسه با بازار مسکن در شرایط تورمی دارند، و علاوه بر آن بر مبنای انتظارات سرمایه‌گذاران و خانوارها نسبت به قیمت‌های آتی مسکن، تمایل آنها به سرمایه‌گذاری در بازار مسکن بیشتر خواهد بود (برگوین^۳، ۲۰۱۲).

۳. درآمدهای نفتی: این متغیر از دو طریق بر بازار مسکن مؤثر می‌باشد. اول اینکه، براساس نظریه بیماری هلندی، با افزایش ارز ناشی از فروش منابع طبیعی، ارزش پول داخلی افزایش یافته و صادرات نیز کاهش می‌یابد. دولت‌ها نیز به‌منظور جلوگیری از افزایش تورم، اقدام به افزایش واردات کالاهای مورد نیاز برای کمک به تولید داخلی می‌کنند. اما از آنجاکه کالاهای غیرقابل مبادله از جمله خدمات و

می‌گذارند. لذا، متغیر تولید ناخالص ملی، به‌عنوان نماینده متغیرهای مالی در این تحقیق در نظر گرفته می‌شود.

۱. منظور از بازارهای مالی رقیب، بازارهای سهام، طلا و ارز است که در این بخش کانال اثرگذاری آنها بر بازار مسکن بررسی می‌شود.



2. Valadez

3. Bergevin



مسکن قابل وارد نمودن نمی‌باشند، بنابراین عرضه آنها محدود بوده و قیمت این کالاها افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با توجه به رکود بخش صنعت و افزایش تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در زمینه کالاهای غیرقابل مبادله، افزایش قیمت این کالاها دو چندان می‌شود (خیابانی^۱، ۲۰۱۰). در نتیجه این امر تقاضای کاذبی برای این کالاها ایجاد شده و قیمت آنها با سرعت بیشتر و به صورت غیرطبیعی و باورنکردنی رشد می‌کنند. دوم اینکه، افزایش قیمت نفت، بستر افزایش هزینه‌های تولید داخلی را افزایش می‌دهد و از مسیر افزایش هزینه تولید موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود (فريدوني^۲، ۲۰۱۲).

۴. نرخ سود بانکی: یکی از عوامل ایجاد حباب قیمت مسکن، استمرار نرخ‌های سود بانکی پایین است. در چنین شرایطی، به واسطه سازوکار انتقال هزینه استفاده سرمایه (کاهش)، تقاضای مسکن افزایش خواهد یافت. در این راستا، دانشمندان و محققان بر اینکه نرخ سود بانکی پایین، یکی از دلایل اساسی شکل‌گیری و فروپاشی حباب قیمت مسکن سال ۲۰۰۷ در آمریکا و در نتیجه وقوع بحران مالی ۲۰۰۸، بوده است، اجماع نظر دارند (کاتنر^۳، ۲۰۱۲).

۵. حجم نقدینگی: وجود حباب را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی مرتبط دانست. منظور از نقدینگی، مجموع پول و شبه‌پول است. رشد گسترده نقدینگی مبتنی بر تکانه‌های آن، یکی از فاکتورهای محرک قیمت مسکن بوده که منجر به بی‌ثباتی‌های مالی می‌شود. درحقیقت، ارتباط مستقیمی میان رشد نقدینگی و ایجاد حباب قیمت مسکن وجود دارد (آدالید و دتکن^۴، ۲۰۰۷).

۶. قیمت دارایی‌های مالی رقیب مسکن: افزایش قیمت یکی از دارایی‌های مالی، موجب افزایش تقاضای سایر دارایی‌ها به منظور مدیریت صحیح پرتفولیو می‌شود؛ چراکه سرمایه‌گذاران نسبت معینی از یک دارایی را در سبد دارایی‌های مالی خود نگه می‌دارند و با افزایش قیمت هریک از آن دارایی‌ها، سرمایه‌گذار

-
1. Khiabani
 2. Fereidouni
 3. Kuttner
 4. Adalid & Detken

مجبور به تخصیص مجدد برای بهینه نمودن سهم دارایی‌ها در پرتفوی خود می‌شود (چن و پاتل^۱، ۲۰۰۷). به‌طور کلی، در کشورهایی که نرخ تورم بالا داشته به‌گونه‌ای نرخ سود بانکی از نرخ تورم پایین‌تر باشد، افراد برای حفظ ارزش دارایی‌های خود و چه‌بسا افزایش ارزش آنها، اقدام به تبدیل دارایی‌های نقدی خود به دارایی‌های مالی با درجه نقدینگی کمتر و بازهی بیشتر، از جمله، مسکن، اوراق قرضه، سهام، ارز و طلا، می‌کنند. افزایش نوسانات قیمت در یک بازار به‌سرعت اثر خود را بر سایر بازارهای مالی می‌گذارد. چراکه سرمایه‌گذاران، همواره اطلاعات بازارها را رصد نموده و در پی کسب سود، در حرکت به‌سوی بازاری هستند که بازدهی بالاتری دارد (یحیی‌زاده‌فر و بابایی^۲، ۲۰۱۲).

۳-۱. سیاست‌ها پولی و قیمت‌های دارایی

همان‌گونه که پیشتر بیان شد، عوامل متعددی بر حساب قیمت مسکن مؤثرند، اما از جمله مهم‌ترین عواملی که به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم موجب شکل‌گیری این پدیده می‌شوند، سیاست‌های پولی هستند. اقتصاددانان، کانال‌های اثرگذار سیاست‌های پولی بر تصمیم‌گیری مصرف، سرمایه‌گذاری و قیمت دارایی را مورد بررسی قرار داده و بین دو منبع اصلی «کانال پولی» و «کانال اعتباری» تمایز قائل شده‌اند. دیدگاه پولی اشاره به مفهوم سنتی مکانیزم پولی بر فعالیت حقیقی، براساس الگوهای کلان IS-LM دارد، به‌طوری‌که تغییرات عرضه نقدینگی و نرخ سود بانکی به‌طور مستقیم بر سطح مصرف و سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۷).

کانال اول، دیدگاه پولی سنتی است که کانال پولی مستقیم نامیده می‌شود، به‌گونه‌ای که افزایش عرضه نقدینگی موجب مازاد عرضه آن شده و افزایش تقاضای کل را به‌دنبال خواهد داشت (کانال تقاضای پول). مطابق نظریه فریدمن^۳ (۱۹۸۸)، ارتباط میان قیمت دارایی و تقاضای پول می‌تواند در قالب اثر ثروت، اثر جانشینی و

1. Chen & Patel



2. Yahyazadehfar & Babaie

3. Freidman



اثر معامله طبقه‌بندی شود. اثر ثروت نشان می‌دهد که، تغییر در سطح ثروت، تقاضای همه دارایی‌ها (بالتبع تقاضای مسکن و نقدینگی) را تغییر می‌دهد. حال آنکه، اثر جانشینی نشان می‌دهد که، تغییر در جذابیت نسبی دارایی‌های متفاوت، ساختار سبد دارایی فردی را به‌ویژه هنگامی که قیمت یک دارایی با فرض ثابت بودن سایر شرایط افزایش قابل انتظاری یابد، تغییر می‌دهد و سبب انتقال سرمایه‌ها از بازار پول به بازارهای مالی نظیر مسکن می‌شود (کمیجانی و حائری، ۱۳۹۰). درحالی‌که دو اثر ثروت و جانشینی به مجموعه سبد دارایی‌های فردی وابسته‌اند، اثر معامله نشان می‌دهد که، خرید و فروش دارایی در تکانه‌های قیمت منعکس شده و نیاز به نقدینگی را جهت انگیزه‌های معامله افزایش می‌دهد. این اثر احتمالاً به این علت که تعداد معاملات بازار مسکن معمولاً طی دوره رونق، افزایش می‌یابد، تقویت می‌شود (استین^۱، ۱۹۹۵).

کانال دوم، سازوکارهایی هستند که نقش خاصی را برای نقدینگی در جهت تأمین مالی دارایی قائل هستند، که کانال افزایش دارایی نامیده می‌شوند. در این گروه به علت ارزش وثیقه‌ای بودن املاک، ارتباط بین نقدینگی و اعتبارات مورد بررسی قرار می‌گیرد (کانال اعتبارات). با توجه به اطلاعات نامتقارن در بازار اعتبارات، توانایی واسطه‌گران مالی برای استقراض، به ارزش وثیقه آنها وابسته است. این کانال نشان می‌دهد که، رونق دارایی ظرفیت استقراض خانوار را افزایش داده و در همان زمان عرضه اعتباراتی که منجر به افزایش بیشتر قیمت دارایی می‌شود را تقویت می‌کند (وایت، ۲۰۰۹). از سوی دیگر، در این کانال گروهی از مکانیزم‌های اثرگذار از طریق نرخ سود بانکی فعالیت می‌کنند، که به هزینه سرمایه، اثر جانشینی و اثر درآمدی تقسیم می‌شوند. بر مبنای کانال هزینه سرمایه، اگر هزینه استقراض بیشتر از نرخ بازده سرمایه باشد، کاهش نرخ سود بانکی واقعی بر تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری تأثیر خواهد گذاشت و موجب تشویق تقاضای اولین خریدارن و احتمالاً نقل مکان می‌شود (کاتر، ۲۰۱۲). به‌طور کلی، سیاست پولی انبساطی، بازار را با نقدینگی فراوانی روبه‌رو کرده و

1. Stein

به علت تفاوت کشش‌های قیمتی عرضه، موجب افزایش قیمت دارایی می‌شود. از سوی دیگر، وجود تولیدکنندگان کم‌هزینه که خارج از دامنه بازار فعالیت می‌کنند، بنگاه‌های درون بازار را تا حدودی از افزایش قیمت‌ها باز می‌دارد و موجب محدود شدن عرضه دارایی می‌شوند. همچنین، قیمت دارایی‌ها در مقایسه با قیمت کالاها و خدمات نسبت به افزایش تقاضای کل که ناشی از سیاست‌های انبساطی پولی هستند، حساس‌تر می‌باشند. بنابراین، سیاست‌های پولی می‌توانند شرایط تأمین مالی را مادامی که فعالان اقتصادی دچار توهم پولی هستند، بهبود بخشند (گلیسر و همکاران^۱، ۲۰۰۸).

۴-۱. تحلیل نموداری

تحلیل نموداری به معنی بررسی روند تغییرات یک متغیر در گذشته است که به کمک نمودار و به منظور پیش‌بینی حرکت آتی آن متغیر انجام می‌گیرد. تحلیل‌گران تکنیکی معتقدند که همه اطلاعات یک متغیر در سابقه قیمت آن نهفته است و از روند حرکت قیمت می‌توان آینده آن را پیش‌بینی نمود. این روش، ابزاری برای سنجش روانی تمامی بازارهای مالی است. بررسی حرکات قیمت، راه دستیابی به اطلاعات پنهان است. بنابراین، الزامیست تا پیش از برآورد مدل‌های تحقیق، به بررسی نموداری بازارهای مالی (مسکن، طلا، سهام و نرخ ارز) پرداخته شود.

با مشاهده نمودار شماره (۱) می‌توان دریافت که سری‌های زمانی حساب قیمت مسکن (P/E)، شاخص سهام و نرخ ارز که نسبت به سال ۱۳۸۳ تعدیل شده‌اند، تا سال ۱۳۸۷ تقریباً روندی صعودی داشته، اما پس از آن حساب قیمت مسکن روند نزولی خفیفی داشته است. علت این امر را می‌توان، مداخلات سیاستی دولت در این بازار دانست، به گونه‌ای که در اثر سیاست‌های انبساطی مالی در سال‌های ۱۳۸۵ به بعد، افزایش رشد نقدینگی در کشور موجب افزایش رشد بازارهای مالی از جمله بازار مسکن شد؛ تا آنجا که، در سال ۱۳۸۷ به علت افزایش شدید قیمت طلا به عنوان بازار رقیب مسکن تا حدودی منجر به جذب نقدینگی شد و سستی در قیمت مسکن را سبب گردید. از سوی دیگر، مطرح شدن طرح برنامه مسکن مهر دولت در

قانون بودجه سال ۱۳۸۶ و اجرایی شدن این قانون در سال ۱۳۸۷، انتظارات مردمی را نسبت به افزایش قیمت مسکن تغییر داده و این امر نیز بر استمرار نزولی بودن روند قیمت مسکن دامن زده است. در این زمان، بازارهای رقیب بازار مسکن (شاخص کل سهام و نرخ ارز) دارای روندی صعودی هستند. از سوی دیگر، افزایش قیمت سکه طلا از سال ۱۳۸۴، به دلیل افزایش نقدینگی کشور حاصل از افزایش قیمت نفت بوده است. این درحالی است که، قیمت سکه طلا از سال ۱۳۸۷ با نرخ صعودی فزاینده‌تری افزایش یافته است. علت اصلی بیشتر بودن رشد قیمت سکه طلا در مقایسه با سایر بازارهای مالی، ملموس‌تر، کم‌ریسک‌تر و پربازده‌تر بودن این بازار در مقایسه با سایر بازارهای مالی است.

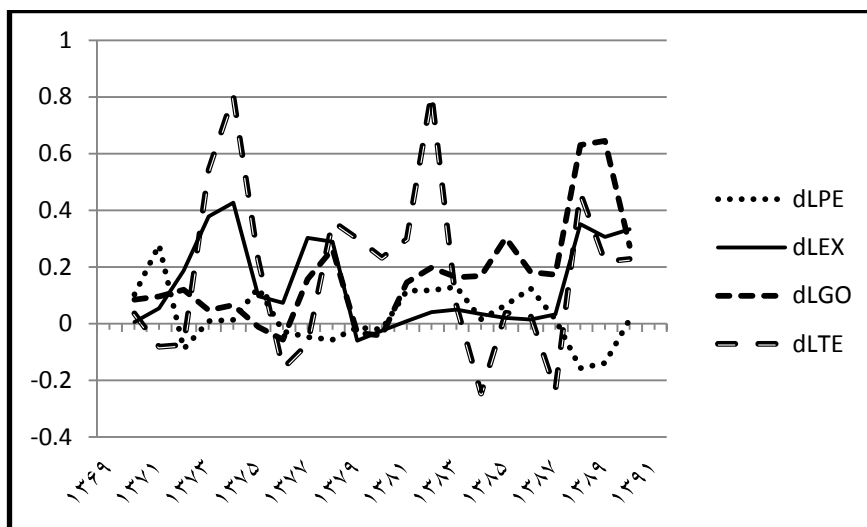
نمودار شماره (۱). روند قیمتی بازارهای مالی



منبع: پایگاه رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وزارت راه و شهرسازی
علاوه بر بررسی روند قیمتی بازارهای مالی، روند رشد این متغیرها نیز از اهمیت ویژه‌ای برای تحلیل دقیق و کارای اقتصادی برخوردار است. بر این اساس، با عنایت به نمودار شماره (۲)، قابل رؤیت است که، در میان بازارهای مورد بررسی، به ترتیب بازارهای سهام (LTE)، طلا (LGO)، ارز (LEX) و نهایتاً مسکن (L/P/E)، دارای رشد بیشتری هستند. علاوه بر آن، مشاهده می‌شود که، رشد بازار مسکن از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ منفی بوده است. لذا انتظار می‌رود که افراد ریسک‌پذیرتر، در بازار سهام

سرمایه‌گذاری نمایند، افراد ریسک‌گریزتر در بازار ارز سرمایه‌گذاری نمایند و غالب افراد جامعه که ریسک معقولی را پذیرا هستند، در بازار طلا سرمایه‌گذاری نمایند. این درحالی است که، سرمایه‌گذاری در بازار مسکن امری منطقی به نظر نمی‌رسد.

نمودار شماره (۲). روند رشد قیمتی بازارهای مالی



منبع: پایگاه رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وزارت راه و شهرسازی

۵-۱. روش‌های کشف حباب قیمت مسکن

به‌طورکلی، سه روش برای کشف حباب قیمت مسکن به کمک داده‌های اقتصادی وجود دارد. نخستین روش موسوم به روش (P/E) است. این روش که پرکاربردترین روش کشف حباب بوده است، نخستین بار توسط شیلر (۱۹۸۱) با استفاده از آزمون کران واریانس مطرح شد. رویکرد مذکور، روش مشترکی برای انجام این امر در بازارهای سهام و مسکن بوده، به‌طوری‌که این رابطه در بازار بورس عبارت است از نسبت قیمت به عایدی نقدی سهام، و در بازار مسکن، مبین نسبت قیمت، به اجاره سالیانه مسکن است. اساساً رابطه فوق در این بازارها ثابت بوده و هرگونه تغییر (افزایش و یا کاهش) قابل توجهی در این نسبت بیانگر شکل‌گیری حباب (مثبت و یا منفی) می‌باشد (ویاکسلاو و زمسیک^۱، ۲۰۰۷).



روش دوم: بر مبنای نسبت میانگین قیمت مسکن‌های موجود به درآمد سرانه شخصی (P/E) به عنوان رابطه بلندمدت قیمت مسکن، به بررسی حساب‌گونه بودن این بازار پرداخته و روش سوم نیز براساس روابط اقتصادسنجی به تعیین حساب و عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد (فریزر و همکاران^۱، ۲۰۰۸).

۲. روش تحقیق

استفاده از روش‌های سنتی در اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض مانایی متغیرها است؛ اما بررسی‌های انجام‌شده در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی، این فرض نادرست بوده و اغلب متغیرها نامانا می‌باشند. این مسئله ممکن است منجر به بروز رگرسیون کاذب گردد و اعتماد را نسبت به ضرایب تخمین‌زده‌شده مدل، از بین ببرد. به‌منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند روش انگل - گرانجر^۲ و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. بنابراین طبق نظریه هم‌جمعی در اقتصادسنجی مدرن، ضروری است که هنگام استفاده از داده‌های سری زمانی، از روش‌هایی در برآورد توابع استفاده شود که به مسئله مانایی و هم‌جمعی توجه داشته باشد، چراکه ممکن است متغیرها مانا از یک درجه نباشند و در صورت وجود چنین شرایطی، روش هم‌جمعی یوهانسون - جوسیلیوس^۳ دیگر نمی‌تواند مفید باشد. از این رو در این پژوهش از روش دیگری که پسران و پسران^۴ (۱۹۹۷) و پسران و همکاران^۵ (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد وقفه‌های توضیحی خودرگرسیون (ARDL) معرفی کرده‌اند، استفاده شده است. آنها ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌جمعی^۶ حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح

-
1. Fraser
 2. Engel- Granger
 3. Johanson- juselius
 4. Pesaran & Pesaran
 5. Pesaran & et al.
 6. Cointegrated

شده به دست آید، علاوه بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهند بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهند بود.

۱-۲. مدل ARDL

این رویکرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی برخوردار است. اولاً اینکه این روش بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل شده و مشکل درون‌زایی را حل می‌کند، ثانیاً اینکه اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به‌طور هم‌زمان تخمین زده و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم‌افتاده و خودهمبستگی را مرتفع می‌سازد، ثالثاً از جمله روش‌هایی است که در آن برخلاف روش یوهانسون - جوسیلیوس که باید همه متغیرها، مانا از درجه یک باشند، دیگر لازم نیست که درجه مانایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. رابعاً برای اجتناب از نواقص موجود در سایر مدل‌ها، از جمله وجود اریبی در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی‌های لازم در انجام آزمون فرضیات آماری، ما را به‌سوی روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، از قبیل رهیافت ARDL سوق می‌دهد.

همان‌گونه که پیشتر بیان شد، در این روش برآوردها شامل وقفه‌های متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و وقفه‌های آنها می‌باشند. مدل خودتوزیع با وقفه‌های گسترده تعمیم‌یافته (مدل ARDL تعمیم‌یافته) را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

$$\phi(L, p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + U_t \quad i = 1, 2, 3, \dots, k$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به‌صورت $L^p = y_{t-p}$ تعریف می‌شود^۱. این معادله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. که در آن d حداکثر وقفه تعیین شده از سوی پژوهشگر و k تعداد متغیرهای توضیحی

۱. منظور از عملگر وقفه، در حقیقت بسط تابع $\phi(L, p)$ به‌صورت $1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ می‌باشد.

به کاررفته شده در مدل است. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای اطلاعات^۱ و یا ضریب تعدیل شده (\bar{R}^2) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. پس از طریق بررسی وجود رابطه بلندمدت می‌توان یک معادله تعادلی بلندمدت را برای متغیرهای موردبررسی تخمین زد. البته لازم به ذکر است که، در بلندمدت ارزش جاری و وقفه‌های هریک از متغیرهای وابسته و توضیحی برابرند، لذا می‌توان معادله تعادلی بلندمدت را به صورت $Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \mu_t$ در نظر گرفت. که در آن $\varphi = \frac{\alpha_0}{\phi(1, p)}$ و $\beta_i = \frac{\beta_i(1, p)}{\phi(1, p)}$ ، $\mu_t = \frac{u_t}{\phi(1, p)}$ همچنین، ضرایب بلندمدت بر اساس رابطه $\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \hat{\beta}_{i2} + \dots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p}$ محاسبه می‌شوند. که در آن \hat{p} و \hat{q}_i برای $i = 1, 2, 3, \dots, k$ مقادیر انتخاب شده p و q_i براساس یکی از ضوابط تعیین کننده طول وقفه بهینه می‌باشند (تشکینی، ۱۳۸۴).

۲-۲. آزمون ECM

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. به باور انگل و گرنجر، هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس (اندرس، ۲۰۰۴). برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همگرایی را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس با کمک روش OLS ضرایب الگو را برآورد کنیم. در نرم‌افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه نماید. فرم کلی معادله تصحیح خطای مدل ARDL به صورت زیر می‌باشد:

(۲)

1. Information criteria

$$\Delta y_t = \Delta \phi_0 - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \phi(1, p) ECM_{t-1}$$

که در آن $ECM_t = y_t - \hat{\phi} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it}$ عملگر تفاضلی مرتبه اول می باشد، همچنین، $\phi(1, p)$ سرعت تعدیل را نشان می دهد. به منظور بررسی وجود مرتبه همگرایی یکسان بین متغیرها، منفی و معنادار بودن ضریب ECM_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه مدت، بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهد بود.

۳. برآورد تجربی مدل

به منظور انجام این پژوهش، از اطلاعات سالانه نسبت قیمت به اجاره مسکن (P/E)، نرخ ارز (EX)، قیمت سکه طلا (GO)، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TE)، نقدینگی (M)، نرخ سود بانکی (R)، نرخ تورم (IN) و درآمدهای نفتی (OI)، طی دوره ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۰ استفاده شده است که تمامی این متغیرها نسبت به سال پایه ۱۳۸۳ تعدیل شده اند. بنابراین در ادامه به بررسی آماره های توصیفی متغیر وابسته (P/E) پرداخته خواهد شد تا براساس آن از سازگاری ساختار این سری زمانی با ساختار مدل ARDL اطمینان حاصل شود. پس از آن، آزمون های مانایی ADF و فیلیپس - پرون بر تمامی متغیرها انجام خواهد شد تا تأییدی بر مجوز استفاده از مدل تحقیق باشند. در نهایت نیز به برآورد مدل های تحقیق پرداخته خواهد شد. لازم به ذکر است که برای مدل سازی این تحقیق از لگاریتم داده ها به جای استفاده از سطح متغیرها استفاده می شود، چراکه این عمل موجب «کاهش سطح نویز داده ها» و نیز «متمایل شدن تابع توزیع چگالی سری داده ها به سمت توزیع نرمال» و همچنین «کاهش احتمال نامانایی ناشی از شکست ساختاری» می شود.

۳-۱. تحلیل توصیفی داده ها

با توجه به اهمیت ماهیت داده های به کار گرفته شده در هر پژوهش، بهتر است پیش از انجام مدل سازی آنها، به بررسی آماره های توصیفی داده های مذکور پرداخته شود، چراکه هر یک از این آماره ها ویژگی خاصی از آن داده ها را نمایان می سازد و محقق براساس نتایج این آماره ها، می تواند به انتخاب مدل مناسب با ساختار داده های تحقیق بپردازد. جدول شماره (۱)، آماره های توصیفی نسبت قیمت به اجاره مسکن (P/E) را ارائه می کند:

جدول شماره (۱). آماره‌های توصیفی سری نسبت قیمت به اجاره مسکن (P/E)

آماره	سری (P/E)	آماره	سری (P/E)
Mean	۴/۴۲۱	Jarque- Bra	۰/۲۷۳۹(۰/۸۷۲)
S.D	۰/۲۲۱۳	Box- Ljung Q(5)	۳۱/۸۷۶(۰/۰۰۰)
Skewness	۰/۰۹۳۲	McLeod-Li Q2(5)	۲/۶۲۱(۰/۴۵۴)
Kurtosis	۲/۴۸۶۵	ARCH (5)=F(5,2514)	۰/۷۶۸(۰/۵۹۳)

منبع: یافته‌های تحقیق

با مشاهده جدول شماره (۱) می‌توان دریافت که، میانگین سری (P/E) در دوره مورد بررسی معادل ۴/۴۲۱ و انحراف معیار آن برابر ۰/۲۲۱۳ می‌باشد، که با مقایسه این دو می‌توان دریافت که، این سری در دوره مورد بررسی دارای تلاطم زیادی نیست. آزمون نرمال بودن توزیع سری مذکور نیز، بیانگر نرمال بودن این سری و نیز، آماره‌های چولگی و کشیدگی تقریباً مؤید این امر می‌باشند. با مشاهده آماره لیانگ - باکس (با پنج دوره وقفه)، می‌توان به رد فرضیه صفر این آزمون مبنی بر «عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان جملات سری» پی برد. بدین مفهوم که، میان اجزای سری مورد بررسی، خودهمبستگی پیاپی وجود دارد. بنابراین استفاده از مدل ARDL که دارای ساختاری با وقفه‌های توضیحی متغیرهای وابسته و مستقل است، با تئوری سازگار می‌باشد. آماره مک‌لئود - لی فرضیه صفر (مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان مجذور بازده سری)، تأیید می‌نماید، که در واقع بیانگر عدم وجود اثرات غیرخطی در این سری و نیز مؤید عدم وجود ناهمسانی واریانس سری مورد بررسی، می‌باشد. گفتنی است که نتایج آزمون آرچ انگل نیز با نتایج آزمون مک‌لئود - لی سازگار بوده و بر فرضیه عدم ناهمسان بودن واریانس سری (P/E) صحت می‌گذارد.

۲-۳. آزمون مانایی

اساساً، پیش از مدل‌سازی داده‌های سری زمانی، می‌بایست مانایی آنها بررسی شود؛ چراکه در صورت نامانای بودن سری‌های زمانی، احتمال رگرسیون کاذب وجود دارد. در چنین شرایطی نتایج تخمین، قابل اعتماد نخواهد بود، به این علت که، آماره‌های میانگین، واریانس و کوواریانس متغیرهای نامانای در طول زمان تغییر می‌کنند و این امر منجر به تغییر و بی‌ثباتی آماره t و بالتبع آماره‌های F و R^2 می‌شود. بنابراین، در

این مطالعه نیز برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، به بررسی مانایی متغیرهای پژوهش در قالب جدول شماره (۲) پرداخته خواهد شد.

جدول شماره (۲). بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	نوع آزمون	آماره محاسباتی	آماره بحرانی در سطح ۵ درصد خطا	نتیجه آزمون
LPE	ADF	-۱/۹۷	-۳/۰۲	نامانا I(1)
	فیلیپس- پرون	-۲/۱۲	-۳/۰۱	نامانا I(1)
EX	ADF	-۰/۹۲	-۳/۰۲	نامانا I(1)
	فیلیپس- پرون	-۰/۴۷	-۳/۰۱	نامانا I(1)
GO	ADF	-۱/۰۹	-۳/۰۲	نامانا I(1)
	فیلیپس- پرون	-۱/۲۱	-۳/۰۱	نامانا I(1)
LTE	ADF	-۰/۶۴	-۳/۰۲	نامانا I(1)
	فیلیپس- پرون	-۰/۶۱	-۳/۰۱	نامانا I(1)
LM	ADF	-۱/۲۲	-۳/۰۲	نامانا I(1)
	فیلیپس- پرون	-۱/۲۲	-۳/۰۱	نامانا I(1)
LR	ADF	-۳/۹۵	-۳/۰۲	مانا I(0)
	فیلیپس- پرون	-۳/۹۱	-۳/۰۱	مانا I(0)
LIN	ADF	-۳/۷۹	-۳/۰۲	مانا I(0)
	فیلیپس- پرون	-۳/۸۱	-۳/۰۱	مانا I(0)
LOI	ADF	-۰/۲۱	-۳/۰۲	نامانا I(1)
	فیلیپس- پرون	-۰/۲۴	-۳/۰۱	نامانا I(1)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول فوق نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل جز نرخ تورم و نرخ سود بانکی، نامانا و هم‌انباشته از مرتبه اول می‌باشند. همچنین، نتایج این جدول بیانگر این امر است که، تخمین رابطه میان متغیرهای تحقیق به روش جوهانسون - جوسیلیوس نادرست بوده، چراکه مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها با هم برابر نمی‌باشد. در چنین شرایطی، می‌توان از مدل ARDL استفاده کرد.

۳-۳. برآورد مدل ARDL

نتایج برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت (ARDL) در مدل‌سازی تابع لگاریتمی خطی حساب قیمت مسکن ایران به شرح زیر است.

(۳)

$$LPE = -2/69 + 0/49 LPE_{t-1} + 0/09 LPE_{t-2} - 0/78 LEX - 1/36 LGO + 0/55 LGO_{t-1}$$

$$t: (-2/35) (4/27) (2/14) (-3/84) (-5/43) (2/04)$$

$$- 0/63 LTE + 0/58 LM + 0/25 LM_{t-1} - 0/61 LR + 0/91 LIN + 0/76 LOI + 0/16 LOI_{t-1}$$

$$(-3/18) (3/45) (2/11) (-3/12) (4/08) (4/17) (2/73)$$

معادله فوق بیانگر آن است که: اولاً کلیه ضرایب این مدل در سطح اطمینان ۹۵

درصد معنادار هستند. علاوه بر آن، علائم ضرایب متغیرهای مستقل با تئوری‌های اقتصادی سازگار می‌باشند؛ بدین صورت که: ضرایب متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا و شاخص کل سهام منفی بوده، چراکه این متغیرها بازارهای رقیب و جانشین بازار مسکن هستند. در مقابل ضرایب مذکور، ضرایب متغیرهای نقدینگی، تورم و درآمدهای نفتی مثبت است. علاوه بر آن ضریب متغیر نرخ سود بانکی نیز منفی است، زیرا با افزایش نرخ سود بانکی، نرخ بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاران پس‌انداز بانکی را جایگزین سرمایه‌گذاری در بازارهای پرخطر می‌کنند. لازم به ذکر است که، با عنایت به لگاریتمی بودن مدل تحقیق، هریک از ضرایب برآورد شده، بیانگر کشش (کوتاه‌مدت) متغیر وابسته به متغیر مربوط به آن ضریب می‌باشد.

اساساً، پس از برآورد هر مدلی به منظور اطمینان از نتایج خروجی آن مدل، آزمون‌های آسیب‌شناسی خاص آن مدل صورت می‌پذیرد. آزمون‌های مذکور برای تعیین مشکلات مدل ARDL در جدول زیر ارائه شده‌اند.

جدول شماره (۳). بررسی آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL

نوع آماره	آماره محاسباتی
\bar{R}^2	۰/۸۸
F	۳۴۰/۳۳ (-/۰۰۰)
DW	۲/۰۹
Durbin's h-statistic	۰/۴۲ (۰/۶۷۸)
LM	۰/۱۲ (۰/۷۳۱)
Functional Form	۱۷/۰۹ (-/۰۰۰)
Normality	۰/۲۵ (۰/۸۸۵)
Heteroscedasticity	۰/۵۴۸ (۰/۶۳۷)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال خطا می‌باشد.

منبع: یافته‌های محقق

نتایج ارائه‌شده در جدول فوق به ترتیب بیانگر آن است که:

همان‌گونه که در همین بخش بیان شد، تمامی ضرائب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده‌اند و ضریب تعیین مدل نیز که برابر مقدار عددی ۰/۸۸ است مؤید این امر می‌باشد. چراکه این مقدار آماره حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی مدل است و درحقیقت در این مدل، ۸۸ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده می‌شود. همچنین از مقایسه معناداری ضرایب و ضریب

تعیین می‌توان دریافت که مدل مذکور دچار هم‌خطی نیست؛ چراکه در آن صورت در کنار ضریب تعیین بالا، ضرایب متغیرهای مستقل مدل از نظر آماری بی‌معنا می‌شدند. آماره‌ی F؛ که برای آزمون و تعیین فرم تبعی تابع است و فرضیه صفر آن مبنی بر عدم صحت تصریح فرم تبعی تابع است، نیز صحیح بودن فرم تبعی را تأیید می‌کند. علاوه بر آن این آماره نشان از معناداری کل مدل است. آماره‌های آزمون‌های دوریین - واتسون، هاسمن و (LM) حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان اجزای اخلال مدل می‌باشند. آزمون نرمال بودن اجزای اخلال نشان می‌دهد که توزیع اجزای اخلال، نرمال است که این امر دور از انتظار نیست. چراکه توزیع متغیر وابسته که در بخش توصیف داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت نیز نرمال بوده است. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس، بیانگر آن است که اجزای اخلال مدل دارای واریانس‌های همسان می‌باشند. پایداری ضرایب با آزمون CUSUM¹ بررسی شده که نتایج آزمون نشان داد که ضرایب مدل برآوردشده طی دوره مورد بررسی پایدار است. همان‌گونه که نتایج تخمین پسماند تجمعی و مجذور نشان داده‌اند، در فاصله اعتماد ۹۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود.

اکنون با توجه به نتایج معادله شماره (۳)، عدم وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای الگو را می‌توان به کمک روش بنرجی، دولادو و مستر بررسی کرد. کمیت t مورد نظر برای انجام این آزمون به صورت زیر محاسبه می‌شود.

(۴)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} = \frac{0/58 - 1}{0/08} = -5/25$$

آماره محاسباتی برابر با مقدار عددی ۵/۲۵- است که از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۴/۳۰-) بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگو رد می‌شود. لذا، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگوی فوق تأیید می‌شود.

۳-۴. برآورد رابطه بلندمدت





براساس نتایج مدل پویای کوتاه‌مدت و همچنین آزمون بجرجی، دولادو و مستر وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل اثبات شد؛ از این رو در این بخش به برآورد رابطه بلندمدت مذکور پرداخته خواهد شد. نتایج رابطه بلندمدت مربوط به مدل ARDL فوق با وقفه‌هایی که توسط شوارز - بیزین توسط سیستم تعیین می‌شود، به صورت زیر است.

(۵)

$$LPE = -2/31 - 1/86 LEX - 1/93 LGO - 1/48 LTE + 1/98 LM - 1/45 LR + 2/16 LIN + 2/19 LOI$$

$$t: (-2/20) (-5/34) (-5/78) (-4/68) (5/16) (-3/72) (6/33) (6/25)$$

نتایج معادله فوق در راستای نتایج معادله شماره (۳) است؛ به طوری که تمامی ضرایب بلندمدت (کشش‌های بلندمدت) متغیرهای تحقیق معنادار و مطابق با تئوری هستند. بدین مفهوم که اولاً، مقدار عددی ضرایب بلندمدت متغیرها در مقایسه با ضرایب کوتاه‌مدت آنها بزرگ‌تر بوده، چراکه ضرایب بلندمدت در بردارنده تمامی آثار کوتاه‌مدت و میان‌مدت می‌باشد؛ ثانیاً، علامت ضرایب نیز با تئوری سازگار است.

۵-۳. برآورد مدل خودتصحیح (ECM)

با توجه به تأیید وجود رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای تحقیق، بررسی رابطه پویایی که هر دوی این روابط را دربر داشته باشد، الزامی است. تحقق این مهم به کمک الگوی تصحیح خطا (ECM) میسر می‌شود. از این رو در این بخش با روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی به بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا به صورت خلاصه در معادله زیر ارائه شده است:

(۶)

$$dLPE = -2/69 - 0/78 dLEX - 1/36 dLGO - 0/63 dLTE + 0/58 dLM - 0/61 dLR + 0/91 dLIN + 0/76 dLOI - 0/58 ECM_{t-1}$$

$$t: (-2/35) (-3/84) (-5/43) (-3/18) (3/45) (-3/12) (4/08) (4/17) (-5/25)$$

نتایج معادله فوق با نتایج مدل پویای کوتاه‌مدت سازگار بوده و تنها متغیر افزوده شده به این مدل، متغیر تعدیل است که ضریب آن معنادار و برابر مقدار عددی (۰/۵۸-) می‌باشد. ضریب تعدیل، نشان می‌دهد که اگر شوکی منجر به عدم تعادل شود، اثر این شوک پس از چند دوره از بین خواهد رفت و آیا مجدداً تعادل

حاصل می‌شود؟ با بررسی مقدار این ضریب در معادله شماره (۶) می‌توان اظهار داشت که اثر شوک‌های کوتاه‌مدت حدوداً طی دو دوره از بین خواهد رفت و پس از آن مجدداً در بلندمدت تعادل محقق خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بازارهای مالی به علت شفافیت اطلاعات، سیالیت، وجود سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران با تصمیمات متفاوت و همچنین داشتن حافظه بلندمدت، همواره دارای رفتاری پیچیده و تلاطم‌های بسیاری هستند، که این ویژگی‌ها، مدیریت و کنترل آنها را سخت‌تر می‌کند. وقوع بحران‌های مالی مختلف از جمله بحران مالی ۲۰۰۸، گواهی بر این امر است. بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه‌ای - مالی است که تحولات آن همواره نقشی اساسی در اقتصادهای ملی و جهانی داشته است. این بازار، دائماً با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده که ماهیت آن با نوسانات ذاتی قیمت‌ها در بازارهای مالی متفاوت است؛ زیرا، صعود و سقوط قیمت‌ها در آن بسیار عظیم و غیرقابل کنترل می‌باشد.

به‌طور کلی، انحراف قیمت یک کالا از قیمت تعادلی بلندمدت آن را حباب گویند. در واقع هنگامی که قیمت یک کالا یا خدمت با قیمت انتظاری آن در آینده تفاوت داشته باشد، بحث حباب مطرح می‌شود. حباب‌ها می‌توانند به سه حالت حباب مثبت، حباب صفر و حباب منفی وجود داشته باشند. اگرچه ممکن است که حباب‌ها، در بازار کالاهای مختلف مانند بازار نفت به وجود آیند، اما عمدتاً در بازارهای دارایی مانند بازار سهام، طلا و مسکن شکل می‌گیرند.

اساساً، عوامل متعددی منجر به شکل‌گیری حباب قیمت مسکن می‌شود که به‌طور کلی می‌توان آنها را به دو گروه درون‌زا (عواملی که بر عرضه و تقاضای این بازار مؤثرند) و برون‌زا تقسیم نمود. عوامل برون‌زا نیز به سه گروه متغیرهای مؤثر مالی (درآمد، مالیات، مخارج دولت و...) و متغیرهای مؤثر پولی (نرخ سود بانکی، حجم نقدینگی، بازارهای مالی رقیب و...) و همچنین متغیرهای دیگری از جمله: درآمدهای نفتی، تورم، و بحران‌ها، دسته‌بندی می‌شوند. از جمله مهم‌ترین عواملی که به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم موجب شکل‌گیری این پدیده می‌شوند، سیاست‌های

پولی هستند. اقتصاددانان، کانال‌های اثرگذار سیاست‌های پولی بر تصمیم‌گیری مصرف، سرمایه‌گذاری و قیمت‌داری را مورد بررسی قرار داده و بین دو منبع اصلی «کانال پولی» و «کانال اعتباری» تمایز قائل شده‌اند.

روش‌های کشف حباب قیمت مسکن به کمک داده‌های اقتصادی به سه دسته تقسیم می‌شوند. نخستین روش موسوم به روش (P/E) است. این روش پرکاربردترین روش کشف حباب بوده است. روش دوم، بر مبنای نسبت میانگین قیمت مسکن‌های موجود به درآمد سرانه شخصی (P/E) به‌عنوان رابطه بلندمدت قیمت مسکن، به بررسی حباب‌گونه بودن این بازار پرداخته و روش سوم نیز براساس روابط اقتصادسنجی به تعیین حباب و عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد. در این پژوهش از روش ترکیبی (P/E) و اقتصادسنجی (مدل ARDL) استفاده شده است.

بنابر مطالب مذکور، هدف اصلی این مطالعه پاسخ‌گویی به این پرسش است که: «آیا سیاست‌های پولی بر حباب قیمت مسکن اثر معناداری دارند؟». به همین منظور، از داده‌های سری زمانی سالانه متغیرهای حباب قیمت مسکن، نرخ ارز، قیمت طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و درآمدهای نفتی، طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۶۹) بهره‌جسته شده است. آمار و اطلاعات تمامی این متغیرها از سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده، به‌جز داده‌های حباب قیمت مسکن، که از سایت رسمی وزارت راه و شهرسازی گردآوری شده است.

یافته‌های این تحقیق حاکی از معناداری روابط کوتاه‌مدت، بلندمدت و پویای میان متغیرهای موردبررسی و همچنین سازگاری ضرایب برآوردشده با تئوری‌های اقتصادی، بوده است؛ به‌گونه‌ای که:

ضریب نرخ ارز در مدل‌های کوتاه‌مدت (ARDL)، بلندمدت و ECM، به‌ترتیب برابر مقدار عددی $0/78$ ، $-1/86$ و $-0/58$ بوده که این امر نشان‌دهنده آن است که در صورتی که نرخ ارز در کوتاه‌مدت ۱ درصد افزایش یابد، آن‌گاه حباب قیمت مسکن $0/78$ درصد کاهش می‌یابد و در بلندمدت این متغیر به میزان $1/86$ کاهش خواهد یافت. علت این امر جانشینی دو بازار مسکن و ارز است. با افزایش نرخ ارز، سرمایه‌ها از سایر بازارهای مالی از جمله بازار مسکن به‌سوی بازار ارز جاری

خواهد شد و در نتیجه موجب کاهش تقاضا در بازار مسکن و سایر بازارهای مالی شده و حباب قیمت را کاهش می‌دهد.

همانند بازار ارز، بازار طلا و سهام نیز از رقبای بازار مسکن بوده و با افزایش قیمت هریک از این بازارها، حباب قیمتی مسکن کاهش می‌یابد. اما آنچه از مقایسه ضرایب این سه متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت به دست می‌آید این است که به ترتیب قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، بر حباب قیمت مسکن اثر بیشتری دارند؛ زیرا اگرچه سفته‌بازان بسیاری در بازار سهام اقدام به سرمایه‌گذاری و کسب سود می‌کنند، اما بازار طلا بسیار ملموس‌تر بوده و همچنین مستلزم شناخت و بررسی فراوانی در مقایسه با بازار سهام نیست؛ لذا سرمایه‌گذاران، بازار طلا را در مقایسه با سایر بازارهای مالی ترجیح می‌دهند. بازار ارز نیز در مقایسه با بازار سهام، ریسک سرمایه‌گذاری کمتری داشته و در مقایسه با بازار طلا بازدهی کمتر دارد؛ بنابراین منطقی به نظر می‌رسد که ضریب این متغیر در دامنه میان دو بازار طلا و سهام قرار گیرد. در راستای جانشینی بازارهای مالی مذکور، می‌توان به مطالعات *امبروس* و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، *یحیی‌زاده‌فر* و *بابایی* (۲۰۱۲)، *چن* و *پاتل* (۲۰۰۷)، *مک‌کیبین* و *استوکل*^۲ (۲۰۰۶)، *آنجلا* و همکاران^۳ (۲۰۰۶)، *هیملبرگ* و همکاران^۴ (۲۰۰۵)، *چانگ* و همکاران^۵ (۲۰۰۴) و *کلایتن*^۶ (۱۹۹۶) اشاره کرد.

از سوی دیگر متغیرهای درآمدهای نفتی، نرخ تورم و نقدینگی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ارتباط مثبت و معناداری بزرگ‌تری با حباب قیمت مسکن داشته‌اند. زیرا، افزایش هریک از این سه متغیر موجب افزایش تورم شده و در چنین شرایطی افراد به منظور جلوگیری از کاهش ارزش دارایی‌های نقدی خود، اقدام به تبدیل آنها به دارایی‌های مالی و به‌ویژه دارایی‌های بادوام همانند مسکن، می‌کنند؛ تا

1. Ambrose & et al.
2. McKibbin & Stoeckel
3. Angela & et al.
4. Himmelberg & et al.
5. Chang & et al.
6. Clayton



این امر پوشش مناسبی در برابر تورم باشد. نتیجه مذکور با نتایج مطالعات آدالید و دتکن (۲۰۰۷)، خیابانی (۲۰۱۰)، فریدونی (۲۰۱۲)، و برگوین (۲۰۱۲)، سازگار است. این درحالی است که، ارتباط میان حباب قیمت مسکن و نرخ سود بانکی منفی و معنادار است، زیرا با افزایش نرخ سود بانکی، نرخ بازدهی انتظاری سرمایه سرمایه‌گذاران بیشتری پایین‌تر از نرخ سود بانکی قرار می‌گیرد. لذا، این سرمایه‌گذاران پس‌انداز بانکی را جایگزین سرمایه‌گذاری در بازارهای پرخطر می‌کنند. یافته‌های مطالعات کاتنر (۲۰۱۲)، کویدل^۱ (۲۰۱۲)، و هالت^۲ (۲۰۰۹) نیز مؤید این امر است.

علاوه بر این، ضریب تعدیل که برابر مقدار عددی $۰/۵۸-$ است، نشان می‌دهد که اگر شوکی منجر به عدم تعادل شود، اثر این شوک حدوداً طی دو دوره از بین خواهد رفت و پس از آن مجدداً در بلندمدت تعادل محقق خواهد شد. لذا، بهره‌مندی بهینه از درآمدهای نفتی و استفاده از سیاست‌های پولی بدون تورمی در کاهش حباب قیمت مسکن و ایجاد ثبات قیمت آن، نقش مهمی ایفا می‌کنند.

1. Kivedal

2. Holt

منابع

الف - فارسی

- اصلانی، پروانه و خسروی، تقوا. ۱۳۹۱. «تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۱، صص ۱۳۲-۱۰۵.
- تشکینی، احمد و عباسی‌نژاد، حسین. ۱۳۸۳. «آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۷، صص ۲۱۲-۱۸۱.
- تشکینی، احمد. ۱۳۸۴. *اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت*، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، چاپ اول.
- حسینی‌یزدی، صفیه؛ عمادزاده، مصطفی، و صامتی، مرتضی. ۱۳۸۴. «تعیین عوامل مؤثر در ایجاد تورم پولی و چگونگی مهار آن در ایران طی دوره (۱۳۸۲-۱۳۳۸)»، *اقتصاد مقداری*، شماره ۲، صص ۸۰-۶۳.
- طیب‌نیا، علی. ۱۳۷۳. «تبیین پولی تورم: تجربه ایران»، *تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، شماره ۴۹، صص ۷۴-۴۳.
- طیب‌نیا، علی و تقی‌ملایی، سعید. ۱۳۸۹. «پول و تورم در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری (VAR)»، *دو فصلنامه برنامه و بودجه*، شماره ۱۱۰، صص ۲۹-۳.
- سلطانی، محمد و لشکری، محمد. ۱۳۹۰. «آزمون پولی بودن تورم و شناسایی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران (۱۳۸۷-۱۳۳۸)»، *راهبرد یاس*، شماره ۲۸، صص ۷۸-۴۵.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز. ۱۳۸۹-الف. «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین‌کشوری»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، صص ۲۳۸-۲۰۷.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز. ۱۳۸۷. «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۳، صص ۷۷-۴۹.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز. ۱۳۸۹-ب. «بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی ایران)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۲، صص ۱۴۷-۱۲۳.
- کمیجانی، اکبر و علوی، سید محمود. ۱۳۷۹. «سیاست‌های پولی و ارزی در چالش با تورم و بیکاری»، *ماهنامه بانک و اقتصاد*، شماره ۱۵، صص ۶۵-۶۳.

کمیجانی، اکبر و حائری، مجتبی. ۱۳۹۰. «نقش قیمت مسکن در مکانسیم انتقال سیاست پولی»، *گزارش نهایی طرح تحقیقاتی*، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد. مادورا، جف. ۱۳۸۸. *بازارها و نهادهای مالی*، مترجمین: ابراهیم عباسی و علی آدوسی، انتشارات شرکت بورس اوراق بهادار تهران، تهران: چاپ اول، ص ۴۷۸. نادری، اسماعیل. ۱۳۹۱. «تحلیل آشوب و بررسی عملکرد مدل‌های سری‌زمانی خطی و غیرخطی در پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران. نظری، محسن و فرزندگان، الهام. ۱۳۸۹. «سیاست پولی و حباب قیمت مسکن در تهران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۱، صص ۲۴۹-۲۲۹.

ب - انگلیسی

- Adalid, R., Detken, C. 2007. "Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Boost Cycles", *Working Paper Series*, No. 732.
- Allen, F., Gale, D. 2000. "Bubble and Crises", *the Economic Journal*, Vol. 110, No. 460, PP. 236-255.
- Ambrose, B.W., Eichholtz, P. Lindenthal, T. 2013, "House Prices and Fundamentals: 355 Years of Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, te verschijnen.
- Angela, B., Fraser, P., Hoesli, M. 2006. "House Prices, Fundamentals and Bubbles", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 9-10, No. 33, pp. 1535-1555.
- Baker, D. 2005. "The Housing Bubble Fact Sheet", *Center For Economic And Policy Research*, No. 1161, ISSUE BRIEF July 2005, pp. 1-5.
- Bergevin, P. 2012. "Housing Bubbles and the Consumer Price Index: A Proposal for a Better Inflation Indicator", *Commentary*, No. 362, pp. 1-14.
- Bumann, S., Hermes, N., Lensink, R., (2013), "Financial Liberalization and Economic Growth: A Meta-Analysis", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 33, pp. 255-281.
- Brueckner, J.K., Calem, P.S., Nakamura, L.I. 2012. "Subprime Mortgages and the Housing Bubble", *Journal Of Urban Economics*, Vol. 71, pp. 230-243.
- Chen, M.C., Patel, K. 1998. "House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market", *Journal of the Asian Real Estate Society*, Vol. 1 No 1: pp. 101-126.
- Chung, H.S, Kim, J.H., Kwon, H.I. 2004. "Housing Speculation and Housing Price Bubble in Korea", *KDI School Working Paper*, No. (04-06), pp. 1-29.
- Clayton, J. 1996. "Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing

- Price Volatility", **Real Estate Economics**, Vol. 24, pp. 441-470.
- Diba, B.T., Grossman, H.I. 1988. "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?", **American Economic Review**, Vol. 98, pp. 746-754.
- Fereidouni, H.G. 2012. "The role of real estate agents on housing prices and rents: the Iranian experience", **International Journal of Housing Markets and Analysis**, Vol. 5, No. 2, pp. 134 -144.
- Frehen, R.G., Goetzmann, W.N., Rouwenhorst, K.G. 2012. "New Evidence on the First Financial Bubble", **Journal of Financial Economics**, Vol.12, No. 8, pp. 1-62.
- Fraser, P., Hoesli, M., Mcalevey, L. 2008. "House Prices and Bubbles in New Zealand", **Journal of Real Estate Financial Economic**, Vol. 37, pp. 71-91.
- Gleaser, E.H., Gyourko, J., Saiz, A. 2008. "Housing Supply and Housing Bubbles", **NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper**, Vol. 14193, PP. 1-58.
- Himmelberg, C., Mayer, C. , Sinai, T. 2005. "Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions", **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 19, No. 4, PP. 64-92.
- Holt, J. 2009. "A Summary of the Primary Causes of the Housing Bubble and the Resulting Credit Crisis: A Non-Technical Paper", **the Journal of Business Inquiry**, Vol. 8, No. 1, pp. 120-129.
- Hotzvi, E., Otto, G. 2008. "Prices, Rents and Rational Speculative Bubbles in The Sydney Housing Market", **The Economic Record**, Vol. 84, No. 267, pp. 405-420.
- Khiabani, N. 2010. "How Important are Oil and Money Shocks in Explaining Housing Market Fluctuations in an Oil-exporting Country?: Evidence from Iran", **Munich Personal RePEc Archive (MPRA)**, No. 3404, pp. 1-35.
- Kivedal, B.K. 2012. "Testing for Rational Bubbles in the Housing Market", **Norwegian University of Science and Technology Working Paper Series**, No. (10/2012), pp. 1-16.
- Kuttner, K.N. 2012. "Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still No Smoking Gun", **Department of Economics Working Papers**, No. (2012-01), pp. 1-26.
- McKibbin , W., Stoeckel, A. 2006. "Bursting of the US housing bubble", **Economic Scenarios**, Vol. 14, pp. 1-7.
- Miao, J., Wang, P., Xu, Z. 2012. "A Bayesian DSGE Model of Stock Market Bubbles and Business Cycles", **The Economics of Housing Bubbles**, Boston University Working Papers, September, PP 1-65.



- Pesaran, M. H., and B. Pesaran. 1997. **Microfit 4.0 (Window Version)**, New York: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith. 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", **Journal of Applied Econometrics** **16**, pp. 289-326.
- Ren, Y., Xiong, C., Yuan, Y. 2012. "House Price Bubbles in China", **China Economic Review**, Vol. 23, pp. 786-800.
- Salerno, J.T. 2012. "A Reformulation of Austrian Business Cycle Theory in Light of the Financial Crisis", **the Quarterly Journal of Austrian Economics**, Vol. 15, No. 1, pp. 3-44.
- Shiller, R. 1981. "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", **American Economic Review**, Vol. 71, pp. 421-436.
- Stiglitz, J.E. 1990. "Symposium on Bubbles. Journal of Economic Perspectives", **American Economic Association**, Vol. 4, No. 2, pp. 13-18.
- Tsai, C. 2013. "The Asymmetric Impacts of Monetary Policy on Housing Prices: A Viewpoint of Housing Price Rigidity", **Economic Modeling**, Vol. 31, pp. 405-413.
- Valadez, R.M. 2010. "The Housing Bubble and the GDP: A Correlation Perspective", **Journal of Case Research in Business & Economics**, Vol. 3, pp. 1-17.
- Vyacheslav, M., Zemcik, P. 2009. "Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach", **the Journal of Real Estate Finance and Economics**, Vol. 38, No. 4, pp. 366-386.
- White, E.N. 2004. "Bubbles and Busts: The 1990s in the Mirror of the 1920s", **FRU Working Papers**, No. (2004/09).
- White, L.H. 2009. "Federal Reserve Policy and the Housing Bubble", **Cato Journal**, Vol. 29, No. 1, pp. 115-125.
- Yahyazadehfar, M., Babaie, A. 2012. "Macroeconomic Variables and Stock Price: New Evidence from Iran", **Middle-East Journal of Scientific Research**, Vol. 11, No. 4, pp. 408-415.
- Zainuddin, Z., Jali, M.N. 2012. "Revitalizing the Issues, Theories and Concept of House Price Bubbles", **3rd International Conference on Business and Economic Research (3rd Icher 2012) Proceeding**, ISSN: 978-967-5705-05-2, No. 1982.
- Zhang, C. 2013. "Money, Housing, and Inflation in China", **Journal of Policy Modeling**, Vol. 35, pp. 75-87.

