



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال نهم / شماره سی‌وسوم / بهار ۱۳۹۹

سنجش حساب‌های چندگانه در بخش مسکن (زمین و اجاره‌بها): رهیافت آزمون‌های ریشه واحد بازگشتی

مجید هانفی مجومرد

پژوهشگر پسا دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
hatefi@ut.ac.ir

ام‌البنین جلالی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
omijalali@gmail.com

محمد رحیمی قاسم‌آبادی

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید باهنر کرمان
m.rahimi_gh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۲۷

چکیده

بخش مسکن یکی از بخش‌های کلیدی ایران است که از اهمیت بالایی برخوردار است. یکی از مسائلی که این بازار با آن مواجه است وجود سفته‌بازان در این بازار است که منجر به حبابی شدن این بازار و در نتیجه تحمیل هزینه‌های زیادی بر جامعه می‌شود. در این راستا تعیین حبابی بودن و تاریخ‌گذاری حباب‌های آن و تعیین نوع حباب‌های موجود از حیث یگانه یا چندگانه بودن می‌تواند کمک شایانی به سیاست‌گذاران نماید. با توجه به این مهم هدف مطالعه حاضر بررسی حباب‌های رخ داده در بازار مسکن (زمین و اجاره‌بها) و تاریخ‌گذاری و تعیین نوع یگانه و چندگانه بودن این حباب‌ها است. روش مورد استفاده در این مطالعه آزمون‌های بازگشتی چوله به راست ارائه شده توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) است که با روش‌های *GSADF* و *RADF* شناخته می‌شوند.

نتایج این مطالعه نشان داد که تهران و کلیه مناطق شهری، شهرهای بزرگ، متوسط و کوچک در سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ در قیمت زمین و اجاره‌بها، دوره‌هایی حبابی را تجربه کرده‌اند؛ که از این میان مهم‌ترین بازه حبابی، سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۷ بوده است. همچنین در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ نیز دوره‌هایی حبابی در قیمت زمین و اجاره‌بها وجود داشته است.

واژه‌های کلیدی: مسکن، زمین، اجاره‌بها، حباب‌های یگانه و چندگانه، رفتار انفجاری ملایم، دیکی فولر پنجره غلتان، سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته.

۱- مقدمه

به دنبال بحران مالی که اخیراً در سطح جهان رخ داد، مشخص شد که حباب‌های موجود در بازارهای دارایی اصلی، در صورت عدم تصحیح می‌تواند منجر به عواقب اقتصادی ناخوشایندی برای اقتصاد آن جامعه شود. در حال حاضر دیدگاه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در حال تغییر به رویکردی است که در طی دوره‌های حبابی می‌توان با مداخله صحیح و مداوم، منجر به اصلاح بازار و بازگشت آن به روند معمول شد (بالکیلار و همکاران^۱، ۲۰۱۷). در گذشته باور بر این بود که بازارهای مالی در زمان‌های خاص می‌توانند خود را به ثبات برسانند و این اتفاق به ویژه در بازارهایی که اصلاحات قیمت در آنها خیلی آرام نیست، رخ می‌دهد. اما افزایش شدید و کاهش‌های شدید متعاقب آن در قیمت‌های مسکن آمریکا در اواخر دهه ۲۰۰۰ منجر به ایجاد ابهام در نظریه‌های گذشته و ارائه بحث‌های متعدد شد. این موضوع را می‌توان ناشی از وجود دارایی‌های کلیدی به عنوان ابزار در بازار مشتقه دانست. به ویژه بازار املاک و خانه‌های مسکونی یک دارایی کلیدی در بسیاری از خانواده‌ها در سراسر دنیا تلقی می‌شود. بنابراین حرکت‌های ناگهانی قیمت خانه اثرات زیادی بر توانایی خانوارها در مصرف و صرفه‌جویی دارد؛ که این نیز به نوبه خود اثرات زیادی بر تولید و ظرفیت‌های ایجاد شغل خواهد داشت. به همین دلیل سیاست‌هایی که مانع گسترش انبوه ساخت مسکن و بی‌ثباتی در قیمت مسکن خواهد شد، می‌تواند یکی از اهداف اساسی هر سیاست‌گذاری باشد؛ چراکه اصلاحات شدید و ناگهانی در ایران می‌تواند اثرات شدیدی بر ثبات قیمت‌ها داشته باشد.

از زمانی که شیلر^۲ (۱۹۸۰) این ایده را بیان کرد که قیمت دارایی می‌تواند به شدت از قیمت مبنای خود منحرف شود، مطالعات زیادی سعی بر بررسی، توضیح، مستند نمودن و حتی پیشگیری از رخداد حباب در بازارهای دارایی نموده‌اند. گرچه برخی از طرفداران نظریه بازار، فایده چنین مدل‌ها و مطالعاتی را زیر سوال برده‌اند، اما اکثر محققان بر این باورند که هزینه‌های بالای معامله و محدودیت‌های فروش کوتاه‌مدت منجر به انحراف قیمت دارایی از سطوح بنیادی آن خواهد شد. به عنوان مثال همان‌طور که گلنزر و همکاران^۳ (۲۰۰۸) بیان می‌کنند چنین شکستی در بازار که مانع از توانایی بازار برای تصحیح قیمت‌ها خواهد شد، به احتمال بیشتر در بازار مسکن قابلیت وقوع دارد؛ چراکه در این بازار هزینه‌های معامله بسیار بالا و فروش کوتاه‌مدت در آن بسیار نادر است. این بدان معنی است که دوره‌هایی از ناکارایی قیمت و خصوصاً دوره‌هایی با رفتار حباب‌گونه در این بازار وجود خواهد داشت.

در این راستا هدف اصلی مطالعه حاضر تعیین دوره‌های حبابی در طی بازه زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵ برای بازار مسکن ایران است. این امر موجب می‌شود تا حباب‌های رخ داده در سال‌های اخیر را نیز از منظر تاریخی تحلیل نموده و روند قیمت گذشته نیز روشن شود. بنابراین سوال اصلی تحقیق این است که چگونه می‌توان حباب‌های قیمت مسکن را تعیین کرد؟

کیس و شیلر^۴ (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که حباب مسکن در شرایطی ایجاد می‌شود که خریداران خانه به دلیل انتظار افزایش بیش از حد قیمت خانه در آینده، در شرایط کنونی حاضر به پرداخت قیمت توری برای خرید باشند. این مفهوم ناشی از بازده بالای انتظاری است، درحالی‌که سود سهام ناشی از نگهداری دارایی، ارزش آن

دارایی در زمان سررسید است. در واقع ممکن است هر دو دارایی در کوتاه‌مدت افزایش قیمت را تجربه کنند که در اولی منجر به افزایش تقاضای خریداران برای خرید خانه و در نتیجه تقاضا برای وام می‌شود و در دومی ارزش تضمینی دارایی افزایش خواهد یافت. اما همان‌طور که در بازار آمریکا در سال ۲۰۰۷ دیده شد، عوامل خارجی ممکن است منجر به تحمیل تعدیل قیمتی و در عین حال اثرات اقتصادی بسیار کم شوند. در واقع قیمت خانه نیز ممکن است به دلیل ضعف فاکتورهای کلان اقتصادی چنین افزایش‌های هزینه‌بری را تجربه کند، حتی اگر قبل از آن چنین افزایش‌هایی را تجربه نکرده باشد. با توجه به این موارد، هدف مطالعه حاضر این نیست که هزینه‌ها و پیامدهای ناشی از چنین افزایش‌هایی را تعیین کند، بلکه هدف این است که صرفاً وجود چنین دوره‌های حسابی را تأیید کرده و تاریخ وقوع، انفجار و نوع آنها از حیث یگانه یا چندگانه بودن را مورد بررسی قرار دهد و از این جهت هدف ارائه اطلاعات به سیاست‌گذاران برای تصمیم‌گیری در این حیطه است.

بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه حاکی از بررسی این بازار توسط محققان است؛ که از این میان می‌توان به مطالعات نظری و فرزانگان (۱۳۸۹)، بیابانی و خسروی (۱۳۹۰)، اصلانی و خسروی (۱۳۹۱)، مروت و بهرامی (۱۳۹۲)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) و بالونژاد نوری و صفری (۱۳۹۴) اشاره کرد. اما آنچه در این میان مهم است، این است که از میان مطالعات انجام شده فقط مطالعه بالونژاد نوری و صفری (۱۳۹۴) با استفاده از روش جدید *GSADF* به بررسی و تاریخ‌گذاری حساب در بازار مسکن اقدام کرده‌اند و سایر مطالعات از روش‌هایی چون *ARDL*، *GMM*، همجمعی پانل و ... به بررسی حساب پرداخته و در واقع فقط موفق به تعیین وجود حساب در بازار گشته و به تاریخ‌گذاری و تعیین نوع آن نپرداخته‌اند. از این منظر نوآوری مطالعه حاضر نسبت به تنها مطالعه انجام شده با روش جدید ارائه شده توسط فیلیپس و همکاران^۵ (۲۰۱۵) این است که مطالعه حاضر علاوه بر استفاده از روش *GSADF* از روش‌های دیگر ریشه واحد بازگشتی چون *RADF* و *SADF* نیز برای مقایسه بهتر بهره برده است و همچنین برای تعیین انتقال حساب از بازار مسکن تهران به سایر شهرها و همچنین وجود حساب در کلان شهرها و شهرهای متوسط و کوچک و مقایسه بین آنها، به تفکیک شهرهای بزرگ و متوسط و کوچک اقدام کرده است.

در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در بخش بعد مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه تحقیق، بخش‌های چهارم و پنجم روش و یافته‌های تحقیق و در نهایت بخش پایانی نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها، سیاستی را ارائه کرده‌اند.

۲- مبانی نظری

روش‌هایی که برای اندازه‌گیری حساب قیمت مسکن مورد استفاده قرار می‌گیرد، عمدتاً هدف اصلی‌شان مقایسه قیمت واقعی با برخی از شاخص‌های سطوح تعادلی یا پایه است. سطوح قیمت‌های پایه با وجود یک رابطه بلندمدت بین قیمت مسکن و تعیین‌کننده‌های عرضه و تقاضا برای مسکن سازگار است. برای مثال با توجه به اهمیت درآمد به عنوان یکی از تعیین‌کننده‌های ارزش مسکن، قیمت‌ها را می‌توان با درآمد سرانه یا درآمد خانوار مقایسه کرد. به‌طور کلی چهار گروه از مطالعات وجود دارند که به بررسی پدیده حساب پرداخته‌اند.

گروه اول حساب‌های عقلایی را مدنظر قرار داده‌اند. از میان محققان این حیطه می‌توان به لی‌روی و پورتر^۶ (۱۹۸۱) اشاره کرد. معمولاً حساب‌های عقلایی در مدل‌هایی با افق زمانی نامحدود به کار می‌روند. براساس این مدل، حساب و رفتار انفجاری قیمت به عنوان انحراف قیمت دارایی از مقادیر تعادلی خود بیان می‌شود و این مقادیر تعادلی از طریق متغیرهای بنیادی اقتصاد مثل عرضه و تقاضا تعیین می‌شوند. گروه دوم بررسی حساب را در قالب انتظارات عقلایی مطرح می‌کنند و تفاوت آنها با گروه اول در فرض نامتقارن بودن اطلاعات خلاصه می‌شود. دسته سوم از مطالعات بر الگوهای رفتاری متمرکز شده و تعامل بین سرمایه‌گذاران عقلایی و غیرعقلایی را ملاک عمل قرار می‌دهند و از این طریق به موانعی که سرمایه‌گذاران عقلایی را از اصلاح قیمت‌گذاری نادرست باز می‌دارد، اشاره می‌کنند (ختائی و همکاران، ۱۳۹۳). در نهایت اینکه برخی از محققان، بر ناهمسانی ذهنیت سرمایه‌گذاران متمرکز شده و در نتیجه اختلاف نظر آنان در مورد ارزش بنیادی دارایی را امری مقبول در نظر می‌گیرند.

اما نکته حائز اهمیت این است که برای اجرای سیاست‌های مربوط به کاهش صدمات ناشی از انفجار حساب، قدم اول تعیین محدوده زمانی حساب است. باین‌وجود شواهد گزارش شده توسط این مطالعات مبنی بر وجود حساب نتیجه خاصی در پی نداشته است، زیرا همچنان موقف بودن تجربی این تکنیک‌ها مورد سؤال است (برینر و کرونر^۷، ۱۹۹۵). ایوانز^۸ (۱۹۹۱) بیان کرد آزمون‌های ریشه واحد (به کار رفته برای نمونه‌های کامل) قدرت اندکی در کشف حساب‌های انفجاری دوره‌ای^۹ دارند. قدرت اندک اینگونه آزمون‌ها بیانگر این حقیقت است که وقتی احتمال تخریب بسیار بالاست، فرآیند دوره‌ای روندی $I(1)$ داشته یا از فرآیند اتورگرسیو خطی مانا تبعیت می‌کند. چاریمزا و دیدمن^{۱۰} (۱۹۹۵) امکان استفاده از آزمون‌های ریشه واحد را برای بررسی فرآیندهای چندگانه که دارای ریشه انفجاری مانا هستند را مورد بررسی قرار دادند. آنها نشان دادند که چنین فرآیندی دربردارنده دسته بزرگی از فرآیندهای نامنفی است که در تحلیل بازارهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند (مثل فرآیند ریشه واحد هندسی و سطح نامنفی فرآیند حساب سفته‌بازانه دیبا-گروسمن، ۱۹۸۸). همچنین شی^{۱۱} (۲۰۱۱) نیز نشان داد که مدل مارکوف-سوئیچینگ^{۱۲} مستعد کشف نادرست حساب یا انفجارهای جعلی است.

در این راستا مطالعه حاضر برای تعیین موقعیت حساب‌های چندگانه بازار مسکن و تاریخ شروع و خاتمه آنها از روش‌های جدید $SADF$ ، $GSADF$ و $RADF$ (فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۱، ۲۰۱۲، ۲۰۱۳) استفاده کرده است. هوم و بریتانگ^{۱۳} (۲۰۱۲) ادعان داشتند که روش فیلیپس و لی (۲۰۱۱) در مقایسه با دیگر روش‌های بازگشتی در شکست‌های ساختاری بهتر عمل کرده و در عمل نیز الگوریتم کشف زمان واقعی حساب آن مؤثر بوده است. از سوی دیگر روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) را می‌توان برای داده‌ها در هر فراوانی به کار برد. تفاوت دیگر این است که این روش، آزمون آماری برای وجود حساب است، حال آنکه دیگر روش‌ها مبتنی بر قضاوت در مورد انحراف از قیمت مبنا یا حد متوسط قیمت هستند. همچنین این روش بیشتر برای تشخیص زمان واقعی حساب برای سیاست‌گذاران به کار می‌رود. در حقیقت مطالعه فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱، ۲۰۱۲، ۲۰۱۳) مبتنی بر رگرسیون‌های غلتان و بازگشتی است که با آزمون‌های ریشه واحد راست دنباله متوالی همراه شده‌اند. آزمون ریشه واحد استاندارد فرض مانایی را مورد بررسی قرار داده و از توزیع احتمال چپ دنباله برای آماره آزمون، بهره

جسته است؛ درحالی‌که *SADF* و *GSADF* برای ارزیابی فروض بر سمت راست توزیع احتمال متمرکز شده‌اند که در آن آماره آزمون برای ریشه انفجاری قرار گرفته است. مزیت آزمون‌های *SADF* و *GSADF* این است که امکان آزمون دوره به دوره را برای بررسی امکان وجود رفتار نامانا در سری‌های زمانی در مقابل رفتار ملایم انفجاری، فراهم می‌نماید. در واقع رفتار ملایم انفجاری را می‌توان از طریق فرآیندی خودرگرسیون با ریشه‌ای بزرگتر و همچنان نزدیک به یک مدل‌سازی نمود. بنابراین این آزمون‌ها ابزاری برای تعیین رفتار حساب و تاریخ‌گذاری شروع و انفجار حساب فراهم می‌کنند. به‌علاوه آزمون‌های *SADF* و *GSADF* مزیت کشف حساب را حتی در شرایط عدم تصریح بالقوه فرآیند مبنای بازار دارا هستند. در این مدل‌ها نقطه شروع نمونه ثابت نبوده و حتی در آزمون *GSADF* این تسلسل از طریق تغییر مداوم نقطه شروع و پایان در یک دامنه شدن از پنجره‌های انعطاف‌پذیر انجام می‌شود؛ برای مثال بالکیلا و همکاران (۲۰۱۷) به تاریخ‌گذاری حساب‌های بازار مسکن اقدام کردند. در این مطالعه آنها از چندین روش برای تعیین رفتار انفجاری استفاده کردند. تکنیک اول استفاده از روش *GSADF* بود که توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) ارائه شده است. روش دوم استفاده از آماره آزمون رابینسون است که فرضیه صفر ریشه واحد را در مقابل فرض جایگزین مقایسه می‌کند. نتایج این مطالعه نشان داد که استفاده از روش انعطاف‌پذیرتر و با حافظه طولانی‌تر مجموعه داده‌های قدرتمندتری برای تحلیل ارائه خواهد کرد.

یکی از چالش‌های اصلی در هنگام استفاده از این روش‌ها برای تعیین حساب قیمت دارایی، تعریف درست سطح پایه از انحراف قیمت‌ها می‌باشد. خصوصاً عایدی نگهداری دارایی به صورت مزایای سود دارایی‌ها (فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۳) و مزایای متناسب برای کالاها (پینداک^۴، ۱۹۹۳؛ لمردینگ و همکاران، ۲۰۱۳؛ شی و آرورا^۵، ۲۰۱۲) اولین تعریف در یک معادله قیمت‌گذاری است. گرچه مقالات متعددی این تصریح از حساب را مورد نقد قرار داده (پاستور و ورونیسی^۶، ۲۰۰۶؛ کوکران^۷، ۲۰۰۹؛ کوپر^۸، ۲۰۱۰) و بیان می‌کنند که رفتار انفجاری ملایم یا انفجاری در سری‌های قیمت دارایی نشان دهنده حضور بازار دارایی در دوره تورمی از حساب است که این نیز از طریق استفاده از فرآیند آزمون بازگشتی در داده‌های سری زمانی مشخص خواهد شد (فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۳؛ فیلیپس و مگدالینز^۹، ۲۰۰۷).

۳- پیشینه تحقیق

بخش حاضر در دو قسمت مطالعات خارجی و داخلی به بررسی پیشینه تحقیق پرداخته است که در قسمت اول مطالعات خارجی و در قسمت دوم مطالعات داخلی آورده شده است.

۳-۱- مطالعات خارجی

برخی از رویکردهای اندازه‌گیری حساب شامل مقایسه ساده نرخ‌هایی چون قیمت اجاره یا نسبت قیمت به درآمد با منافع بلندمدت آنهاست. رویکردهای پیچیده‌تر در اغلب موارد شامل برخی از انواع تحلیل رگرسیون برای تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. در برخی موارد نیز سطوح قیمت‌ها یا تغییرات قیمت در مقابل

متغیرهای مختلف عرضه و تقاضا با مقادیر مناسب، به عنوان سطوح تعادلی یا تغییرات تفسیر شده است. در سایر موارد مدل‌های رگرسیون بر مبنای مفهوم ارزش حال قرار دارند و تاکید آنها بر رابطه بین نرخ‌های انتظاری تنزیل شده و قیمت‌های جاری است. سایر رویکردهای رگرسیونی شامل آزمون‌های ریشه واحد در مورد رابطه بین متغیر توضیحی کلیدی (چون درآمد) و قیمت مسکن است. در این حالت عدم رد ریشه واحد به معنی وجود حباب خواهد بود. برای مثال کیس و شیلر (۲۰۰۳) نرخ‌های قیمت-درآمد را برای ایالات متحده در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۲ محاسبه کردند و دریافتند که در دوران اوج قیمت در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰، نرخ‌های قیمت-درآمد از میانگین بلندمدت خود حداقل ۲۰ درصد بالاتر رفته‌اند. آمبروس و همکاران (۲۰۱۳) نرخ اجاره-قیمت را برای آمستردام در طی دوره ۱۶۵۰ تا ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که چندین انحراف از میانگین مشاهده شده است. سایر مطالعات بر معیارهای اجاره محسوب شده که مبتنی بر هزینه مصرف کننده مسکن است، متمرکز شده‌اند. هیملبرگ و همکاران (۲۰۰۵) نرخ اجاره محسوب شده-واقعی را با نرخ قیمت-اجاره و نرخ اجاره محسوب شده-درآمد را با نرخ قیمت-درآمد برای *MSA*های آمریکا مقایسه کردند. گرچه نتایج آنها مبتنی بر نرخ محسوب شده هیچ شواهدی دال بر وجود حباب در پایان دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۴ را ارائه نکرد، اما نرخ‌های قیمت-اجاره و قیمت درآمد نتایج متفاوتی را برای بسیاری از *MSA*ها کسب کردند. اوکارینن (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های موجود در شهرهای فنلاند بر چگونگی اثرگذاری انتظارات رشد قیمت مسکن بر معیارهای هزینه مصرف کنندگان متمرکز شد. وی نرخ هزینه-اجاره را با استفاده از فروض مختلف در مورد افزایش قیمت مسکن محاسبه کرده و نتیجه گرفت که شواهد وجود حباب به شدت به فرض افزایش بستگی دارد.

مطالعات مبتنی بر مبانی عرضه و تقاضا (گروه اول)، شواهدی دال بر وجود حباب در برخی از نقاط ایالات متحده در اوایل دهه ۲۰۰۰ یافتند (کیس و شیلر، ۲۰۰۳؛ گودمن و تیبادیو^{۲۰}، ۲۰۰۸؛ ویاتون و نچایو^{۲۱}، ۲۰۰۸). یک سری از مقالات انجام شده توسط هندرشات و همکارانش^{۲۲} متغیرهای غیرتعادلی را به مدل‌های عرضه و تقاضا اضافه کرده و دریافتند که شواهدی دال بر وجود حباب در شهرهای ساحلی ایالات متحده و برخی مناطق استرالیا و نیوزیلند وجود دارد (آبراهام و هندرشات^{۲۳}، ۱۹۹۴؛ بوئراسا و هندرشات^{۲۴}، ۱۹۹۵؛ بوئراسا و همکاران، ۲۰۰۱). بوئراسا و همکاران (۲۰۰۱) همچنین تکنیک‌های همجمعی را برای داده‌هایشان استفاده کرده و به نتایجی مشابه با روش اولیه مورد استفاده دست یافتند. اوکارینن^{۲۵} (۲۰۰۹) یک رابطه همجمعی را برای هلستینکی و فنلاند برآورد کرده و افزایش قابل ملاحظه‌ای در اواخر دهه ۱۹۸۰ به دست آورد. کمپیل و همکاران^{۲۶} (۲۰۰۹) با استفاده از یک مدل ارزش حال شواهدی از وجود حباب در *MSA*های آمریکا در دهه ۲۰۰۰ پیدا کردند. آمبروز و همکاران (۲۰۱۳) از مدل ارزش حال برای سری‌های نرخ اجاره-قیمت آمستردام استفاده کرده و چندین دوره حبابی را پیدا کردند.

رویکرد دیگر که از آزمون‌های ریشه واحد برای شناسایی حباب استفاده می‌کند، توسط تاپولس^{۲۷} (۲۰۰۶) استفاده شده است. وی ۵ کشور مختلف از جمله آمریکا و ۶ منطقه شهری در آمریکا را مورد بررسی قرار داد. نتایج وی نشان داد که در سانفرانسیسکو در سال ۲۰۰۳ و در شیکاگو در سال ۲۰۰۰ حباب وجود داشته است.

یوی و همکاران^{۲۸} (۲۰۱۳) آزمون‌های ریشه واحد را برای هنگ‌کنگ به کار برده و ۱۰ حباب کوتاه‌مدت را طی یک دوره ۱۸ ساله شناسایی کردند. روش نرخ رشد نمایی بیانگر این است که نرخ رشد بالاتر از نرخ نمایی رشد ناپایدار بوده و حاکی از وجود حباب است. سورنت^{۲۹} و همکارانش از این روش در چندین مطالعه استفاده کرده (به عنوان مثال ژو و سورنت^{۳۰}، ۲۰۰۶) و دریافتند که ۲۲ ایالت آمریکا در پایان دوره ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۵ حبابی بوده‌اند.

هوانگ^{۳۱} (۲۰۱۷) با استفاده از روش‌های *GSADF* و مدل پروبیت پویا^{۳۲} به بررسی حباب‌های مسکونی مسکن در کشور هنگ‌کنگ پرداخت. نتایج وی نشان داد که بازار مسکن هنگ‌کنگ حبابی است و علت آن تقاضای احتمالی سرمایه‌گذار و افزایش عرضه پولی است که منجر به حباب‌های مسکن در هنگ‌کنگ شده است. همچنین با توجه به اینکه دولت هنگ‌کنگ باید سیستم ارز مبادله را پیش‌بینی کند؛ وی به تاثیر سیاست‌های پولی ایالات متحده بر بازار مسکن هنگ‌کنگ هشدار می‌دهد.

هوانگ (۲۰۱۷) با استفاده از روش سویچینگ رونق-رکود اقتصادی^{۳۳} به بررسی حباب‌های بازارهای مسکن ایالات متحده پرداخت. وی با استفاده متغیرهای توضیحی قیمت سهام، بودجه فدرال و نرخ رشد غیر کارآفرینی؛ آستانه‌های متوسط حرکتی بازار مسکن را مورد تحلیل قرار داد. نتایج وی نشان داد که دولت ایالات متحده در دوره سالهای ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۰ در ایجاد ثبات در بازار مسکن عملکرد مناسبی نداشته است.

آمادور و همکاران^{۳۴} (۲۰۱۸) عوامل حباب مسکن در کشورهای *OECD* را در بازه زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۵ را بررسی کردند. هدف آنها پاسخ به دو سوال است: (الف) آیا تمديد سياست داخلي پولی طولانی‌مدت، مدت حباب قیمت مسکن را افزایش می‌دهد؟ (ب) آیا کاهش زمان سیاست پولی در ایالات متحده بر بازه زمانی حباب مسکن در دیگر کشورهای *OECD* اثرگذار است؟ نتایج آنها به‌طور شفاف نشان می‌دهد که جواب سوال اول مثبت است، اما جواب سوال دوم مشخص نیست. آنها بیان می‌کنند که سیاست‌های پولی انقباضی می‌تواند موجب ریزش و محو حباب مسکن شود.

۳-۲- مطالعات داخلی

اصلانی و خسروی (۱۳۹۱) به بررسی عوامل موثر بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن با استفاده از کشف وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران با استفاده از مدل پوتربا و تئوری *Q* توپین پرداختند. برای این منظور، در مرحله اول قیمت بنیادی مسکن به کمک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*) تخمین زده شده و پسماند مدل به عنوان مولفه حبابی در نظر گرفته شده است. در مرحله بعد به منظور 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 جدا شده و مجدداً مدل *ARDL* برآورد شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که در دوره مورد بررسی نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل موثر در تشکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به شمار می‌رود.

مروت و بهرامی (۱۳۹۲) با ارایه یک مدل ساده برای تقاضای سوداگری بخش مسکن، نقش انتظارات ناهمگن در شکل‌گیری حباب سوداگرانه را بررسی نمودند. در این مدل برخی از عوامل دارای تقاضای بی‌ثبات‌کننده یا برون‌یابانه بودند (نمودارگراها) و برخی از آنها دارای تقاضای تثبیت‌کننده یا برگشت به میانگین بودند (بنیادگراها). نتایج نشان داد که حساسیت نسبی تقاضای خریداران با انتظارات مختلف نسبت به تغییرات قیمت، و سهم نسبی آنها از کل تقاضای سوداگرانه نقش مهم و معناداری در شکل‌گیری حباب سوداگرانه در مسکن تهران دارند. از سوی دیگر سهم نمودارگراها از کل تقاضای سوداگرانه در طی دو دهه گذشته بیش از ۹۰ درصد بوده است.

ختایی و همکاران (۱۳۹۳) به شناسایی حباب مسکن در ایران با استفاده از رویکرد هم‌جمعی پنل پرداختند. به این منظور قیمت بنیادی مسکن برآورد و حباب از اختلاف بین قیمت بنیادی و واقعی مسکن به دست آمده است. نتایج حاصل از تخمین مدل جیره‌بندی اعتبارات مسکن اشاره به وجود رابطه عکس بین تقاضای وام رهنی و قیمت مسکن داشت. نتایج حاصل از تخمین معادله قیمت حقیقی مسکن نیز اشاره به وجود حباب در بازار مسکن ایران داشت. در واقع در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ شکست حباب قیمت در بازار مسکن ایران رخ داده است.

سیدنورانی (۱۳۹۳) به بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران پرداختند. برای این منظور ابتدا مدل مناسب برای تبیین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن طراحی و سپس، به روش *GMM* برای دوره ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:۴ برآورد شده است. نتایج نشان داد که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه‌های ساختمانی صادر شده) اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. در این بین، اثر تغییر درآمد (تولید ناخالص داخلی) بر شاخص قیمت مسکن معنادار نبود. با در نظر گرفتن قیمت دوره قبل مسکن به عنوان شاخص تقاضای سفته‌بازی و تغییرات جمعیت، تغییرات تولید ناخالص داخلی و بازدهی سایر بازارها به عنوان شاخص تقاضای مصرفی مسکن، نتایج نشان داد که سهم تقاضای سفته‌بازی در توضیح تغییرات شاخص قیمت مسکن ۶٫۸ برابر سهم تقاضای مصرفی در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی بود. همچنین با تعمیم ضرایب برآوردی مدل برای سال ۱۳۹۱ و تعریف حباب قیمت مسکن به عنوان اختلاف قیمت واقعی مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن، نتایج نشان داد که در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۹۱ به ترتیب حدود ۱۷٫۸، ۲۶٫۳ و ۵۶٫۶ درصد از رشد فصلی شاخص قیمت را می‌توان به عوامل مقطعی و روانی بازار یا به حباب قیمت مسکن منسوب کرد.

بالونژاد نوری و صفری (۱۳۹۴) به یافتن دوره‌های ایجاد و فروپاشی حباب‌های قیمتی چندگانه در بازار مسکن تهران پرداختند. برای این منظور، داده‌های قیمت اجاره واحد مسکونی و قیمت خرید زمین برای بازه زمانی ۱۳۷۴:۱ تا ۱۳۹۳:۱ به کار گرفته شد. همچنین در این پژوهش، روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم‌یافته به کار گرفته شد. نتایج پژوهش نشان داد که در دوره مورد بررسی، نسبت قیمت اجاره به عنوان شاخصی از بازده دارایی، دارای حباب قیمتی عقلایی نبوده است. با این حال با تغییر تعریف حباب قیمتی به

صورت افزایش ناگهانی و انفجاری در قیمت‌ها، طی سه بازه زمانی ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۸۱:۱، ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۸۳:۲ و ۱۳۸۵:۲ تا ۱۳۸۶:۲ قیمت واحدهای مسکونی و طی سه بازه زمانی ۱۳۷۹:۲ تا ۱۳۸۰:۲، ۱۳۸۵:۲ تا ۱۳۸۶:۲ و ۱۳۹۱:۱ تا ۱۳۹۲:۲ قیمت حقیقی زمین دارای حباب قیمتی بوده است.

بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه حاکی از عدم بررسی جامع این موضوع توسط مطالعات داخلی دارد اما از نظر قرابت موضوع و روش نزدیکترین مطالعه به مطالعه حاضر، مطالعه بالونژاد و نوری (۱۳۹۴) است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

فیلیپس، وو و یو^{۳۵} (۲۰۱۱) روشی بازگشتی ارائه کرده‌اند که قادر به تعیین رونق سری‌های قیمت دارایی در طول دوره‌های تورمی است. این روش زمانی کاراست که در داده‌های نمونه فقط یک حباب، همانند حباب نزدیک^{۳۶} در دهه ۱۹۹۰ و حباب قیمت مسکن آمریکا در دهه ۲۰۰۰، وجود داشته باشد. وقتی دوره نمونه به اندازه کافی طولانی باشد، اغلب احتمال وقوع حباب‌های قیمت دارایی چندگانه در داده‌ها وجود خواهد داشت (درست همانند آنچه در تجربه‌های تاریخی پیایی چندین بحران مالی^{۳۷} رخ داده است). اما تشخیص اقتصادی حباب‌های چندگانه همراه با سقوط دوره‌ای بسیار سخت‌تر از تعیین حباب یگانه است. مشکل نیز از آن نشأت می‌گیرد که ساختار حباب‌های چندگانه غیرخطی و پیچیده است. در واقع چندگانه بودن منجر به کاهش قدرت تشخیص مکانیسم‌های موجود مثل آزمون‌های بازگشتی موجود در PWY می‌شود. این کاهش قدرت تلاش برای تاریخ‌گذاری حباب را بغرنج نموده و نیاز به روشی جدید (که این مشکل را نداشته باشد) را افزایش می‌دهد. در این راستا فیلیپس و همکاران^{۳۸} (۲۰۱۳) چارچوب جدیدی برای حل این مسئله ارائه کرده‌اند که برای وجود حباب‌های چندگانه در داده‌ها کاربرد دارد.

چارچوب به کار رفته در این مطالعه نیز از ساختار فوق‌الذکر تبعیت می‌کند. باید این‌گونه بیان نمود که روش استفاده شده در PWY یک آزمون سوپریموم $ADF(SADF)$ ^{۳۹} و مبتنی بر تسلسل آزمون‌های ریشه واحد چوله به راست بازگشتی روبه جلوی ADF است. این روش قادر به تعیین تاریخ شروع، طول دوره و تاریخ انفجار حباب است^{۴۰}. آزمون‌های دیگری نیز برای تاریخ‌گذاری همچون آزمون چو^{۴۱} (انتخاب مدل) و آزمون $CUSUM$ ^{۴۲} وجود دارد اما هوم و بریتانگ (۲۰۱۲) نشان دادند فرآیند PWY برخلاف دیگر روش‌های بازگشتی برای شکست‌های ساختاری به خوبی عمل می‌کند و خصوصاً به عنوان الگوریتمی کارا برای کشف حباب تلقی می‌شود.

زمانی که دوره نمونه شامل رویدادهای چندگانه رونق و سقوط است، آزمون $SADF$ قدرت کافی برای تعیین حباب و ایجاد سازگاری را نخواهد داشت. برای رفع این مشکل و کار با شکست‌های چندگانه رونق و سقوط، از آزمون $SADF$ تعمیم یافته^{۴۳} ($GSADF$) استفاده می‌شود. آزمون $GSADF$ نیز مبتنی بر آزمون‌های بازگشتی چوله به راست ADF است؛ اما در استفاده از پنجره‌ها در اجرا، انعطاف‌پذیری بالایی دارد. به عبارت دیگر به جای ثابت در نظر گرفتن نقطه شروع بازگشت روی مشاهده اول، نمونه را از طریق تغییر نقطه شروع و پایان بازگشت حول بازه شدنی از پنجره‌های انعطاف‌پذیر؛ گسترش می‌دهد. فرآیند گام تصادفی تحت روش PSY بصورت زیر است:

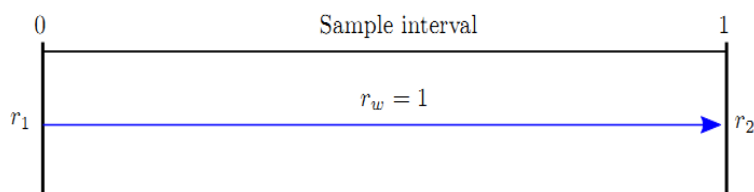
$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \sigma^2), \quad \theta = 1 \quad (1)$$

که d یک مقدار ثابت، η ضریبی که وقتی اندازه نمونه (T) به سمت بنهایت میل می‌کند، مقدار رانش را کنترل می‌کند و ε_t جمله خطاست. معادله (۸) تعمیم معادله استاندارد زیر است:

$$y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

به طوری که y_t متغیر مورد بررسی، μ عرض از مبدأ و p ماکزیمم تعداد وقفه‌ها است. آزمون حباب بر اساس نوسان چوله به راست آزمون ADF استاندارد است که در آن فرض صفر مبتنی بر ریشه واحد و فرض مقابل مبتنی بر ضریب اتورگرسیو^{۴۴} ملایم است. در ادامه لازم است که نمادگذاری‌های بکار رفته در آزمون‌های $RTADF$ بیان شوند. بازه نمونه برای ساده‌سازی تفسیر به $[0, 1]$ نرمال می‌شود. نماد δ_{r_1, r_2} معرف ضریب تخمینی در نمونه نرمال شده $[r_1, r_2]$ است که آماره ADF نظیر به نظیر را با ADF_{r_1, r_2} نشان می‌دهد. اندازه پنجره در رگرسیون را با r_w نشان می‌دهند که به صورت $r_w = r_2 - r_1$ تعریف می‌شود. اندازه اولیه پنجره نیز با نمادگذاری می‌شود (کاسپی، ۲۰۱۴).

تمایز بین آزمون‌های $RTADF$ مرتبط با نحوه جایگذاری r_1 و r_2 است. بر این اساس در ادامه به بررسی آزمون‌های ریشه واحد ADF استاندارد، ADF غلتان، $SADF$ و $GSADF$ پرداخته خواهد شد. r_1 و r_2 در آزمون ریشه واحد ADF استاندارد ثابت و به ترتیب برابر اولین و آخرین مشاهده نمونه است؛ بنابراین $r_0 = r_w = r_1 = 0$ این موضوع در نمودار (۱) نشان داده شده است.

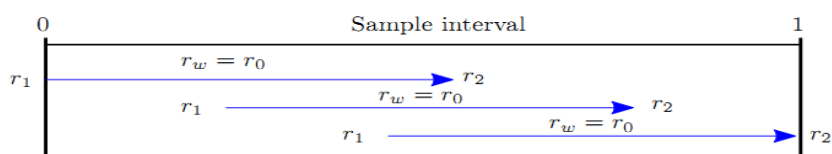


نمودار ۱- نمایش فرآیند ADF

منبع: کاسپی، ۲۰۱۴.

اما در آزمون دیکی فولر پنجره غلتان^{۴۵} ساختار به گونه‌ای دیگر است. ساختار آن مبتنی بر سطحی غلتان از ADF استاندارد با پنجره‌ای با طول ثابت و مقدار $r_w = r_0$ است. در هر مرحله از تخمین‌های این روش، نقطه

شروع و پایان (به ترتیب r_1 و r_2) با طول پنجره افزایش می‌یابند (شکل (۲) مشاهده شود). همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، در هر مرحله از تخمین، آماره ADF استاندارد هر پنجره محاسبه و با نقاط شروع و پایان هر پنجره به صورت ADF_{r_1, r_2} نمادگذاری می‌شود. آماره دیکی فولر پنجره غلتان (RADF) عبارت از سوپریموم در میان کلیه آماره‌های ADF_{r_1, r_2} مرتبط با هر پنجره^{۴۶} است.

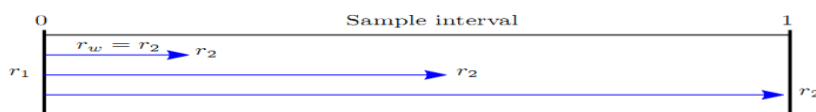


نمودار ۲- نمایش فرآیند ADF غلتان

منبع: کاسپی، ۲۰۱۴.

آزمون $SADF$ ^{۴۷} مبتنی بر محاسبه آماره‌های ADF است به طوری که در کلیه پنجره‌ها، نقطه شروع ثابت است ولی در هر مرحله طول پنجره افزایش می‌یابد (شکل (۳) مشاهده شود)^{۴۸}. در این فرآیند، اولین مشاهده به عنوان نقطه شروع پنجره تخمین است؛ یعنی $r_1=0$. در این صورت طول پنجره در هر مرحله برابر $r_w=r_2-r_1=r_2$ می‌شود. در هر مرحله از تخمین، طول پنجره با نسبت مشخصی افزایش می‌یابد اما نقطه شروع ثابت است. بر این اساس آماره ADF مربوط به هر تخمین محاسبه می‌شود که آن را با نماد ADF_{r_2} نمایش می‌دهند. در نهایت، در میان کلیه آماره‌های ADF_{r_2} مرتبط با هر پنجره، آماره SADF همان سوپریموم است؛ یا به عبارت دیگر:

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{ADF_{r_2}\} \quad (3)$$

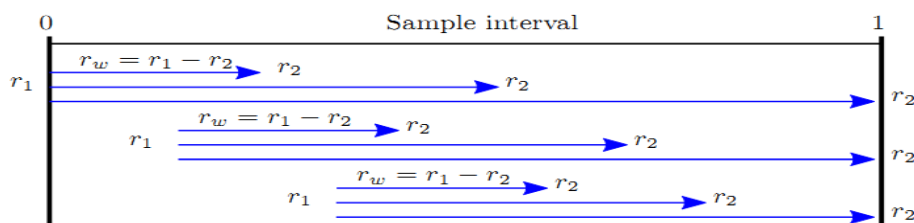


نمودار ۳- نمایش فرآیند SADF

منبع: کاسپی، ۲۰۱۴.

راهبرد $GSADF$ ^{۴۹} مبتنی بر تعمیم آزمون SADF است.^{۵۰} این آزمون نیز مبتنی بر محاسبه آماره‌های ADF است، اما نقطه شروع هم می‌تواند ثابت و هم متغیر باشد (شکل (۴) مشاهده شود). آماره $GSADF$ عبارت از سوپریموم در میان کلیه آماره‌های ADF_{r_2} مرتبط با هر پنجره است؛ یا به عبارت دیگر:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_1]}} \left\{ ADF_{r_1}^{r_2} \right\} \quad (4)$$



نمودار ۴- نمایش فرآیند $GSADF$

منبع: کاسپی، ۲۰۱۴.

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- کشف حباب

در مطالعات داخلی برای بررسی حباب، معمولاً از آزمون‌های مختلفی مانند: تسلسل، چولگی، کشیدگی، هم انباشتگی، انباشتگی کسری و ریشه واحد استفاده شده است، اما آزمون‌های فوق قادر به تعیین تاریخ وقوع حباب نیستند؛ آزمون‌های مربوطه تنها قادرند وجود یا فقدان حباب را بررسی کنند. برای تعیین تاریخ وقوع حباب ضروری است از آزمون‌های مبتنی بر «دیکی فولر تعمیم یافته چوله به راست ($RTADF$)»^{۵۱} استفاده شود. این مطالعه در مرحله اول، برای کشف حباب از چهار آزمون مبتنی بر دیکی فولر استفاده می‌کند که عبارتند از: دیکی فولر تعمیم یافته استاندارد، دیکی فولر پنجره غلتان^{۵۲}، سوپریموم دیکی فولر^{۵۳} (فیلیپس، وو و یو، ۲۰۱۱) و سوپریموم دیکی فولر تعمیم یافته^{۵۴} (فیلیپس، شی و یو؛ ۲۰۱۳). رد فرضیه صفر در هر کدام از این آزمون‌ها، گواهی بر وجود یک حباب قیمت در دارایی است. سپس در مرحله دوم، با استفاده از آزمون‌های $RADF$ و $GSADF$ تاریخ وقوع حباب مشخص خواهد شد. ذکر این نکته ضروری است که مقادیر بدست آمده از طریق ۱۰,۰۰۰ بار تکرار بدست آمده‌اند.

جدول ۱- آزمون‌های کشف حساب

شاخص	آماره	ADF	RADF	SADF	GSADF
کرایه مسکن اجاره‌ای در تهران	۵/۳۲ (۰/۰۰)	۳/۸۹ (۰/۰۰)	۹/۹۲ (۰/۰۰)	۶/۲۵ (۰/۰۰)	
کرایه مسکن اجاره‌ای در شهرهای بزرگ	۷/۲۷ (۰/۰۰)	۵/۱۱ (۰/۰۰)	۱۰/۵۵ (۰/۰۰)	۶/۱۱ (۰/۰۰)	
کرایه مسکن اجاره‌ای در شهرهای متوسط	۴/۴۷ (۰/۰۰)	۳/۹۰ (۰/۰۰)	۷/۳۹ (۰/۰۰)	۴/۰۸ (۰/۰۰)	
کرایه مسکن اجاره‌ای در شهرهای کوچک	۹/۷۰ (۰/۰۰)	۷/۱۲ (۰/۰۰)	۲۰/۷۲ (۰/۰۰)	۴/۱۰ (۰/۰۰)	
کرایه مسکن اجاره‌ای در کلیه مناطق شهری	۷/۷۴ (۰/۰۰)	۸/۵۵ (۰/۰۰)	۱۰/۸۴ (۰/۰۰)	۵/۷۷ (۰/۰۰)	
قیمت زمین در تهران	-۰/۶۹ (۰/۰۰)	۴/۳۲ (۰/۰۰)	۶/۸۰ (۰/۰۰)	۶/۸۰ (۰/۰۰)	
قیمت زمین در شهرهای بزرگ	۲/۸۲ (۰/۰۰)	۶/۷۲ (۰/۰۰)	۹/۰۸ (۰/۰۰)	۷/۳۹ (۰/۰۰)	
قیمت زمین در سایر مناطق شهری	۱/۸۱ (۰/۰۰)	۱۰/۷۹ (۰/۰۰)	۵/۳۹ (۰/۰۰)	۶/۳۳ (۰/۰۰)	
قیمت زمین در کلیه مناطق شهری	-۰/۴۷ (۰/۰۱)	۷/۷۵ (۰/۰۰)	۸/۹۳ (۰/۰۰)	۹/۵۵ (۰/۰۰)	

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال (P value) است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱)، آزمون‌های کشف حساب بر اساس نوسان چوله به راست آزمون ADF استاندارد آورده شده است که در آن فرض صفر مبتنی بر ریشه واحد و فرض مقابل مبتنی بر وجود حساب است. به طور کلی نتایج در هر چهار آزمون، بیانگر رد فرضیه وجود ریشه واحد هستند. به عبارت دیگر نتایج، وجود حساب در بخش ساختمان و مسکن را در دوره زمانی مورد مطالعه رد نمی‌کنند. در واقع شواهد مبتنی بر وجود حساب در دوره زمانی تعیین شده در کلیه شاخص‌های بخش ساختمان و مسکن هستند.

۵-۲- تاریخ وقوع حساب‌ها

این قسمت با توجه به متدولوژی مطرح شده، به تعیین زمان‌های پیدایش، انفجار و فروپاشی کامل حساب می‌پردازد. ذکر این نکته ضروری است که در دوره‌ای که شامل حساب‌های چندگانه است، زمان انفجار متناظر با بزرگترین حساب بین حساب‌های آن دوره در نظر گرفته شده است. در تمامی نمودارهایی که در پیوست ضمیمه شده است؛ منحنی فوقانی (سبز) نشان دهنده شاخص مورد نظر، منحنی میانی (قرمز) نشان دهنده مقادیر بحرانی در سطح ۰/۹۵ و منحنی تحتانی (آبی) نشان دهنده آماره‌های آزمون‌های ADF پنج‌جمله غلتان و GSADF است. در این نوع از آزمون‌ها، نحوه تاریخ‌گذاری بدین صورت است که با توجه به نمودار قیمت واقعی، آماره آزمون بدست می‌آید. برای تصمیم‌گیری نیز منحنی مقادیر بحرانی ترسیم می‌شود. حال اگر آماره آزمون از مقدار بحرانی تعیین شده فراتر رود؛ به معنی وقوع حساب خواهد بود. در این حالت اولین باری که منحنی آبی فراتر از مقادیر بحرانی رود، شروع دوره حسابی است و زمانی که دوباره به زیر مقدار بحرانی برگردد، تاریخ محو کامل حساب فرا رسیده است. هنگامی که خط آبی به اوج خود برسد؛ زمان انفجار حساب تلقی می‌شود؛ محو کامل نیز

به وضعیتی اتلاق می‌شود که خط آبی با قطع ناحیه بحرانی (خط قرمز)، در زیر ناحیه بحرانی قرار گیرد. محدوده حباب از زمان پیدایش تا محو کامل را شامل می‌شود. برای تحلیل بهتر، نتایج در جداول (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول ۲. محدوده زمانی وقوع حباب در کرایه مسکن اجاره‌ای

شاخص	روش	دوره حبابی	نوع حباب	زمان شروع	زمان انفجار	زمان محو کامل
شهرهای بزرگ	RADF	دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۳
		دوره حبابی دوم	یگانه	۱۳۸۲/۰۱	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۲
		دوره حبابی سوم	یگانه	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۶/۰۱
		دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۶/۰۴	۱۳۸۷/۰۴
		دوره حبابی پنجم	یگانه	۱۳۸۹/۰۱	۱۳۸۹/۰۲	۱۳۸۹/۰۴
	GSADF	دوره حبابی ششم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۲/۰۲	۱۳۹۲/۰۴
		دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۱
		دوره حبابی دوم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۲	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۸/۰۴
		دوره حبابی سوم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۲/۰۲	نشده است
		دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۲/۰۲
شهرهای متوسط	RADF	دوره حبابی دوم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۲	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۸/۰۱
		دوره حبابی سوم	یگانه	۱۳۸۹/۰۱	۱۳۸۹/۰۲	۱۳۹۰/۰۱
		دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۱/۰۳	۱۳۹۲/۰۴
		دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۲/۰۲
		دوره حبابی دوم	یگانه	۱۳۸۲/۰۴	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۲
	GSADF	دوره حبابی سوم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۲	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۷/۰۴
		دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۲/۰۲	نشده است
		دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۴	۱۳۸۲/۰۲
		دوره حبابی دوم	یگانه	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۱
		دوره حبابی سوم	یگانه	۱۳۸۵/۰۳	۱۳۸۵/۰۳	۱۳۸۵/۰۳
شهرهای کوچک	RADF	دوره حبابی چهارم	یگانه	۱۳۸۶/۰۳	۱۳۸۶/۰۴	۱۳۸۷/۰۲
		دوره حبابی پنجم	یگانه	۱۳۸۷/۰۲	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۷/۰۴
		دوره حبابی ششم	یگانه	۱۳۸۹/۰۱	۱۳۸۹/۰۲	۱۳۸۹/۰۴
		دوره حبابی هفتم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۱/۰۳	۱۳۹۳/۰۱
		دوره حبابی اول	چندگانه	۱۳۸۲/۰۴	۱۳۸۵/۰۳	۱۳۸۶/۰۲
	GSADF	دوره حبابی دوم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۲	۱۳۸۷/۰۴	۱۳۸۸/۰۳
		دوره حبابی سوم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۳/۰۳	نشده است

شاخص	روش	دوره حسابی	نوع حساب	زمان شروع	زمان انفجار	زمان محو کامل
تهران	RADF	دوره حسابی اول	یگانه	۱۳۸۰/۰۲	۱۳۸۳/۰۳	۱۳۸۴/۰۴
		دوره حسابی دوم	چندگانه	۱۳۸۵/۰۳	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۹/۰۱
		دوره حسابی سوم	یگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۲/۰۲	نشده است
	GSA DF	دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۸/۰۳
		دوره حسابی دوم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۲/۰۲	نشده است
		دوره حسابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۲	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۴
کلیه مناطق شهری	RADF	دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۲/۰۴	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۲
		دوره حسابی سوم	یگانه	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۶/۰۱
		دوره حسابی چهارم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۶/۰۴	۱۳۸۷/۰۴
		دوره حسابی پنجم	یگانه	۱۳۸۹/۰۱	۱۳۸۹/۰۲	۱۳۸۹/۰۴
		دوره حسابی ششم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۲/۰۲	۱۳۹۲/۰۴
		دوره حسابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۴	۱۳۸۲/۰۱
	GSA DF	دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۲
		دوره حسابی سوم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۳	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۸/۰۴
		دوره حسابی چهارم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۲	۱۳۹۲/۰۲	نشده است
		دوره حسابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۲	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۱/۰۴
		دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۲/۰۱	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۲
		دوره حسابی سوم	چندگانه	۱۳۸۶/۰۳	۱۳۸۷/۰۳	۱۳۸۸/۰۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون، نکات زیر در مورد شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای به تفکیک بررسی می‌شود:

بر مبنای آزمون RADF در شهرهای بزرگ شش دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های چهارم و ششم از نوع حساب‌های چندگانه و باقی دارای ساختار یگانه هستند. در ۳۲٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۶۸٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب چهارم به مدت ۸ فصل (از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان سال ۱۳۸۷) بوده است. کمترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۱ فصل از تابستان سال ۱۳۸۳ تا اواسط زمستان ۱۳۸۵ است. اغلب حساب‌ها در فصل بهار تشکیل شده و در فصل زمستان محو شده‌اند. در شهرهای متوسط چهار دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های دوم و چهارم از نوع حساب‌های چندگانه و باقی دارای ساختار یگانه هستند. در ۳۸٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۶۲٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب چهارم به مدت تقریباً ۶ فصل (از اواخر تابستان ۱۳۹۱ تا اواخر زمستان سال ۱۳۹۲) است. کمترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۱ فصل از تابستان سال ۱۳۸۳ تا اواسط زمستان ۱۳۸۵ است. اغلب حساب‌ها در فصل تابستان تشکیل شده‌اند. در شهرهای کوچک هفت دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های اول تا ششم، از نوع حساب‌های یگانه و حساب دوره هفتم دارای ساختار چندگانه هستند. در ۴۱٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۵۹٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب هفتم به مدت تقریباً ۷ فصل (از اواخر تابستان ۱۳۹۱ تا اواخر بهار سال ۱۳۹۳) است. کمترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۱ فصل

از بهار سال ۱۳۸۳ تا اواسط پاییز سال ۱۳۸۵ است. اغلب حساب‌ها در فصل پاییز تشکیل شده‌اند. در تهران سه دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های اول و سوم، از نوع حساب‌های یگانه و حساب دوره دوم دارای ساختار چندگانه است. در ۷۱٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۲۹٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب دوم به مدت تقریباً ۷ فصل (از اوایل پاییز ۱۳۸۵ تا اواخر زمستان سال ۱۳۸۸) است. کمترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۰ فصل از بهار سال ۱۳۸۹ تا اواسط پاییز سال ۱۳۹۱ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل تابستان تشکیل شده‌اند. در نهایت در کلیه مناطق شهری شش دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های چهارم و ششم، از نوع حساب‌های چندگانه و سایر حساب‌ها دارای ساختار یگانه است. در ۴۳٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۲۹٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب چهارم به مدت تقریباً ۸ فصل (از اواخر بهار ۱۳۸۶ تا اواخر زمستان سال ۱۳۸۷) است. کمترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۱ فصل از تابستان سال ۱۳۸۳ تا اواسط زمستان سال ۱۳۸۵ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل بهار، دو دوره در تابستان و دو دوره در زمستان تشکیل شده‌اند.

بر مبنای آزمون GSADF در شهرهای بزرگ سه دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های دوم و سوم از نوع حساب‌های چندگانه است و حساب اول دارای ساختار یگانه هستند. در ۴۵٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۵۵٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب سوم به مدت تقریباً ۱۵ فصل (از اواسط تابستان ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۳۹۴) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۴ فصل از بهار سال ۱۳۸۳ تا اوایل تابستان ۱۳۸۵ است. اغلب حساب‌ها در فصل بهار تشکیل شده‌اند. در شهرهای متوسط چهار دوره حسابی وجود دارد که دو دوره‌ی اول و دوم از نوع حساب‌های یگانه و باقی دارای ساختار چندگانه هستند. در ۵۳٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۴۷٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب چهارم به مدت تقریباً ۱۵ فصل (از اواخر تابستان ۱۳۹۱ تا اواخر زمستان سال ۱۳۹۲) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۲ فصل از اواخر پاییز سال ۱۳۸۳ تا اواسط تابستان ۱۳۸۶ است. اغلب حساب‌ها در فصل تابستان تشکیل شده‌اند. در شهرهای کوچک سه دوره حسابی وجود دارد که ساختار همگی چندگانه است. در ۶۵٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۳۵٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۱۵ فصل (از اواخر زمستان ۱۳۸۲ تا اواخر زمستان سال ۱۳۸۵) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۲ فصل از تابستان سال ۱۳۸۸ تا تابستان سال ۱۳۹۱ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل تابستان تشکیل شده‌اند. در تهران دو دوره حسابی وجود دارد که ساختار هر دو از نوع چندگانه است. در ۳۸٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۶۲٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۱۱ فصل (از بهار ۱۳۸۶ تا پاییز سال ۱۳۸۸) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۲۲ فصل از زمستان سال ۱۳۸۰ تا اواخر بهار سال ۱۳۸۶ است. یک دوره از حساب‌ها در فصل تابستان و دوره دیگر در فصل زمستان تشکیل شده‌اند. در کلیه مناطق شهری چهار دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های اول و دوم، از نوع حساب‌های چندگانه و حساب‌های سوم و چهارم دارای ساختار یگانه هستند. در ۴۸٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۵۲٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب چهارم به مدت تقریباً ۱۵ فصل (از اواخر تابستان

۱۳۹۱ تا اواخر زمستان سال ۱۳۹۴) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۵ فصل از اوایل تابستان سال ۱۳۸۳ تا اوایل بهار سال ۱۳۸۶ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل پاییز تشکیل شده‌اند.

جدول ۳. محدوده زمانی وقوع حساب در شاخص قیمت زمین

شاخص	آزمون	دوره حسابی	نوع حساب	زمان شروع	زمان انفجار	زمان محو کامل
شهرهای بزرگ	RADF	دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۰/۰۴	۱۳۸۲/۰۱	۱۳۸۲/۰۳
		دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۴/۰۲	۱۳۸۵/۰۱	۱۳۸۵/۰۲
		دوره حسابی سوم	یگانه	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۶/۰۴	۱۳۸۷/۰۲
		دوره حسابی چهارم	یگانه	۱۳۸۸/۰۳	۱۳۸۹/۰۱	۱۳۸۹/۰۲
		دوره حسابی پنجم	یگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۲/۰۳
		دوره حسابی ششم	یگانه	۱۳۹۴/۰۱	۱۳۹۴/۰۳	نشده است
	GSADF	دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۱/۰۱	۱۳۸۲/۰۱	۱۳۸۲/۰۴
		دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۲/۰۴	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۲
		دوره حسابی سوم	یگانه	۱۳۸۴/۰۴	۱۳۸۵/۰۱	۱۳۸۵/۰۳
		دوره حسابی چهارم	یگانه	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۶/۰۴	۱۳۸۷/۰۳
		دوره حسابی پنجم	یگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۲/۰۲
		دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۱/۰۱	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۴/۰۴
شماره مناطق شهری	RADF	دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۷/۰۱	۱۳۸۸/۰۳
		دوره حسابی سوم	یگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۳/۰۳
		دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۳/۰۱	۱۳۸۳/۰۳
	GSADF	دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۷/۰۱	۱۳۸۷/۰۴
		دوره حسابی سوم	چندگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	نشده است
		دوره حسابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۱	۱۳۸۲/۰۱	۱۳۸۲/۰۳
کلیه مناطق شهری	RADF	دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۴/۰۳	۱۳۸۵/۰۱	۱۳۸۵/۰۲
		دوره حسابی سوم	چندگانه	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۷/۰۱	۱۳۸۷/۰۲
		دوره حسابی چهارم	یگانه	۱۳۸۸/۰۲	۱۳۸۸/۰۴	۱۳۸۹/۰۲
		دوره حسابی پنجم	چندگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۲/۰۳
		دوره حسابی ششم	یگانه	۱۳۹۳/۰۴	۱۳۹۴/۰۲	نشده است
		دوره حسابی اول	یگانه	۱۳۸۱/۰۳	۱۳۸۲/۰۱	۱۳۸۲/۰۲
	GSADF	دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۴/۰۳	۱۳۸۵/۰۱	۱۳۸۵/۰۲
		دوره حسابی سوم	چندگانه	۱۳۸۵/۰۴	۱۳۸۷/۰۱	۱۳۸۷/۰۳
		دوره حسابی چهارم	چندگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۴/۰۱
		دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۵/۰۳	۱۳۸۶/۰۱	۱۳۸۷/۰۲

شاخص	آزمون	دوره حسابی	نوع حساب	زمان شروع	زمان انفجار	زمان محو کامل
GSA DF		دوره حسابی دوم	یگانه	۱۳۸۸/۰۳	۱۳۸۸/۰۴	۱۳۸۹/۰۱
		دوره حسابی سوم	چندگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۲/۰۳
		دوره حسابی چهارم	یگانه	۱۳۹۳/۰۳	۱۳۹۴/۰۲	۱۳۹۴/۰۴
		دوره حسابی اول	چندگانه	۱۳۸۵/۰۳	۱۳۸۷/۰۱	۱۳۸۷/۰۳
		دوره حسابی دوم	چندگانه	۱۳۹۰/۰۴	۱۳۹۲/۰۱	۱۳۹۴/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد که بر مبنای آزمون *RADF* در شهرهای بزرگ شش دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌ی اول، از نوع حساب‌های چندگانه و سایر حساب‌ها دارای ساختار یگانه هستند. در ۵۸٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۴۲٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۸ فصل (از اواسط زمستان ۱۳۸۰ تا اواخر پاییز سال ۱۳۸۲) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۵ فصل از اوایل تابستان سال ۱۳۸۳ تا اوایل بهار سال ۱۳۸۶ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل بهار تشکیل شده‌اند. بر مبنای همین آزمون در سایر مناطق شهری سه دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره اول، از نوع حساب‌های چندگانه و حساب‌های دوم و سوم، دارای ساختار یگانه هستند. در ۶۶٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۳۴٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۱۶ فصل (زمستان ۱۳۸۰ تا زمستان سال ۱۳۸۴) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۵ فصل از اوایل تابستان سال ۱۳۸۸ تا اواخر زمستان سال ۱۳۹۰ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل زمستان تشکیل شده‌اند.

بر اساس آزمون *RADF* در کلیه مناطق شهری شش دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های سوم و پنجم، از نوع حساب‌های چندگانه و سایر حساب‌ها دارای ساختار یگانه هستند. در ۵۷٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۴۳٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب سوم به مدت تقریباً ۷ فصل (زمستان ۱۳۸۵ تا تابستان سال ۱۳۸۷) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت تقریباً ۹ فصل از اوایل تابستان سال ۱۳۸۲ تا اوایل پاییز سال ۱۳۸۴ است. سه دوره از حساب‌ها در فصل زمستان تشکیل شده‌اند. در مورد تهران نیز چهار دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های اول و سوم، از نوع حساب‌های چندگانه و حساب‌های دوم و چهارم دارای ساختار یگانه هستند. در ۴۰٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۶۰٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۷ فصل (پاییز ۱۳۸۵ تا تابستان سال ۱۳۸۷) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت تقریباً ۲۰ فصل از زمستان سال ۱۳۸۰ تا پاییز سال ۱۳۸۵ است. سه دوره از حساب‌ها در فصل پاییز تشکیل شده‌اند.

بر مبنای آزمون *GSADF* در شهرهای بزرگ پنج دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره اول، از نوع حساب‌های چندگانه و سایر حساب‌ها دارای ساختار یگانه هستند. در ۴۷٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۵۳٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۸ فصل (از اواسط فروردین ۱۳۸۱ تا اواخر زمستان سال ۱۳۸۲) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت تقریباً ۹ فصل از اوایل پاییز

سال ۱۳۸۷ تا اوایل زمستان سال ۱۳۹۰ است. سه دوره از حساب‌ها در فصل زمستان و دو دوره در فصل بهار تشکیل شده‌اند. در سایر مناطق شهری سه دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره اول و سوم، از نوع حساب‌های چندگانه و حساب دوم، دارای ساختار یگانه هستند. در ۴۸٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۵۲٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۹ فصل (پاییز ۱۳۸۱ تا پاییز سال ۱۳۸۳) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت ۱۳ فصل از اوایل زمستان سال ۱۳۸۷ تا اواخر زمستان سال ۱۳۹۰ است. هیچ حسابی در فصل تابستان تشکیل نشده است. در کلیه مناطق شهری چهار دوره حسابی وجود دارد که ساختار دوره‌های اول و دوم، از نوع حساب‌های یگانه و ساختار حساب‌های سوم و چهارم دارای ساختار چندگانه هستند. در ۴۹٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۵۱٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب سوم به مدت تقریباً ۸ فصل (زمستان ۱۳۸۵ تا پاییز سال ۱۳۸۷) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت تقریباً ۱۳ فصل از پاییز سال ۱۳۸۷ تا زمستان پاییز سال ۱۳۹۰ است. دو دوره از حساب‌ها در فصل زمستان و دو دوره دیگر در فصل پاییز تشکیل شده‌اند. در نهایت در تهران دو دوره حسابی وجود دارد که هر دو دارای ساختار حساب‌های چندگانه هستند. در ۳۵٪ بازه مورد مطالعه حسابی و در ۶۵٪ بدون حساب است. بیشترین طول دوره حسابی مربوط به حساب اول به مدت تقریباً ۸ فصل (پاییز ۱۳۸۵ تا پاییز سال ۱۳۸۷) است. بیشترین بازه زمانی بدون حساب به مدت تقریباً ۲۰ فصل از زمستان سال ۱۳۸۰ تا پاییز سال ۱۳۸۵ است. یک دوره از حساب‌ها در فصل پاییز و دیگری در فصل زمستان شکل گرفته‌اند.

۵-۳- تحلیل نتایج

نتایج به دست آمده در این قسمت حاکی از وجود حساب در دوره‌های زمانی متعدد در بازار زمین و قیمت اجاره مسکن است. بررسی روند تحولات بازار مسکن در طی سال‌های گذشته در شهر تهران نشان دهنده این است که فضای معاملاتی این بازار معمولاً بین دو تا سه سال در مسیر روبه‌رشد قرار دارد و پس از آنکه ظرفیت رشد قیمت‌ها با رسیدن رونق به نقطه اوج تکمیل می‌شود، دوره سقوط قیمت و رکود بازار به مدت دو سال در بازار مسلط می‌شود^{۵۵}. از طرفی متوسط نرخ رشد قیمت سالانه زمین، مسکن و اجاره در حدود ۲۰ درصد در نوسان بوده است. در حالی که زمین با ثبت رشد بالای ۱۰۰ درصد و مسکن با رشد بالای ۸۰ درصد در برخی سال‌ها به مراتب از ارقام تورمی فراتر رفته است. مقایسه بین کرایه و قیمت زمین در شهرهای بزرگ حاکی از انتقال حساب از قیمت زمین به اجاره بها در برخی از بازه‌های زمانی است. به عنوان مثال در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ و بر اساس آزمون‌های *RADF* و *GSADF* حسابی چندگانه در قیمت زمین وجود داشته و متعاقب آن در ماه فروردین سال ۱۳۸۳ حسابی در کرایه مسکن در این شهرها به وقوع پیوسته است. همچنین در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۵ در قیمت زمین حسابی یگانه وجود داشته است که متعاقب آن حسابی در قیمت اجاره‌بها در سال ۱۳۸۶ مشاهده شده است. این روند به گونه‌ای ادامه یافته است که سبب استمرار انتقال حساب از قیمت زمین به اجاره بها و از اجاره بها به قیمت زمین شده است؛ چراکه بلافاصله پس از حساب رخ داده در اجاره‌بها در سال

۱۳۸۶، حبایی دیگر در قیمت زمین در سال ۱۳۸۷ رخ داده است. در نهایت نیز حساب رخ داده در سال ۱۳۹۱ در اجاره‌بها به قیمت زمین در شهرهای بزرگ منتقل شده است.

تحلیل قیمت زمین و اجاره‌بها برای استان تهران حاکی از وجود همزمانی در حساب‌های رخ داده در قیمت زمین و اجاره‌بها است. به عنوان مثال در بازه‌های زمانی سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ در هر دو بازار حساب وجود داشته است. در مورد دوره دوم ۹۱ تا ۹۲ باید اذعان نمود که در نیمه دوم سال ۸۹ از یک سو رشد ساخت و سازهای مسکونی مثبت شد و از سوی دیگر مسیر منحنی نرخ رشد قیمت مسکن از شیب منفی به شیب مثبت تغییر مسیر داد و این پیام را به فعالان بازار مسکن ارسال کرد که دوره رونق بازار مسکن شروع شده است که این خود منجر به بروز دوره حبایی در این سال‌ها شده است. طی سال‌های ۹۱ و ۹۲ میانگین قیمت مسکن در تهران به ترتیب ۵۰ و ۳۳ درصد افزایش پیدا کرده است. بدین ترتیب دوره رونق در سال ۹۱ وسعت گرفت و در بهار سال ۹۲ با ثبت جهشی ۷۰ درصدی به اوج خود رسیده است.^{۵۶} همچنین از عوامل مؤثر بر رخداد حساب در بازار مسکن و زمین در این دو دوره می‌توان به سیاست‌های اتخاذی دولت‌های روی کار آمده اشاره کرد که بیشترین اثر را بر این بازارها داشته‌اند. در واقع واکنش قیمت‌های زمین و اجاره‌بها به سیاست‌های اقتصادی در دوره‌های متعدد حاکی از این است که در دوره‌هایی که برنامه‌های حمایتی به صورت متعادل هر دو سمت عرضه و تقاضای مسکن را پوشش داده و منجر به ایجاد اعتماد عمومی به آینده اقتصادی شده‌اند، شرایط بازار زمین و اجاره‌بها از ثبات بیشتری برخوردار بوده است و بازار از رفتارهای پرخطر سفته‌بازان در امان بوده است. از سوی دیگر، جهت و اثر سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ شده در بخش مسکن، براساس اینکه سمت عرضه را هدف قرار داده یا تقاضای مصرفی یا سرمایه‌ای را ملاک خود قرار داده است؛ توانسته است علاوه بر اثرگذاری بر دامنه طولی دوره‌های رونق و رکود، بر دامنه عرضی سیکل‌های تجاری (شیب تغییرات قیمت مسکن) بازار نیز اثر بگذارد. بیشترین رشد سالانه قیمت مسکن در طی ۲۸ سال اخیر در سال ۱۳۸۶ رخ داده است که این افزایش بر اساس نتایج به دست آمده منجر به حبایی شدن بازارهای زمین و اجاره‌بها بر اساس دو روش مورد استفاده (*GSADF* و *RADF*) و در تمام شهرهای تهران، بزرگ، متوسط و کوچک شده است. همچنین حساب ایجاد شده از تهران به شهرهای بزرگ و سپس به شهرهای متوسط و کوچک نیز منتقل شده است. به این ترتیب حبایی‌ترین سال‌های بازار مسکن را می‌توان مرتبط با دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ دانست. بررسی تاریخی شواهد بازار حاکی از این است که رکودی که در سال ۸۷ در بازار مسکن حاکم شد در اوایل سال ۸۹ به اوج خود رسید؛ به طوری که با نزدیک شدن به نیمه دوم سال ۸۹، شرایط بازار مسکن پس از دو سال تجربه رکودی، برای ورود به یک دوره رونق آماده شد. مقایسه این پیشینه تاریخی با نتایج به دست آمده از تخمین حاکی از انطباق دوره‌های بدون حساب با دوره‌های رکودی دارد. به عبارت بهتر در اکثر روش‌ها و شهرهای مورد بررسی، بازار مسکن از اوایل سال ۸۷ تا اوایل سال ۹۰ دورانی بدون حساب را تجربه کرده است که با دوره رکود تاریخی بازار مسکن، انطباق دارد.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد ایران، بخش مسکن است چراکه این بخش توانایی اثرگذاری بر بخش‌های سرمایه‌گذاری، مصرف و بانکداری را داراست. در بسیاری از اقتصادهای دنیا، مسکن یکی از مهم‌ترین پس‌اندازهای خانوار و یکی از اجزای اصلی تعیین‌کننده رفاه اجتماعی را تشکیل می‌دهد. از طرفی تغییر قیمت و اجاره مسکن بر بسیاری از شاخص‌های اقتصادی چون شاخص قیمت مصرف‌کننده اثرگذار است. از این‌رو بررسی دقیق تغییرات قیمت در این بازار از اهمیت زیادی برخوردار است. یکی از مواردی که در سال‌های اخیر توجه محققان زیادی را به خود جلب کرده است، رخداد حباب در بازارهای مختلف و از جمله مسکن است. از طرفی سیاست‌گذاری در این بازار نیازمند اطلاع از تاریخ دقیق رخداد حباب‌ها و تعیین دوران اوج و فروپاشی آنهاست که تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است؛ در این راستا مطالعه حاضر به بررسی روند تغییرات قیمت و رخداد حباب در قیمت زمین و اجاره‌بها در تهران، سایر مناطق شهری، شهرهای بزرگ، متوسط و کوچک پرداخته است. در این راستا و برای تاریخ‌گذاری حباب‌های رخ داده و تعیین نوع آنها از حیث یگانه یا چندگانه بودن از روش‌های جدید ارائه شده توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) با نام روش‌های *RADF* و *GSADF* استفاده کرده است. نتایج قسمت کرایه مسکن اجاره‌ای نشان داد که بر مبنای آزمون *RADF* در شهرهای بزرگ شش دوره حبابی (دوره‌های چهارم و ششم از نوع حباب‌های چندگانه و باقی دارای ساختار یگانه)، شهرهای متوسط چهار دوره حبابی (دوره‌های دوم و چهارم از نوع حباب‌های چندگانه و باقی دارای ساختار یگانه)، شهرهای کوچک هفت دوره حبابی (دوره‌های اول تا ششم، از نوع حباب‌های یگانه و حباب دوره هفتم دارای ساختار چندگانه)، تهران سه دوره حبابی (دوره‌های اول و سوم، از نوع حباب‌های یگانه و حباب دوره دوم دارای ساختار چندگانه) و در نهایت در کلیه مناطق شهری شش دوره حبابی (دوره‌های چهارم و ششم، از نوع حباب‌های چندگانه و سایر حباب‌ها دارای ساختار یگانه) وجود دارد. بر مبنای آزمون *GSADF* نیز در شهرهای بزرگ سه دوره حبابی (دوره‌های دوم و سوم از نوع حباب‌های چندگانه و حباب اول دارای ساختار یگانه)، در شهرهای متوسط چهار دوره حبابی (دو دوره اول و دوم از نوع حباب‌های یگانه و باقی دارای ساختار چندگانه)، در شهرهای کوچک سه دوره حبابی (همگی چندگانه)، در تهران دو دوره حبابی (هر دو از نوع چندگانه) و در کلیه مناطق شهری چهار دوره حبابی (دوره‌های اول و دوم، از نوع حباب‌های چندگانه و حباب‌های سوم و چهارم دارای ساختار یگانه) وجود دارد.

بررسی شاخص قیمت زمین نشان داد که بر مبنای آزمون *RADF* در شهرهای بزرگ شش دوره حبابی (دوره اول، از نوع حباب‌های چندگانه و سایر حباب‌ها دارای ساختار یگانه)، سایر مناطق شهری سه دوره حبابی (دوره اول، از نوع حباب‌های چندگانه و حباب‌های دوم و سوم، دارای ساختار یگانه)، کلیه مناطق شهری شش دوره حبابی (دوره‌های سوم و پنجم، از نوع حباب‌های چندگانه و سایر حباب‌ها دارای ساختار یگانه) و در نهایت تهران چهار دوره حبابی (دوره‌های اول و سوم، از نوع حباب‌های چندگانه و حباب‌های دوم و چهارم دارای ساختار یگانه) وجود دارد. بر مبنای آزمون *GSADF* در شهرهای بزرگ پنج دوره حبابی (دوره اول، از نوع حباب‌های چندگانه و سایر حباب‌ها دارای ساختار یگانه)، سایر مناطق شهری سه دوره حبابی (دوره اول و سوم،

از نوع حباب‌های چندگانه و حباب دوم، دارای ساختار یگانه)، کلیه مناطق شهری چهار دوره حبابی (دوره‌های اول و دوم، از نوع حباب‌های یگانه و ساختار حباب‌های سوم و چهارم دارای ساختار چندگانه) و در نهایت در تهران دو دوره حبابی (هر دو دارای ساختار چندگانه) وجود دارد.

براساس نتایج بدست آمده بازار مسکن ایران دوره‌های حبابی متعددی را سپری کرده که یکی از دلایل آن را می‌توان به سیاست‌های اتخاذی دولت‌های مختلف در سال‌های گذشته مرتبط دانست. از اواخر دهه ۶۰ تاکنون برحسب نگاه هر دولت به بخش مسکن، توزیع زمین دولتی در دستور کار دولت‌ها قرار گرفته است. در برخی سال‌ها سیاست‌های یک‌طرفه اتخاذ شد. بدین معنی که در سال‌هایی خاص فقط سیاست‌های سمت تقاضا (خریداران مسکن) و در برخی سال‌ها سیاست‌های طرف عرضه (سازندگان مسکن) ملاک عمل قرار گرفته و در برخی دوره‌ها دو سمت عرضه و تقاضا به صورت همزمان ملاک عمل قرار گرفته است. بر این اساس به محققان پیشنهاد می‌شود اثرات سیاست‌های اتخاذی در دوره‌های مختلف را بر بازار مسکن مورد بررسی قرار دهند. از سوی دیگر نتایج حاکی از همزمانی حباب‌های رخ داده در قیمت زمین و اجاره‌بها است که بر این اساس به محققان پیشنهاد می‌شود انتقال حباب از هر کدام از این بازارها به دیگری را مورد بررسی قرار دهند.

فهرست منابع

- * اصلانی، پروانه. ، خسروی، تقوا. (۱۳۹۱). تحلیل عوامل موثر بر حباب قیمت مسکن در تهران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی ۶۱. ۱۰۵-۱۳۲.
- * بالونژاد نوری روزبه ، حمزه صفری. (۱۳۹۴). یافتن دوره های ایجاد و فروپاشی حباب های قیمتی چندگانه در بازار مسکن: مطالعه موردی شهر تهران. مدل‌سازی اقتصادی ۳. ۱۲۹-۱۴۵.
- * بیابانی جهانگیر، تقوا خسروی. (۱۳۹۰). شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۱؛ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین). پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی ۵. ۱۳۱.
- * ختایی محمود ، ناصر خیابانی، محسن رجبی. (۱۳۹۳). شناسایی حباب مسکن در ایران با رویکرد هم جمعی پنل. مدل‌سازی اقتصادی ۴. ۱-۲۶.
- * سیدنورانی، سیدمحمدرضا. (۱۳۹۳). بررسی سفته بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. پژوهشنامه اقتصادی ۵۲. ۴۹-۶۸.
- * فلاح شمس میرفیض، ایرج شریعت زاده، گلزار میرزاوند. . بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران با استفاده از تکنیک $ARDL$ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار . ۳۵-۵۰.
- * کمیجانی اکبر ، نادیا گندلی علیخانی، اسماعیل نادری. (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. راهبرد اقتصادی ۷. ۷-۳۹.
- * مروت حبیب ، جاوید بهرامی. (۱۳۹۲). یک مدل ساده برای حباب سوداگرانه‌ی بازار مسکن تهران. مدل‌سازی اقتصادی ۱. ۵۱-۶۸.

- * نصر اصفهانی رضا، بابک صفاری، محمدرضا لطیفی. (۱۳۹۳). تحلیل عوامل موثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه‌ی موردی شهر تهران). دولتی - وزارت علوم، تحقیقات، و فناوری - دانشگاه هنر اصفهان.
- * Abraham, J. M., & Hendershott, P. H. (1994). Bubbles in metropolitan housing markets (No. w4774). National Bureau of Economic Research.
- * Amador-Torres, J. S., Gomez-Gonzalez, J. E., & Sanin-Restrepo, S. (2018). Determinants of housing bubbles' duration in OECD countries. *International Finance*.
- * Ambrose, B. W., Eichholtz, P., & Lindenthal, T. (2013). House prices and fundamentals: 355 years of evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(2-3), 477-491.
- * Balcilar, M., Gupta, R., & Wohar, M. E. (2017). Common cycles and common trends in the stock and oil markets: Evidence from more than 150 years of data. *Energy Economics*, 61, 72-86.
- * Bourassa, S. C., & Hendershott, P. H. (1995). Australian capital city real house prices, 1979-1993. *Australian Economic Review*, 28(3), 16-26.
- * Bourassa, S. C., Hendershott, P. H., & Murphy, J. (2001). Further evidence on the existence of housing market bubbles. *Journal of Property Research*, 18(1), 1-19.
- * Brenner, R. J., & Kroner, K. F. (1995). Arbitrage, cointegration, and testing the unbiasedness hypothesis in financial markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 23-42.
- * Campbell, S. D., Davis, M. A., Gallin, J., & Martin, R. F. (2009). What moves housing markets: A variance decomposition of the rent-price ratio. *Journal of Urban Economics*, 66(2), 90-102.
- * Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market?. *Brookings papers on economic activity*, 2003(2), 299-342.
- * Charemza, W. W., & Deadman, D. F. (1995). Speculative bubbles with stochastic explosive roots: the failure of unit root testing. *Journal of Empirical Finance*, 2(2), 153-163.
- * Cochrane, J. H. (2009). *Asset Pricing: (Revised Edition)*. Princeton university press.
- * Cooper, K., Squires, H., Carroll, C., Papaioannou, D., Booth, A., Logan, R. F., ... & Tappenden, P. (2010). Chemoprevention of colorectal cancer: systematic review and economic evaluation.
- * Evans, G. W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, 81(4), 922-930.
- * Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saiz, A. (2008). Housing supply and housing bubbles. *Journal of urban Economics*, 64(2), 198-217.
- * Goodman, A. C., & Thibodeau, T. G. (2008). Where are the speculative bubbles in US housing markets?. *Journal of Housing Economics*, 17(2), 117-137.
- * Himmelberg, C., Mayer, C., & Sinai, T. (2005). Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions. *The Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 67-92.
- * Hogg, U., & Breitung, J. (2012). Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. *Journal of Financial Econometrics*, 10(1), 198-231.
- * Huang, J., & Shen, G. Q. (2017). Residential housing bubbles in Hong Kong: identification and explanation based on GSADF test and dynamic probit model. *Journal of Property Research*, 34(2), 108-128.
- * Huang, M. (2017). Vulnerabilities to housing bubbles: Evidence from linkages between housing prices and income fundamentals. *International Finance*, 20(1), 64-91.
- * Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2015). Betting the house. *Journal of International Economics*, 96, S2-S18.
- * Oikarinen, E. (2009). Household borrowing and metropolitan housing price dynamics—Empirical evidence from Helsinki. *Journal of Housing Economics*, 18(2), 126-139.
- * Oikarinen, E. (2009). Interaction between housing prices and household borrowing: The Finnish case. *Journal of Banking & Finance*, 33(4), 747-756.

- * Pástor, L., & Veronesi, P. (2006). Was there a Nasdaq bubble in the late 1990s?. *Journal of Financial Economics*, 81(1), 61-100.
- * Phillips, P. C., & Magdalinos, T. (2007). Limit theory for moderate deviations from a unit root. *Journal of Econometrics*, 136(1), 115-130.
- * Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2014). Specification Sensitivity in Right-Tailed Unit Root Testing for Explosive Behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 315-333.
- * Phillips, P. C., Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values?. *International economic review*, 52(1), 201-226.
- * Pindyck, R. S. (1993). Investments of uncertain cost. *Journal of financial Economics*, 34(1), 53-76.
- * Shi, S. P. (2011). *Econometric Tests for Nonlinear Exuberance in Economics and Finance* (Doctoral dissertation, Australian National University).
- * Shi, S., & Arora, V. (2012). An application of models of speculative behaviour to oil prices. *Economics Letters*, 115(3), 469-472.
- * Shiller, R. J. (1981). The use of volatility measures in assessing market efficiency. *The Journal of Finance*, 36(2), 291-304.
- * Taipalus, K. (2006). *Bubbles in the Finnish and US equities markets*. Edita Prima.
- * Wheaton, W., & Nechayev, G. (2008). The 1998-2005 Housing “Bubble” and the current “Correction”: What’s Different This Time?. *Journal of real Estate research*, 30(1), 1-26.
- * Wheaton, W., & Nechayev, G. (2008). The 1998-2005 Housing “Bubble” and the current “Correction”: What’s Different This Time?. *Journal of real Estate research*, 30(1), 1-26.
- * Yiu, M. S., Yu, J., & Jin, L. (2013). Detecting bubbles in Hong Kong residential property market. *Journal of Asian Economics*, 28, 115-124.
- * Zhou, W. X., & Sornette, D. (2006). Is there a real-estate bubble in the US?. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 361(1), 297-308

یادداشت‌ها

- ¹ Balcilar et al
- ² Shiller
- ³ Glaeser et al
- ⁴ Case & Shiller
- ⁵ Phillips et al
- ⁶ Le Roy & Porter
- ⁷ Brenner & Kroner
- ⁸ Evans
- ⁹ Periodically Collapsing Bubbles
- ¹⁰ Charemza & Deadman
- ¹¹ Shi
- ¹² Markov-Switching Model
- ¹³ Homm & Breitung
- ¹⁴ Pindyck
- ¹⁵ Shi & Arora
- ¹⁶ Pastor & Veronesi
- ¹⁷ Cochrane
- ¹⁸ Cooper
- ¹⁹ Phillips & Magdalinos

²⁰ Goodman & Thibodeau

²¹ Wheaton & Nechayev

²² Hendershott et al

²³ Abraham & Hendershott

²⁴ Bourassa & Hendershott

²⁵ Oikarinen

²⁶ Campbell et al

²⁷ Taipalus

²⁸ Yiu et al

²⁹ Sornette

³⁰ Zhou & Sornette

³¹ Huang

³² dynamic probit model

³³ boom–bust regime-switching phenomena

³⁴ Amador et al

³⁵ Phillips, Wu & Yu

³⁶ Nasdaq Episode

^{۳۷} احامد، ۲۰۰۹؛ ۶۰ نوع مختلف از بحران‌های مالی را تا قرن ۱۷ گزارش کرده است.

³⁸ Phillips et al

³⁹ Sup ADF

^{۴۰} وقتی یک حباب در داده‌ها وجود دارد، مشهور است که راهبرد تاریخ‌گذاری سازگار است (فیلیپس و یو، ۲۰۱۱).

⁴¹ Chow Test

⁴² Cumulative SUM

⁴³ Generalized Sup ADF

⁴⁴ Autoregressive

⁴⁵ Rolling window ADF

⁴⁶ supremum $ADF_{1,2}$

⁴⁷ Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)

^{۴۸} این آزمون توسط PWY ارائه شده است.

⁴⁹ Generalized SADF (GSADF)

^{۵۰} این آزمون توسط PSY ارائه شده است.

⁵¹ Right Tail Augmented Dickey-Fuller

⁵² Rolling window ADF

⁵³ Supremum ADF (SADF)

⁵⁴ Generalized SADF (GSADF)

^{۵۵} فرید قدیری، فصلنامه تازه‌های اقتصاد، زمستان ۹۳ - بهار ۹۴

^{۵۶} فرید قدیری، فصلنامه تازه‌های اقتصاد، زمستان ۹۳ - بهار ۹۴