[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

آزمون حباب‌های چندگانه در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد RTADF[1]

سعید راسخی[2]، میلاد شهرازی[3]، زهرامیلا علمی[4]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۷/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۰۵

چکیده

حباب قیمت دارایی عبارت است از انحراف قیمت دارایی از ارزش بنیادین آن. نظر به این‌که بسیاری از بحران‌های مالی به دنبال ترکیدن حباب دارایی‌های مالی به وجود می‌آیند، بررسی رفتارهای حبابی در این بازارها و تشخیص اولیه جهت پیشگیری از پیامدهای ناگوار اقتصادی حائز اهمیت است. با توجه به انتقادات وارد بر آزمون‌های متعارف کشف حباب‌های قیمتی و نیز اهمیت موضوع، در پژوهش حاضر، روش‌های نوظهور ارایه شده توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲) مبتنی بر آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته راست دنباله (RTADF) مورد توجه قرار گرفته است. در این راستا، به منظور آزمون رفتار انفجاری، وجود حباب‌های چندگانه و تعیین دوره‌های حبابی در بازار ارز غیررسمی ایران، آزمون‌های SADF و GSADF برای داده‌های ماهانه نرخ ارز اسمی طی دوره ۱۳۹۴:۱۲-۱۳۸۱:۰۱ انجام شده است. از آن‌جاکه رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی ممکن است ناشی از رفتار انفجاری در بنیادهای آن باشد، برای اظهارنظر پیرامون وجود حباب‌های عقلایی در بازار ارز، شاخص‌های

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری در دانشگاه مازندران است.

۲. استاد اقتصاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)؛ Email: srasekhi@umz.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران؛ Email: milad.shahrazi@gmail.com

۴. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران؛ Email: zelmila@yahoo.com

نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای قابل تجارت و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای غیر قابل تجارت نیز مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. طبق نتایج حاصل، در دوره مورد بررسی، بازار ارز ایران رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را تجربه نموده است. همچنین، قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت توضیح‌دهنده مناسبی برای رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی است. یافته‌ها نشان داد که رفتار انفجاری نرخ ارز اسمی در دوره‌های ۱۳۸۷:۹-۱۳۸۷:۷، ۱۳۹۰:۱۲-۱۳۹۰:۱۰ و ۱۳۹۱:۸-۱۳۹۱:۶ به دلیل وجود حباب‌های عقلایی در نرخ ارز و در سایر دوره‌های تعیین‌شده، ناشی از عامل بنیادین قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت بوده است. بنابراین، توصیه می‌شود جهت کنترل نوسانات شدید نرخ ارز، علاوه بر پیش‌بینی حباب‌های قیمتی، به نوسانات قیمت‌ها در بازار کالاهای تجاری نیز توجه بیشتری گردد. همچنین، با توجه به امکان تکرارشوندگی حباب‌ها، بهتر است به منظور کشف حباب‌ها از آزمون GSADF استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: حباب‌های چندگانه، نرخ ارز غیررسمی، آزمون‌های ریشه واحد RTADF ، قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت، ایران.

طبقه‌بندی JEL: G15, F31, C22.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

۱. مقدمه

بحران‌های مالی ارتباطی قوی با حباب‌های قیمتی دارایی‌ها دارند. بسیاری از بحران‌ها به دنبال افزایش‌های قیمتی حباب‌گونه در دارایی‌های مالی و واقعی رخ می‌دهند. بحران ناشی از هیجان گل لاله هلند[1] در قرن ۱۷ میلادی و رکود بزرگ سال ۱۹۲۹ در آمریکا از قدیمی‌ترین نمونه‌های قابل توجه وقوع بحران‌ها به واسطه شکل‌گیری، رشد و سپس ترکیدن حباب‌های قیمتی می‌باشند. در دوره هیجان گل لاله هلند در قرن هفدهم، افزایش‌های سریع و شدید قیمت گل‌های لاله، مردم را به خریدن پیازهای گل لاله به صورت نسیه با امید به دست آوردن ثروت فوری تهییج نمود. به طوری‌که، یک پیاز گل تک "سمپر آگوستوس"[2]، یکی از قیمتی‌ترین انواع گل‌های لاله، ۱۳۰۰۰ گیلدر[3]، یعنی بیش از بسیاری از خانه‌های درجه یک در آمستردام هلند ارزش پیدا کرد! اما در سال ۱۶۳۷، حباب قیمتی گل لاله فرو ریخت و خیلی از مشارکت‌کنندگان در بازار ورشکست شدند. بحران اقتصادی سال ۱۹۲۹ در آمریکا نیز سرگذشتی مشابه داشت. از مثال‌های جدیدتر بحران‌های ناشی از حباب‌های قیمتی دارایی‌ها می‌توان به بحران ژاپن در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰، چندین اقتصاد آمریکای لاتین در دهه ۱۹۸۰، اقتصادهای جنوب شرق آسیا در اواخر دهه ۱۹۹۰ و گروه زیادی از اقتصادهای صنعتی در بحران مالی بین‌المللی اخیر اشاره نمود (گومز گونزالز و همکاران[4]، ۲۰۱۳).

در ادبیات تعریف حباب و دلایل شکل‌گیری و رشد آن، توافق دقیقی وجود ندارد (فیلاردو[5]، ۲۰۰۴)، اما مک‌کوین و تورلی[6] (۱۹۹۴) بیان داشتند که به طور کلی در بازارهای مالی چهار نوع حباب می‌تواند به وجود آید:

۱. حباب‌های عقلایی[7]: زمانی شکل می‌گیرند که قیمت دارایی، بدون این‌که بتوان رفتار سرمایه‌گذاران را غیرعقلایی نامید، از قیمت‌های بنیادی فاصله بگیرد. در حباب عقلایی،

1. The Dutch Tulipmania
2. Semper Augustus
3. Guilders
4. Gomez-Gonzalez, et al.
5. Filardo
6. Mcqueen and Torley
7. Rational Bubbles

سرمایه‌گذاران با این‌که از بالاتر بودن قیمت دارایی نسبت به ارزش بنیادی آن آگاهی کامل دارند، ولی باز هم در بازار باقی می‌مانند، چون معتقدند که احتمالاً حباب باز هم رشد می‌کند.

۲. حباب‌های ذاتی[1]: حباب‌هایی هستند که ناشی از عوامل بنیادین می‌باشند، به طوری‌که با رشد و بهبود عوامل بنیادین و انتشار اخبار مربوط به آن‌ها، حباب نیز رشد پیدا می‌کند. از مشخصه‌های اصلی حباب ذاتی آن است که طول عمر آن بسیار بیشتر از حباب عقلایی است.

۳. حباب‌های رفتاری[2]: این حباب‌ها توسط عوامل روان‌شناختی ایجاد می‌شوند و ناشی از یک حالت هیجانی هستند که افراد را در بر گرفته و افکار عمومی را شکل می‌دهد. تفکر گروهی نیز به این عامل کمک می‌کند.

۴. حباب‌های اطلاعاتی[3]: اگر قیمت بازاری منعکس‌کننده تمام اطلاعات نباشد، در این صورت، قیمت‌ها از ارزش بنیادین فاصله گرفته و یک حباب اطلاعاتی ایجاد می‌شود.

حباب‌های قیمت دارایی از هر نوع که باشند، معمولاً دارای ویژگی‌های مشترکی هستند. بدین صورت که ابتدا ارایه بیش از اندازه وام و تسهیلات، همراه با افزایش‌های مداوم در قیمت دارایی‌هایی همچون سهام، ارز، طلا و املاک و مستغلات، حباب را تقویت می‌کند. حباب‌های بزرگ شده، منجر به غفلت بسیاری از افراد و وام گرفتن آن‌ها برای خرید دارایی‌ها در قیمت‌های تاریخی بالا می‌شود. در مرحله بعد، حباب می‌ترکد و قیمت‌های دارایی در نتیجه فروش‌های وافر کوتاه‌مدت فرو می‌ریزد و زمینه ایجاد یک بحران مالی فراهم می‌شود (انگلوند[4]، ۱۹۹۹).

بنابراین، از آن‌جا که در بسیاری مواقع، پدیده حباب با بحران مالی همراه می‌شود، این امر هزینه‌های گزافی برای اقتصاد ایجاد خواهد کرد که ضروری است موضوع کشف حباب‌ها به طور عمیق‌تر و دقیق‌تر مورد تحقیق و بررسی قرار گیرد. در همین راستا و با توجه به انتقادات وارد شده بر روش‌های متعارف تشخیص حباب‌های قیمتی، هدف مقاله حاضر، بررسی حباب نرخ ارز در بازار غیررسمی ایران با استفاده از روش‌های جدید مطرح شده توسط فیلیپس و

1. Intrinsic Bubbles
2. Fads Bubbles
3. Informational Babbles
4. Englund

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

همکاران[1] (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲) است. در این چارچوب، نوآوری‌های این تحقیق، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته راست دنباله (RTADF)[2]، آزمون فرضیه رفتار انفجاری، تعیین دوره‌های حبابی و مقایسه عملکرد این آزمون‌ها در کشف حباب‌های چندگانه[3] براساس داده‌های ماهانه بازار ارز غیررسمی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۲-۱۳۸۱:۰۱ است. روش‌شناسی RTADF، امکان تعیین تاریخ ایجاد و فروپاشی هر یک از حباب‌ها را به خوبی فراهم می‌کند. همچنین، برای تشخیص وجود حباب‌های عقلایی، علاوه بر نرخ ارز اسمی، شاخص‌هایی از نرخ واقعی ارز شامل نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت[4] و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت[5] نیز مورد ارزیابی قرار گرفته است.

پس از ذکر این مقدمه، در بخش بعد ادبیات موضوع تحقیق و در بخش سوم روند نرخ ارز در ایران طی دوره زمانی مورد پژوهش، بررسی می‌شود. در قسمت چهارم خلاصه‌ای از روش‌شناسی استفاده شده در این مطالعه بیان و سپس در بخش پنجم، نتایج تجربی و در پایان، نتیجه‌گیری ارایه می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

حباب قیمتی عبارتی است که به طور گسترده برای انواع مختلف دارایی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد (سیگل[6]، ۲۰۰۳). در عین حال، تعابیر و تعاریف مختلفی برای آن ارایه شده است. در این رابطه، هاتیپ‌اوغلو و اویار[7] (۲۰۱۲) از مدل ارزش فعلی[8] با نرخ‌های تنزیل متغیر زیر استفاده کرده‌اند:

1. Phillips, et al.
2. Right-Tailed Augmented Dickey-Fuller (RTADF)
3. Multiple Bubbles
4. Relative Prices of Traded Goods
5. Relative Prices of Nontraded Goods
6. Siegel
7. Hatipoglu and Uyar
8. Present Value Model

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

$$r_t = \frac{E_t[S_{t+1} + D_t]}{S_t} \qquad (۱)$$

که r_t نرخ تنزیل، S_t قیمت دارایی، D_t مؤلفه بنیادی دارایی و E_t عملگر انتظارات شرطی بر مبنای اطلاعات برای دوره t است. بر این اساس، قیمت دارایی را می‌توان به وسیله مجموع ارزش فعلی قیمت انتظاری دارایی در دوره آتی و مقدار انتظاری متغیرهای بنیادی مؤثر بر قیمت دارایی توضیح داد. با حل معادله فوق، قیمت دارایی به دو مؤلفه بنیادی و حبابی تقسیم می‌شود.

$$S_t = \lim_{k\to\infty} \exp(-\sum_{j=0}^{k} r_{t+j}) E_t S_k + E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp(-\sum_{j=0}^{k} r_{t+j}) D_{t+k} \qquad (۲)$$

با اعمال شرط پایانی (رابطه ۳)، قیمت دارایی تنها به وسیله جریان ارزش فعلی بنیادهای انتظاری جاری و آینده تعیین می‌شود که به راه‌حل بنیادی (S_t^f) اشاره دارد (رابطه ۴).

$$\lim_{k\to\infty} \exp(-\sum_{j=0}^{k} r_{t+j}) E_t S_k = 0 \qquad (۳)$$

$$S_t^f = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp(-\sum_{j=0}^{k} r_{t+j}) D_{t+k} \qquad (۴)$$

اما اگر شرط پایانی اعمال نشود، جواب‌های زیادی برای S_t بدست می آید که S_t^f یکی از آن‌هاست. در واقع، جواب S_t باید در رابطه زیر صدق کند:

$$S_t = S_t^f + B_t \qquad (۵)$$

که در آن، B_t مؤلفه غیر بنیادی یا جزء حباب است و:

$$E_t(B_{t+1}) = e^{t(r-g)} B_t \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، g بیانگر نرخ رشد ثابت بازدهی‌های دارایی است.

بنابراین، در چارچوب اقتصاد ریاضی، حباب قیمت دارایی انحراف قیمت جاری دارایی از ارزش بنیادین آن است (بلانچارد و واتسون[1]، ۱۹۸۲). از دیدگاه اقتصاد توصیفی نیز حباب را

1. Blanchard and Watson

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

می‌توان افزایش قیمت دارایی در فرآیندی مستمر تعریف نمود که در آن، افزایش اولیه قیمت، انتظار افزایش‌های آتی قیمت را در پی خواهد داشت که موجب جذب خریداران جدید می‌شود. اما معمولاً پس از مدتی، این افزایش قیمت، با انتظارات معکوس و کاهش ناگهانی قیمت‌ها همراه است و اغلب زمینه‌ساز بحران مالی می‌شود (کیندلبرگر[1]، ۱۹۹۱). شواهد تجربی زیادی نیز وجود دارند که نشان می‌دهند حباب‌ها، افزایش پایدار و طولانی‌مدت قیمت‌های دارایی هستند که با فروپاشی سریع قیمت‌ها در فاصله زمانی کوتاه‌تر همراه می‌شوند (کمپبل و شیلر[2]، ۱۹۸۷).

پیش از جنگ جهانی اول و با وجود کارکرد مناسب نظام استاندارد طلا، مجموعه‌ای از بحران‌های مالی به وقوع پیوستند که برخی از آن‌ها بسیار مشابه با بحران‌های سال‌های اخیر بوده‌اند. ایجاد خوش‌بینی در بین افراد جامعه، آزاد شدن اعتبارات از بانک‌ها، بروز هیجانات، شکل‌گیری حباب و پس از مدتی، یک شکست مالی ناگهانی، ایجاد وحشت در افراد، تلاش برای سبقت در نقد کردن دارایی و سقوط بازار، فرآیند شکل‌گیری اغلب این بحران‌های مالی بوده است. به نظر می‌رسد که این حباب‌ها و بحران‌ها ریشه‌ای عمیق در ماهیت انسانی و ذات نظام سرمایه‌داری دارند (احامد[3]، ۲۰۰۹). به طور کلی، هر زمان که فرصت سودآوری در یک بازار وجود داشته باشد، امکان وقوع و تداوم حباب‌های قیمتی نیز وجود خواهد داشت (دیبا و گروسمن[4]،۱۹۸۴). بنابراین، در بسیاری از سری‌های زمانی، به خصوص سری‌های بلند، پتانسیل وقوع حباب‌های متعدد به خودی خود وجود دارد (چن و همکاران[5]، ۲۰۱۵). از این رو، سیاستگذاران باید درک خود را برای برخورد علمی با حباب‌های سفته‌بازی و کاهش احتمال وقوع بحران‌های مالی عمیق‌تر کنند (کوهن[6]، ۲۰۱۰). فیلیپس و همکاران (۲۰۱۲) با به کارگیری اصطلاح حباب‌های چندگانه بیان کردند که تجربه تاریخی بحران‌های مالی شواهد زیادی از تکرارشوندگی حباب‌ها در طی زمان را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر، حباب‌های

1. Kindleberger
2. Campbell and Shiller
3. Ahamed
4. Diba and Grossman
5. Chen, et al.
6. Kohn

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

قیمتی پس از ترکیدن ممکن است دوباره ایجاد شده و رشد یابند. هم‌چنان‌که اندیشمندان مالی مانند فرگوسن[1] (۲۰۰۸) نیز بیان کرده‌اند، تاریخ عادت به تکرار خود دارد و در این مسیر، غالباً سازوکارهای یادگیری انسانی با شکست مواجه می‌شوند. در این چارچوب، هشداردهنده‌های کمّی می‌توانند به ع‌نوان سازوکارهایی مفید برای مشارکت‌کنندگان در بازارها عمل کنند. گرینسپن[2] (۲۰۰۴) با ذکر این سؤال که چگونه می‌توان زمان افزایش‌های بی‌جهت ارزش دارایی‌ها را شناسایی نمود، به اهمیت کشف اقتصادسنجی حباب‌ها و تعیین تاریخ ایجاد و خاتمه حباب‌ها یه عنوان راه‌حل‌های عملی اشاره کرده است.

براساس بتندرف و چن (۲۰۱۳)، کشف رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی را نمی‌توان به سادگی به عنوان شواهدی از حباب‌های عقلایی تفسیر کرد. در واقع، وجود رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی شرط لازم برای حبابی بودن نرخ ارز است، اما شرط کافی نیست. چرا که رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی ممکن است ناشی از رفتار انفجاری در بنیادهای آن باشد. بنابراین، برای اظهارنظر صحیح پیرامون وجود حباب‌های عقلایی در نرخ ارز، باید عوامل بنیادین آن شناسایی و اثر آنها از نرخ ارز اسمی حذف گردد. با توجه به این نکته، برای تفکیک اثر عوامل بنیادی و غیربنیادی از نرخ ارز، نسخه اصلی نظریه برابری قدرت خرید (PPP)[3] به صورت زیر مورد توجه قرار گرفته است:

$$F_t = \frac{P_t}{P_t^*} \qquad (۷)$$

در این رابطه، F_t نرخ ارز تعادلی براساس نظریه برابری قدرت خرید مطلق و P_t و P_t^* به ترتیب سطح عمومی قیمت‌ها در داخل کشور و در کشور خارجی هستند. بنابراین، طبق تئوری برابری قدرت خرید، نرخ ارز تابعی از اختلاف سطح قیمت‌ها در داخل و خارج از کشور است. به عبارت دیگر، مطابق این نظریه، اختلاف قیمت‌های داخل و خارج به عنوان عامل بنیادین نرخ ارز عمل می‌کند. براساس قانون تک قیمتی[4]، وقتی قیمت یک کالا برحسب یک

1. Ferguson
2. Greenspan
3. Purchasing Power Parity (PPP)
4. Law of One Price

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

پول سنجیده شود، باید این دو کالا در دو کشور یک قیمت داشته باشند، به طوری‌که قدرت خرید دو پول برابر باشد، در غیر این صورت آربیتراژ کالا انجام می‌شود. اما این تئوری می‌تواند گمراه‌کننده باشد، چرا که بر طبق آن، هیچ نرخ برابری ارزی نمی‌تواند تجارت کالاها و خدمات را متعادل کند، زیرا ما با کالاها و خدمات غیر تجاری نیز روبه رو هستیم. در واقع، تجارت بین‌الملل باعث برابر شدن قیمت کالاها و خدمات بین کشورها می‌شود، ولی نمی‌تواند قیمت کالاها و خدمات غیر تجاری را یکسان کند. بنابراین، تئوری برابری قدرت خرید متعارف به تعیین یک نرخ ارز منجر نمی‌شود و نمی‌تواند تجارت را به تعادل برساند (سالواتوره[1]، ۲۰۱۲).

در این چارچوب، از آن‌جا که سطح عمومی قیمت‌ها در هر کشور شامل کالاهای تجاری و غیر تجاری است، انگل[2] (۱۹۹۵) لگاریتم شاخص قیمت یک کشور را به عنوان میانگین وزنی لگاریتم قیمت‌های کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت آن کشور در نظر گرفت. بر این اساس، سطح قیمت کالاها را می‌توان به فرم‌های زیر استخراج نمود:

$$P_t = P_t^{T(1-\alpha)} . P_t^{N\alpha} \qquad (۸)$$

$$P_t^* = P_t^{*T(1-\beta)} . P_t^{*N\beta} \qquad (۹)$$

به طوری‌که P_t^T شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت و P_t^N شاخص قیمت کالاهای غیرقابل تجارت در کشور داخلی و P_t^{*T} شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت و P_t^{*N} شاخص قیمت کالاهای غیرقابل تجارت در کشور خارجی هستند. حال با جایگذاری روابط (۸) و (۹) در رابطه (۷) خواهیم داشت:

1. Salvatore
2. Engle

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

$$F_t = \frac{P_t^{T(1-\alpha)} . P_t^{N\alpha}}{P_t^{*T(1-\beta)} . P_t^{*N\beta}} = \frac{P_t^T}{P_t^{*T}} . \frac{\frac{P_t^{N\alpha}}{P_t^{T\alpha}}}{\frac{P_t^{*N\beta}}{P_t^{*T\beta}}} = F_t^T . F_t^N \qquad (۱۰)$$

که F_t^T بیانگر قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت و F_t^N نشان‌دهنده قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت است.

انگل (۱۹۹۵) برای بیان سطح قیمت کالاهای قابل تجارت، شاخص قیمت تولید کننده (PPI)[1] و برای ایجاد مؤلفه قیمت کالاهای غیر قابل تجارت، نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[2] به شاخص قیمت تولید کننده (PPI) را پیشنهاد نمود. حال می‌توان نوشت:

$$F_t^T = \frac{PPI_t}{PPI_t^*} \qquad (۱۱)$$

$$F_t^N = \frac{\frac{CPI_t}{PPI_t}}{\frac{CPI_t^*}{PPI_t^*}} = \frac{CPI_t}{CPI_t^*} . \frac{PPI_t^*}{PPI_t} \qquad (۱۲)$$

بدین ترتیب، با تفکیک کالاها به دو دسته تجاری و غیر تجاری و استفاده از تئوری برابری قدرت خرید، عامل بنیادی بازار ارز نیز به دو بخش تجاری و غیر تجاری قابل تفکیک است. از آن‌جا که حباب نرخ ارز، افزایش نرخ ارز فراتر از تغییر بنیادهای آن است، برای ارزیابی صحیح‌تر وجود حباب‌های عقلایی نرخ ارز، می‌توان اثر این عوامل بنیادی را بطور مجزا از نرخ ارز اسمی حذف نمود. این امر، امکان تشخیص تقش هر یک از این بنیادها در توضیح رفتار انفجاری نرخ ارز را به خوبی فراهم می‌کند.

1. Producer Price Index (PPI)
2. Consumer Price Index (CPI)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

براساس توضیحات فوق، در پژوهش حاضر، به منظور آزمون رفتار انفجاری، آزمون وجود حباب‌های قیمتی چندگانه و تعیین دوره‌های حباب عقلایی در بازار ارز غیررسمی ایران، علاوه بر نرخ ارز اسمی، نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای قابل تجارت و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای غیر قابل تجارت نیز به عنوان شاخص‌هایی از نرخ واقعی ارز مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند.

۲-۲. پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعات گسترده‌ای پیرامون حباب‌های قیمتی صورت گرفته و آزمون‌های مختلفی به منظور کشف آن‌ها ارایه شده است. از اولین تحقیقات صورت گرفته در این زمینه، می‌توان به آزمون کران واریانس شیلر[1] (۱۹۸۱) و آزمون دو مرحله‌ای وست[2] (۱۹۸۷) اشاره کرد. اما متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده برای کشف حباب‌های قیمت دارایی، آزمون ریشه واحد و آزمون هم‌انباشتگی[3] هستند که توسط دیبا و گروسمن (۱۹۸۴) و کمپبل و شیلر (۱۹۸۷) مطرح شدند که در دو دهه اخیر، به طور گسترده برای کشف حباب‌های قیمتی در بازارهای سهام و مسکن مورد استفاده قرار گرفته‌اند. برای نمونه می‌توان به مطالعات دریک[4] (۱۹۹۳)، لامونت[5] (۱۹۹۸)، کوستاس و سرلیتس[6] (۲۰۰۵)، آرشاناپالی و نلسون[7] (۲۰۰۸) و سالازار و همکاران[8] (۲۰۱۳) اشاره نمود.

اما طبق ایونس[9] (۱۹۹۱)، روش‌های مذکور دارای این محدودیت هستند که قادر به کشف حباب‌های انفجاری[10] وقتی که داده‌های نمونه با فروپاشی دوره‌ای[11] حباب‌ها مواجه هستند، نمی‌باشند. بنابراین، این آزمون‌ها از شناسایی بخش مهمی از فرآیند حباب قیمت یعنی ترکیدن و ریزش آن عاجزند. به نظر ایونس، این آزمون‌ها در مورد فرآیندهای خطی صادق‌اند، حال

1. Shiller's Variance Bound Test
2. West's Two Step Test
3. Cointegration Test
4. Drake
5. Lamont
6. Koustas and Serletis
7. Arshanapalli and Nelson
8. Salazar, et al.
9. Evans
10. Explosive Bubbles
11. Periodically Collapsing

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

آن‌که حباب احتمالاً فرآیندی غیرخطی است. در عین حال، وی نتوانست مدلی ارایه کند که دارای این نقص نباشد. به دنبال انتقاد ایونس، روش‌های دیگری نیز برای کشف حباب قیمت‌ها مطرح شدند. کارمزا و دیدمن[1] (۱۹۹۵) نیز به انتقاد از متدولوژی آزمون‌های همجمعی و ریشه واحد مرسوم به منظور بررسی وجود حباب قیمتی پرداختند. آن‌ها بیان کردند که این مدل‌ها توانایی جستجو و شناسایی هر حبابی را ندارند، به طوری که تغییر در اندازه نمونه، ناکافی بودن داده‌های سری و یا ویژگی‌های خاص مربوط به سری مثل نوسان زیاد آن ممکن است در توانایی این‌گونه آزمون‌ها برای کشف حباب قیمت اثرگذار باشد. تیلور و پیل[2] (۱۹۹۸) آزمون‌های چولگی و کشیدگی[3] را برای استنباط و استدلال وجود حباب‌های قیمتی پیشنهاد دادند. آن‌ها بیان داشتند که اگر مقادیر چولگی و کشیدگی، حاکی از غیر نرمال بودن توزیع متغیر باشد، وجود حباب در سری متغیر تأیید می‌شود. کوستاس و سرلیتس (۲۰۰۵) با تأیید این که آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی متداول، قدرت کمی در رد فرضیه وجود حباب‌های قیمتی دارند، از آزمون انباشتگی کسری[4] برای بررسی وجود ریشه واحد در لگاریتم قیمت-سود سهام شاخص S&P500[5] استفاده نمودند. بر طبق نتایج، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و در نتیجه وجود حباب قیمتی در شاخص S&P500 به شدت رد می‌شود. فام[6] (۲۰۱۰) و اوکپارا[7] (۲۰۱۰) حباب قیمتی دارایی‌ها را از طریق تابع مخاطره[8] (وابستگی دیرش[9]) مورد بررسی قرار دادند.

فیلیپس و وو و یو[10] (۲۰۱۱) برای غلبه بر ایرادهای مطرح شده نسبت به آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر و هم‌انباشتگی مرسوم، آزمون سوپریمم دیکی- فولر تعمیم‌یافته (SADF)[11] را مطرح کردند. این روش دارای این مزیت است که ضمن آزمون فرضیه رفتار انفجاری در

1. Charemza and Deadman
2. Taylor and Peel
3. Skewness and Kurtosis Tests
4. Fractional Integration
5. Standard & Poor's 500
6. Pham
7. Okpara
8. Hazard Function
9. Duration Dependence
10. Phillips and Wu and Yu
11. Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

قیمت، به طور معناداری قدرت تفکیک و تمایز حباب‌ها را افزایش می‌دهد و قابلیت برآورد تاریخ آغاز و نیز تاریخ پایان حباب را فراهم می‌کند. با این حال، آزمون SADF نیز دارای یک محدودیت مهم است و آن این‌که برای تجزیه و تحلیل یک دوره حبابی منفرد مناسب است، در حالی‌که در بسیاری از سری‌های زمانی امکان شکل‌گیری چندین دوره حبابی وجود دارد. برای غلبه بر این کمبود، فیلیپس و شی و یو[1] (۲۰۱۲) با تعمیم روش‌شناسی، یک آزمون سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم‌یافته (GSADF)[2] را برای شناسایی حباب‌های چندگانه پیشنهاد دادند. به دنبال آن، بیشتر مطالعات صورت گرفته، از این روش جهت تشخیص حباب در بازارهای دارایی‌ها استفاده نمودند. از جمله ییو و همکاران[3] (۲۰۱۲) برای آزمون رفتار انفجاری در شاخص قیمت مسکن هنگ‌کنگ، گومز گونزالز و همکاران (۲۰۱۳) برای کشف حباب‌ها در بازار دارایی مسکونی کلمبیا، بتندرف و چن[4] (۲۰۱۳) برای تشخیص حباب‌های عقلایی نرخ ارز دلار- استرلینگ[5]، و چانگ و گوپتا[6] (۲۰۱۴) برای بررسی وجود حباب‌های چندگانه در بازارهای سهام ۵ کشور برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی از آزمون پیشنهادی توسط فیلیپس و شی و یو (۲۰۱۲) استفاده کردند. همچنین، اسکوباری و جعفری‌نژاد[7] (۲۰۱۵) وجود دوره‌های حبابی منفرد و چندگانه در شاخص‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات (REITs)[8] را به کمک روش‌های SADF و GSADF آزمون کردند. تسوتانوف و همکاران[9] (۲۰۱۵) جهت بررسی وجود حباب‌های چندگانه در قیمت‌های نفت خام تگزاس غربی (WTI)[10] و ژائو و همکاران[11] (۲۰۱۵) به منظور تعیین حباب‌ها در بازار طلای آلمان نیز آزمون ریشه واحد سوپریموم عمومی ADF را به کار بردند.

1. Phillips and Shi and Yu
2. Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)
3. Yiu, et al.
4. Bettendorf and Chen
5. Dollar-Sterling
6. Chang and Gupta
7. Escobari and Jafarinejad
8. Real Estate Investment Trusts (REITs)
9. Tsvetanov, et al.
10. West Texas Intermediate (WTI)
11. Zhao, et al.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

جیانگ و همکاران[1] (۲۰۱۵) به منظور تحلیل حباب‌های عقلایی نرخ ارز اسمی دلار- رنمینبی[2] و هو و آکسلی[3] (۲۰۱۶) جهت آزمون حباب‌های عقلایی در بازارهای ارز کشورهای گروه ۱۰ و نیز کشورهای بازار نوظهور، قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت را به عنوان متغیرهای بنیادین نرخ ارز در نظر گرفتند و از آزمون سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم‌یافته بهره بردند. اخیراً نیز ژانگ و همکاران[4] (۲۰۱۶) جهت تشخیص حباب‌ها و کشف علایم پایان حباب در شاخص S&P500، فانتازینی[5] (۲۰۱۶) به منظور بررسی وجود حباب در قیمت‌های نفت خام برنت[6] و تگزاس غربی و فیگورولا- فرتی و مک‌کروری[7] (۲۰۱۶) برای تحلیل رفتار قیمت فلزات عمده طلا، نقره، پلاتینیوم و پالادیوم از آزمون GSADF استفاده کردند.

در مطالعات داخلی نیز تاکنون از روش‌های مختلفی برای کشف حباب‌ها در قیمت دارایی‌ها به خصوص سهام و مسکن استفاده شده است. برای نمونه، یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۸) وجود حباب‌های قیمتی عقلایی سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۷۹:۰۳ تا ۱۳۸۶:۰۳ را به صورت هفتگی، ماهانه و فصلی، با استفاده از سه آزمون ریشه واحد، هم‌انباشتگی و آزمون انباشتگی کسری مورد بررسی قرار دادند. نتایج هر سه آزمون حاکی از وجود حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره مذکور است. کمیاب (۱۳۸۸) با کمک آزمون‌های ریشه واحد، هم‌انباشتگی و پیش‌بینی نسبت قیمت به اجاره و استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[8]، حباب بازار مسکن ایران بین سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۱ را بررسی کرد. نتایج این تحقیق نشان داد که طی دوره مورد مطالعه، حباب قیمتی در بازار مسکن شکل گرفته است. صالح‌آبادی و دلیریان (۱۳۸۹) حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۳ ساله ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴ را با استفاده از آزمون مانایی قیمت به سود

1. Jiang, et al.
2. Dollar-Renminbi
3. Hu and Oxley
4. Zhang, et al.
5. Fantazzini
6. Brent
7. Figuerola-Ferretti and McCrorie
8. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

(P/E)[1] بررسی کردند. نتایج آزمون حاکی از وجود حباب در سهام ۲۸۰ شرکت از ۳۲۴ شرکت آزمون شده و مبین وجود حباب در این دوره است. ابراهیمی‌سروعلیا و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از آزمون‌های تسلسل، چولگی، کشیدگی و آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته، وجودحباب قیمتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران را آزمون نمودند و دریافتند که بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ حبابی بوده است. فلاح شمس و زارع (۱۳۹۲) به بررسی حباب قیمت در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و از طریق آزمون‌های تسلسل، چولگی، کشیدگی و وابستگی دیرش مشخص کردند که در بورس تهران، طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ حباب قیمت رخ داده است. منصف و همکاران (۱۳۹۳) با تشکیل یک مدل فضای حالت[2] و به کارگیری روش فیلتر کالمن[3] به بررسی حباب عقلایی در بازار ارز ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ پرداختند. براساس نتایج به دست آمده، طی دوره مورد نظر، در بازار ارز ایران حباب وجود داشته است و سهم حباب در نرخ ارز در طول این دوره ثابت بوده است. راسخی و شهرازی (۱۳۹۳) با استفاده از روش سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم‌یافته، حبابی بودن شاخص قیمت بازار مسکن در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۰۶-۱۳۸۱:۰۱ را آزمون کردند. تتایج نشان داد که در دوره مذکور، بازار مسکن ایران رفتار انفجاری و حباب‌های قیمتی چندگانه را تجربه کرده است.

نظر به این که طی سال‌های اخیر، بازارهای مالی در ایران با نوسانات زیادی روبرو بوده‌اند، تشخیص صحیح وجود یا عدم وجود حباب در این بازارها حائز اهمیت است. با توجه به انتقادات وارد بر برخی روش‌های تشخیص حباب و نیز اهمیت موضوع، در مقاله حاضر، روش‌های نوظهور پیشنهادی توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲) برای کشف حباب‌های قیمتی چندگانه و تعیین دوره‌های حبابی در بازار ارز غیررسمی ایران طی دوره ۱۳۸۱:۰۱ تا ۱۳۹۴:۱۲ مورد توجه قرار گرفته است.

1. Price-to-Earnings (P/E)
2. State-Space Model
3. Kalman Filter

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

۳. روند نرخ ارز در ایران پس از سال ۱۳۸۰

سیاست ارزی، به عنوان یکی از موضوعات مهم در اقتصاد ایران همواره مطرح بوده است. این موضوع، در پی ایجاد نوسانات ارزی و کاهش شدید ارزش پول ملی در سال‌های اخیر، به طور جدی‌تری مورد بحث قرار گرفته است.

یکی از عوامل مؤثر بر ایجاد نوسانات، وجود حباب در قیمت‌هاست. هر چند نوسانات قیمت جزو ذات بازار است، اما گاهی این نوسانات از شکل عادی خود خارج شده و جای خود را به صعودهای افسارگسیخته (تشکیل حباب) و سقوط‌های ناگهانی (وقوع بحران) می‌دهند و ضربات جبران‌ناپذیری را به اقتصاد وارد می‌کنند (دوپور[1]، ۲۰۰۵). بنابراین، شناسایی و تشخیص اولیه حباب‌ها برای پیشگیری از پیامدهای ناگوار اقتصادی حائز اهمیت است.

در ادامه و پیش از بررسی وجود یا عدم وجود حباب‌ها در بازار ارز ایران، به منظور درک بهتری از واقعیت‌های ارزی اقتصاد ایران در سال‌های اخیر، مروری بر روند نرخ ارز بازار آزاد ایران پس از سال ۱۳۸۰، مخصوصاً بعد از تغییر نظام ارزی به شناور مدیریت شده صورت می‌گیرد.

نرخ ارز رسمی در دهه هشتاد، رشدی تقریباً ۲۸ درصدی داشت، در حالی که در دهه قبل از آن، تغییر ناچیزی را تجربه کرده بود. در سال ۱۳۸۰، نرخ ارز بازار آزاد نسبت به سال ۱۳۷۰، افزایش زیادی پیدا کرد، به طوری‌که در این سال، بیش از چهار و نیم برابر نرخ رسمی آن بود. به این ترتیب، در سال ۱۳۸۱ و در پی نابسامانی بازار ارز و رانت‌های گسترده ناشی از شکاف ایجاد شده در سیستم ارزی چند نرخی، لزوم حرکت به سمت تک نرخی شدن ارز جهت استفاده بهینه از منابع محدود و با نرخ‌های واقعی احساس شد. لذا، در سال ۱۳۸۱، بانک مرکزی به منظور اصلاح نظام ارزی کشور اقدام به اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز نمود و به نظام ارزی شناور مدیریت شده روی آورد. گرچه در عمل، فقط نوسانات نرخ ارز در یک محدوده کنترل گردید و همه ساله بر قیمت دلار افزوده شد. در سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳،

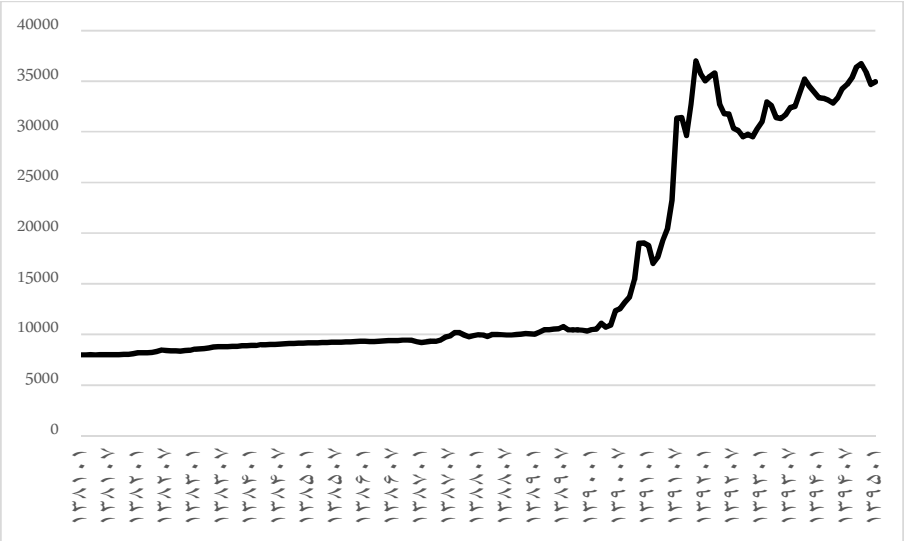
1. Dupor

سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز به خوبی ادامه یافت. اما در سال ۱۳۸۴، درآمدهای نفتی کشور به شدت افزایش یافت، به گونه‌ای‌که صادرات نفتی کشور از حدود ۳۵ میلیارد دلار در سال ۱۳۸۳ به بیش از ۵۵ میلیارد دلار در سال ۱۳۸۴ و ۳۶۱ میلیارد دلار طی ۵ ساله منتهی به پایان سال ۱۳۸۸ رسید. در این دوره، به دلیل وفور درآمدهای ارزی، نرخ بازار آزاد و مرجع دوشادوش هم در محدوده حداکثر ۱۰ درصدی نوسان داشته و سیاست نرخ شناور مدیریت شده در این محدوده موفق بود. در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ بازار ارز با تحولات زیادی روبرو نبود. در نیمه دوم سال ۱۳۸۷، دامنه بحران اقتصادی آمریکا به سایر کشورهای جهان گسترش یافت. این شرایط، حساب‌های خارجی اقتصاد کشور را نیز تحت فشار قرار داد و منجر به کاهش مازاد حساب جاری و تراز بازرگانی و کند شدن آهنگ افزایش دارایی‌های خارجی شد. اما در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، روند بهبود اقتصاد جهانی و افزایش نسبی قیمت نفت خام، تأثیر مثبتی بر عملکرد بخش خارجی اقتصاد ایران داشت، به طوری‌که همگام با افزایش درآمدهای نفتی و رسیدن به سقف ۱۱۰ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۰ و افزایش دوباره نرخ تورم از ۱۱ درصد در سال ۱۳۸۸ به بیش از ۲۳ درصد در سال ۱۳۹۰، افزایش نرخ ارز حالتی شتابان به خود گرفت. نرخ غیررسمی ارز در پایان سال ۱۳۸۹ معادل ۱۰۳۳ تومان بود، اما در پایان اسفند سال ۱۳۹۰، به سطح ۱۸۹۲ تومان رسید. یعنی در سال ۱۳۹۰، نرخ غیررسمی ارز، بالغ بر ۸۳ درصد افزایش یافت. بیشترین افزایش قیمت در دی ماه این سال به وقوع پیوست و نرخ ارز در عرض یک ماه، رشدی ۱۸ درصدی به خود دید. شوک ارزی سال ۱۳۹۰ در سال بعد نیز ادامه یافت، به گونه‌ای‌که در تابستان ۱۳۹۱، نرخ ارز از حدود ۱۹۰۰ تومان در تیر ماه، به حوالی ۲۳۰۰ تومان در پایان شهریور رسید. افزایش ناگهانی بعدی در نرخ ارز، در مهر سال ۱۳۹۱ رخ داد. در این ماه، نرخ ارز با تقریباً ۹۰۰ تومان افزایش، به رقم ۳۱۸۲ تومان نیز رسید. از مهر ماه سال ۱۳۹۱ با راه‌اندازی مرکز مبادلات ارزی بخشی از ارز مورد نیاز متقاضیان از طریق این مرکز تأمین گردید. با توجه به تشدید تحریم‌های اقتصادی و کاهش درآمدهای ارزی کشور، در سال ۱۳۹۱ دامنه نوسانات نرخ ارز به حدی زیاد بود که رقم ۴۰۰۰ تومان را هم حتی تجربه کرد. اما به دنبال یازدهمین دوره انتخابات ریاست جمهوری در ایران در سال ۱۳۹۲، نرخ ارز

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

روند کاهشی به خود گرفت، به طوری‌که در نیمه اول سال ۱۳۹۲ بین ۳۱۰۰ تا ۳۶۰۰ و در نیمه دوم سال ۱۳۹۲، بین ۲۹۰۰ تا ۳۱۰۰ تومان در نوسان بود. در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ نیز با توقف روند تشدید تحریم‌های مالی و آزاد شدن بخشی از دارایی‌های بلوکه شده در پی توافق‌های هسته‌ای و افزایش توان مداخله بانک مرکزی در بازار ارز، کنترل نوسانات نرخ ارز افزایش یافت.

همان‌طور که بررسی گردید، نرخ ارز غیررسمی ایران در سال‌های اخیر در برخی برهه‌ها با نوسانات شدید و جدی روبرو بوده است. اما این که این تغییرات، تنها به دلیل تغییر در عوامل بنیادین مؤثر بر بازار ارز بوده یا از شکل‌گیری حباب در بازار ارز نیز ناشی شده است، موضوعی است که در مقاله حاضر به آن پرداخته شده است.



نمودار ۱. نرخ ارز ماهانه در بازار ارز غیررسمی ایران طی دوره ۱۳۸۱:۰۱ تا ۱۳۹۵:۰۱

منبع: بانک مرکزی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

٤. روش‌شناسی پژوهش

با توجه به انتقادات وارد شده بر روش‌های متعارف کشف حباب‌های قیمتی، با هدف رفع آن‌ها و دستیابی به یک سیستم هشداردهنده اولیه مناسب به منظور پیشگیری از پیامدهای ناگوار اقتصادی، فیلیپس و شی و یو (۲۰۱۲) روشی مبتنی بر آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته راست دنباله (RTADF) را پیشنهاد کردند. در این روش اقتصادسنجی فرض می‌شود که قیمت‌های دارایی مواجه با خطاهای قیمت‌گذاری در طی زمان است که منجر به بروز رونق بازاری و شکل‌گیری حباب‌های قیمتی می‌شود.

به طور کلی، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، جهت بررسی وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این چارچوب، یک الگوی خودرگرسیونی با k وقفه به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta p_t = \mu + (\rho - 1)p_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در این رابطه، p_t قیمت دارایی و ε_t جزء خطا است. در آزمون‌های ریشه واحد RTADF ، فرضیه صفر رفتار ریشه واحد $(H_0: \rho = 1)$ و فرضیه جایگزین، رفتار انفجاری $(H_1: \rho > 1)$ را نشان می‌دهد، در حالی‌که در آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته چپ دنباله (LTADF)[1] متعارف، فرضیه مقابل بیانگر مانایی متغیر است $(H_1: \rho < 1)$.

آماره آزمون‌های RTADF بر مبنای رگرسیون‌های بازگشتی چندگانه[2] محاسبه می‌شود که در آن‌ها، تعداد مشاهدات و نیز مشاهده اولیه هر رگرسیون با یکدیگر متفاوت است. در این چارچوب، فیلیپس و وو و یو (۲۰۱۱) جهت آزمون رفتار انفجاری و کشف تاریخ ایجاد و فروپاشی حباب، آزمون سوپریمم دیکی- فولر تعمیم‌یافته را ارایه و نشان دادند که وقتی داده‌ها با فروپاشی دوره‌ای حباب‌ها مواجهند، این آزمون نسبت به روش‌های متعارف توانایی تشخیص بالاتری دارد. اما با توجه به این که آزمون SADF برای تعیین یک دوره حبابی مناسب بوده است، ولی در دنیای واقعی امکان تکرارشوندگی و وقوع بیش از یک حباب در سری زمانی

1. Left-Tailed Augmented Dickey-Fuller (LTADF)
2. Multiple Recursive Regressions

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

وجود دارد، فیلیپس و شی و یو (۲۰۱۲) آزمون سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم‌یافته را مطرح کردند. توانایی کشف حباب‌های چندگانه، قدرت و دقت بالا در تشخیص زمان شکل‌گیری و ترکیدن هر یک از حباب‌ها، صادق بودن برای فرآیندهای غیرخطی و لحاظ شکست‌های ساختاری از جمله مزیت‌های مهم آزمون ریشه واحد GSADF نسبت به آزمون‌های پیشین است.

در آزمون‌های SADF و GSADF، معادله رگرسیون به طور پی در پی برای هر زیردوره در حال گسترش به جلو از داده‌ها برآورد می‌شود، با این تفاوت که در آزمون SADF، نقطه شروع ثابت فرض می‌شود، اما در آزمون GSADF نقطه شروع متحرک است و دنباله نمونه در حال گسترش به سمت جلو با تغییر نقاط شروع هر پنجره نمونه‌ای، به مرور بزرگتر می‌شود. حال فرض کنیم که r_0 نشانگر حداقل مشاهده در بین رگرسیون‌ها و به عبارتی اندازه کوچکترین پنجره و r_1 نقطه شروع باشد. به علاوه، فرض نماییم که r_2 آخرین مشاهده مربوط به هر رگرسیون، r_w اندازه پنجره جزئی رگرسیون‌ها به طوری‌که $r_0 \le r_w$ و اندازه کل نمونه برابر ۱ باشد. در چارچوب آزمون‌های ریشه واحد RTADF، آماره آزمون SADF تابعی غیرخطی از r_0 بوده و به صورت زیر معرفی شده است:

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} ADF_0^{r_2} \tag{۱۴}$$

به طوری که:

$$ADF_0^{r_2} = \frac{\int_0^{r_2} \tilde{W} dW}{\left(\int_0^{r_2} \tilde{W} dW \right)^{\frac{1}{2}}} \tag{۱۵}$$

که در آن، W و $\tilde{W}$ دارای فرآیند براونی[1] هستند و:

$$\tilde{W}(r_2) = W(r_2) - \left(\frac{1}{r_2}\right) \int_0^{r_2} W dW \tag{۱۶}$$

1. Brownian Motions

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

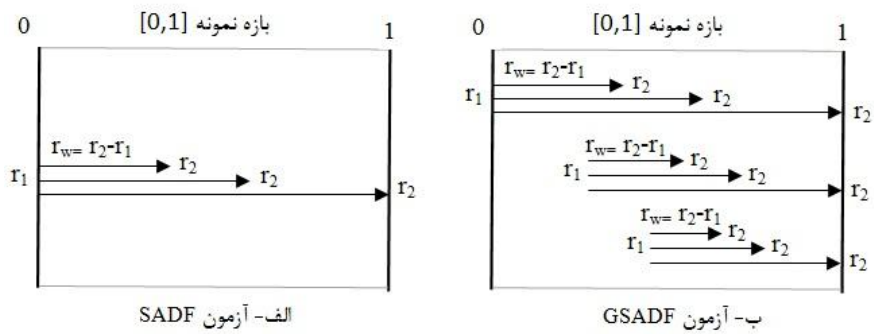
همچنین، آماره آزمون ریشه واحد GSADF به عنوان بزرگ‌ترین آماره آزمون ADF در محدوده r_1 و r_2 و به صورت زیر تعریف شده است:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_1 \in [0, r_2 - r_0] \\ r_2 \in [r_0, 1]}} ADF_{r_1}^{r_2} \qquad (۱۷)$$

در رابطه فوق:

$$ADF_{r_1}^{r_2} = \frac{\frac{1}{2} r_w [W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} W(r)dr [W(r_2) - W(r_1)]}{r_w^{\frac{1}{2}} \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r)dr \right]^2 \right\}^{\frac{1}{2}}} \qquad (۱۸)$$

هدف از اجرای این آزمون‌ها، کشف رفتارهای انفجاری در کل نمونه است. با توجه به این که آزمون GSADF نسبت به آزمون SADF زیردوره‌های بیشتری از داده‌ها را پوشش می‌دهد و انعطاف‌پذیری پنجره‌ای بالاتری دارد، انتظار می‌رود که در کشف حباب‌های چندگانه عملکرد بهتری داشته باشد. نمودار ۲، فرآیند آزمون‌های SADF و GSADF را نشان می‌دهد. در این تصویر، تفاوت‌های کلیدی بین عملکرد این آزمون‌ها را می‌توان مشاهده نمود.



نمودار ۲. فرآیند آزمون‌های SADF و GSADF

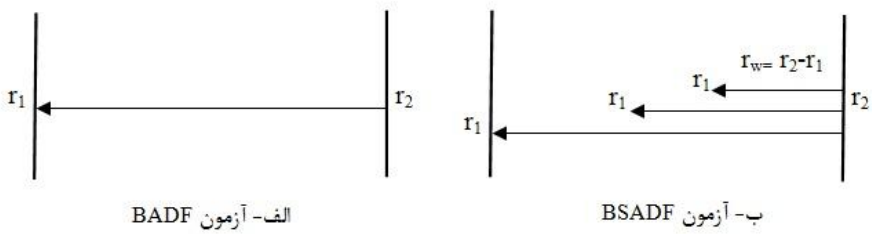
منبع: فیلیپس، شی و یو (۲۰۱۲)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

روش‌شناسی نشان دادن تاریخ حباب‌ها شامل آماره سوپریمم دیکی- فولر تعمیم‌یافته بازگشتی (BSADF)[1] نیز می‌باشد که به صورت زیر تعریف شده است:

$$BSADF(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} BADF_{r_1}^{r_2} \qquad (۱۹)$$

نمودار ۳، فرآیند آزمون‌های BADF و BSADF و تفاوت بین آن‌ها را نشان می‌دهد.



نمودار ۳. فرآیند آزمون‌های BADF و BSADF

منبع: فیلیپس، شی و یو (۲۰۱۲)

فیلیپس و وو و یو (۲۰۱۱) برای تعیین تاریخ رفتارهای انفجاری، مقایسه آماره BADF محاسباتی با مقادیر بحرانی آماره ADF راست دنباله را پیشنهاد دادند. در این رویکرد، تاریخ ایجاد حباب $\lfloor T\hat{r}_e \rfloor$ به عنوان اولین مشاهده تاریخی که در آن آماره ADF بازگشتی از مقدار بحرانی فراتر می‌رود، محاسبه می‌شود. تاریخ پایان حباب نیز اولین مشاهده تاریخی پس از $\lfloor T\hat{r}_e \rfloor + \log(T)$ است که در آن، آماره ADF بازگشتی پایین‌تر از مقدار بحرانی می‌رود.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{ r_2 : BADF_{r_2} > cv_{r_2}^{\beta_T} \} \qquad (۲۰)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_e + \log(T)/T, 1]} \{ r_2 : BADF_{r_2} < cv_{r_2}^{\beta_T} \} \qquad (۲۱)$$

به طوری‌که، $cv_{r_2}^{\beta_T}$ مقدار بحرانی $100\beta_T$٪ آماره ADF بازگشتی بر مبنای مشاهده $\lfloor Tr_2 \rfloor$ را نشان می‌دهد. همچنین، سطح معناداری β_T به اندازه نمونه (T) وابسته است و فرض می‌شود که با افزایش اندازه نمونه به سمت صفر میل می‌کند.

1. Backward Supremum Augmented Dickey-Fuller (BSADF)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

اما استرانژی فیلیپس و شی و یو (۲۰۱۲)، به جای استفاده از آماره ADF بازگشتی (BADF)، مبنای استنتاج تاریخ رفتارهای انفجاری را آماره سوپریمم ADF بازگشتی (BSADF) قرار می‌دهد. در این چارچوب، تاریخ شروع یک حباب $\lfloor T\hat{r}_e \rfloor$اولین مشاهده‌ای است که در آن، آماره سوپریمم ADF بازگشتی، بزرگتر از مقدار بحرانی شود. همچنین، زمان فروپاشی حباب $\lfloor T\hat{r}_f \rfloor$ اولین مشاهده پس از $\lfloor T\hat{r}_e \rfloor + \delta \log(T)$ است که در آن، این آماره کوچک‌تر از مقدار بحرانی شود. می‌توان استنباط نمود که طول دوره حباب فراتر از $\delta\log(T)$ است، بطوری‌که پارامتر δ به فراوانی مشاهدات بستگی دارد.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0,1]} \{ r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) > scv_{r_2}^{\beta_T} \} \quad (۲۲)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_e + \delta log(T)/T,1]} \{ r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) < scv_{r_2}^{\beta_T} \} \quad (۲۳)$$

در این روابط، $scv_{r_2}^{\beta_T}$ مقدار بحرانی $100\beta_T$٪ آماره سوپریمم ADF بازگشتی بر مبنای مشاهده $\lfloor Tr_2 \rfloor$ است.

ویژگی و مزیت مهم آزمون GSADF این است که هر دو آزمون SADF و BSADF در آن نهفته هستند. به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0,1]} BSADF_{r_2}(r_0) \quad (۲۴)$$

۵. نتایج تجربی

در این مطالعه، به منظور آزمون رفتار انفجاری و آزمون وجود حباب‌های چندگانه در نرخ ارز غیررسمی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱:۰۱-۱۳۹۴:۱۲، به کمک نسخه ۹ نرم‌افزار Eviews از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته راست دنباله (RTADF) استفاده گردیده است. نتایج حاصل در جدول ۱ ارایه شده است. همان‌طور که از این جدول استنباط می‌شود، در صورت به کار بردن آزمون SADF، فرضیه صفر ریشه واحد برای نرخ ارز اسمی و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت رد می‌شود. بنابراین، شواهد حاکی از وجود رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی است. اما براساس فیلیپس و شی و یو (۲۰۱۲) آزمون

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

SADF برای تحلیل یک دوره حبابی منفرد مناسب است. در این راستا، به منظور آزمون حباب‌های قیمتی چندگانه، آزمون GSADF انجام شده است. نتایج حاصل از این آزمون، نشان‌دهنده وجود حباب‌های چندگانه در بازار ارز غیررسمی ایران طی دوره مورد بررسی است. با توجه به ارتباط بین حباب‌های مالی با وقوع بحران‌ها، چنین امری می‌تواند از عوامل تشدید نابسامانی در اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر بوده باشد.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد RTADF

شاخص	آزمون	مقدار احتمال	مقدار آماره	مقدار بحرانی ۱ درصد	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار بحرانی ۱۰ درصد
نرخ ارز اسمی	آزمون SADF	۰/۰۰۲۰	۸/۷۷۵۰	۲/۸۲۴۶	۱/۷۵۱۹	۱/۴۳۰۶
	آزمون GSADF	۰/۰۱۷۰	۹/۶۳۶۲	۱۱/۲۵۵۳	۶/۱۶۰۴	۴/۶۴۱۰
نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت	آزمون SADF	۰/۰۰۲۰	۸/۷۶۹۴	۲/۸۲۴۶	۱/۷۵۱۹	۱/۴۳۰۶
	آزمون GSADF	۰/۰۱۷۰	۹/۷۶۹۴	۱۱/۲۵۵۳	۶/۱۶۰۴	۴/۶۴۱۰
نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت	آزمون SADF	۰/۲۲۵۰	۰/۹۸۴۵	۲/۸۲۴۶	۱/۷۵۱۹	۱/۴۳۰۶
	آزمون GSADF	۰/۰۹۶۰	۴/۸۸۷۱	۱۱/۲۵۵۳	۶/۱۶۰۴	۴/۶۴۱۰

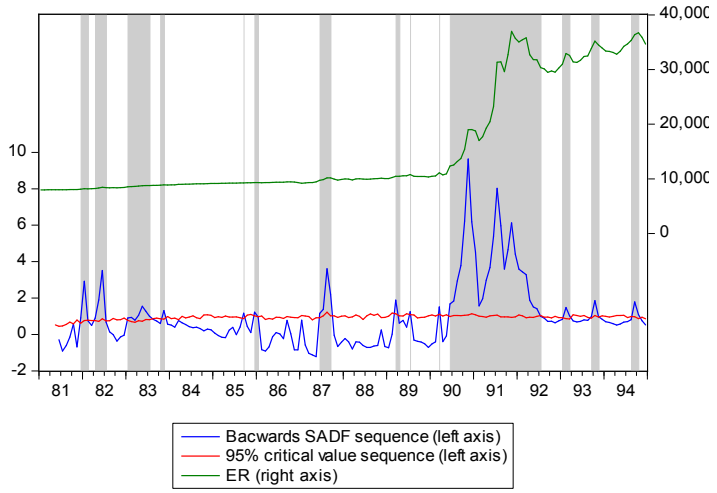
منبع: یافته‌های تحقیق

جهت تعیین تاریخ‌های دقیق رفتارهای انفجاری و دوره‌های حبابی در نرخ ارز، نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد راست دنباله GSADF برای شاخص‌های مورد نظر در نمودارهای ۴، ۵ و ۶ نشان داده شده است.

براساس نمودار ۴، آزمون GSADF برای متغیر نرخ ارز اسمی، ۱۴ دوره رفتار انفجاری را تعیین می‌نماید که چشمگیرترین آن مربوط به بازه زمانی ۱۳۹۲:۷-۱۳۹۰:۶ است. این دوره همگام با تشدید تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی، کاهش درآمدهای ارزی و نیز افزایش نرخ تورم بوده است. به علاوه، رفتار انفجاری نرخ ارز اسمی در دوره‌های زمانی ۱۳۸۱:۱۲-۱۳۸۲:۲، ۱۳۸۲:۴-۱۳۸۲:۷، ۱۳۸۳:۱-۱۳۸۳:۷، ۱۳۸۳:۱۰-۱۳۸۳:۱۱، ۱۳۸۵:۱۲-۱۳۸۶:۱،

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

۱۳۸۷:۹-۱۳۸۸۷:۶، ۱۳۸۹:۴-۱۳۸۹:۳، ۱۳۹۳:۳-۱۳۹۳:۱، ۱۳۹۳:۱۱-۱۳۹۳:۹ و ۱۳۹۴:۱۰-۱۳۹۴:۸ نیز قابل توجه بوده است.



نمودار ٤. آزمون GSADF برای نرخ ارز اسمی

منبع: یافته‌های تحقیق

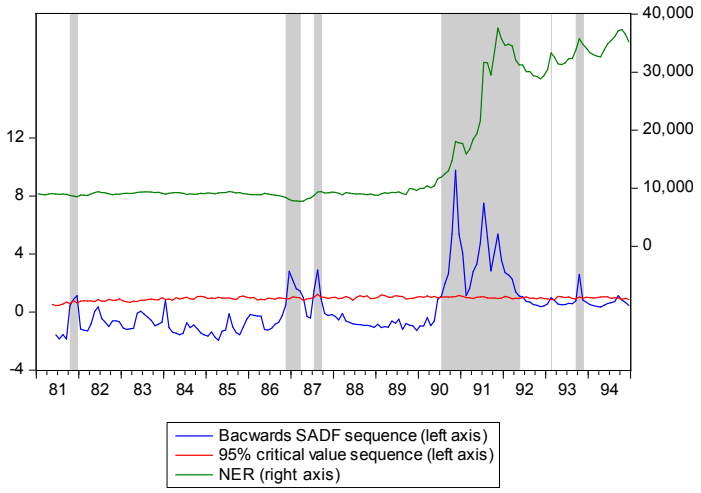
از آن‌جاکه رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی ممکن است ناشی از رفتار انفجاری در بنیادهای آن باشد، برای اظهارنظر در مورد وجود حباب‌های عقلایی در نرخ ارز، باید روند نرخ ارز اسمی را براساس متغیرهای بنیادی آن تعدیل نمود. در این راستا، نتایج حاصل از آزمون GSADF برای نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت در نمودارهای ۵ و ۶ ارایه شده است. بر این اساس، مشاهده می‌شود که رفتار نسبت نرخ ارز به قیمت کالاهای غیر قابل تجارت تشابه زیادی به رفتار نرخ ارز اسمی دارد، در حالی‌که چنین تشابهی بین رفتار نرخ ارز اسمی و نسبت نرخ ارز به قیمت کالاهای قابل تجارت دیده نمی‌شود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت نقش کمی را در توضیح‌دهی رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی ایفا کرده‌اند، اما قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت بخش قابل‌توجهی از رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی را توضیح می‌دهند. هم‌چنان‌که بتندرف و چن (۲۰۱۳)، جیانگ و همکاران (۲۰۱۵) و هو وآکسلی (۲۰۱۶) نیز در مطالعات موردی خود دریافتند که

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

در توضیح تحرکات نرخ ارز اسمی، قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت نقش مهم‌تری از قیمت‌های نسبی کالاهای غیر قابل تجارت دارد.

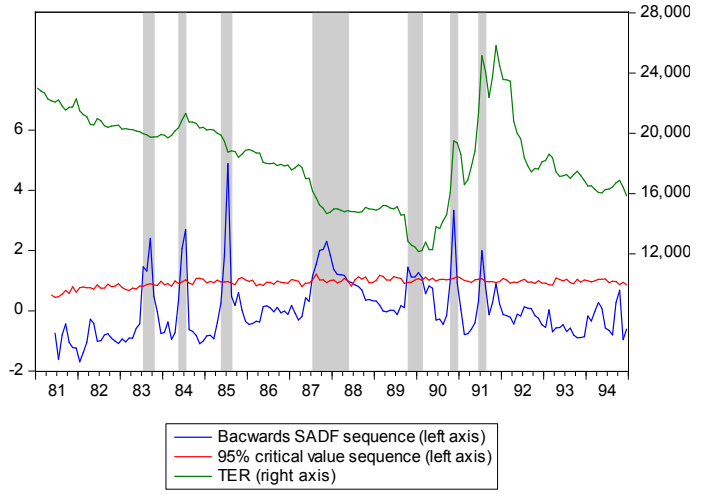
با مقایسه نمودارهای ۴ و ۶ می‌توان دریافت که رفتار انفجاری نرخ ارز اسمی در دوره‌های زمانی ۱۳۸۷:۹-۱۳۸۷:۷، ۱۳۹۰:۱۰-۱۳۹۰:۱۲ و ۱۳۹۱:۸-۱۳۹۱:۶ به دلیل وجود حباب‌های عقلایی در نرخ ارز و در سایر دوره‌های تعیین شده ناشی از رفتار انفجاری در عامل بنیادی قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت بوده است. در قیاس این یافته‌ها با مطالعات پیشین داخلی، منصف و همکاران (۱۳۹۳) در بررسی حباب عقلایی در بازار ارز ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۰ دریافتند که در بازار ارز ایران حباب وجود داشته است، اما سهم حباب نرخ ارز در دوره مذکور ثابت بوده است. در حالی‌که در مطالعه حاضر، وجود رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه نرخ ارز در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۱ تأیید و با تفکیک تحرکات ناشی از بنیادها و حباب‌ها، تاریخ دقیق دوره‌های حباب عقلایی در بازار ارز نیز مشخص شده است. همچنین، مطالعاتی که از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی متعارف برای بررسی حباب‌های قیمتی استفاده نموده‌اند (برای نمونه، کمیاب، ۱۳۸۸؛ صالح‌آبادی و دلیریان، ۱۳۸۹ و ابراهیمی‌سروعلیا و همکاران، ۱۳۹۱)، تنها به بررسی وجود یا عدم وجود حباب در کل دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته‌اند و قادر به تشخیص حباب‌های چندگانه و تعیین تاریخ‌های ایجاد و فروپاشی حباب نبوده‌اند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]



نمودار ۵. آزمون GSADF برای نرخ ارز تعدیل شده براساس قیمت کالاهای غیر قایل تجارت

منبع: یافته‌های تحقیق

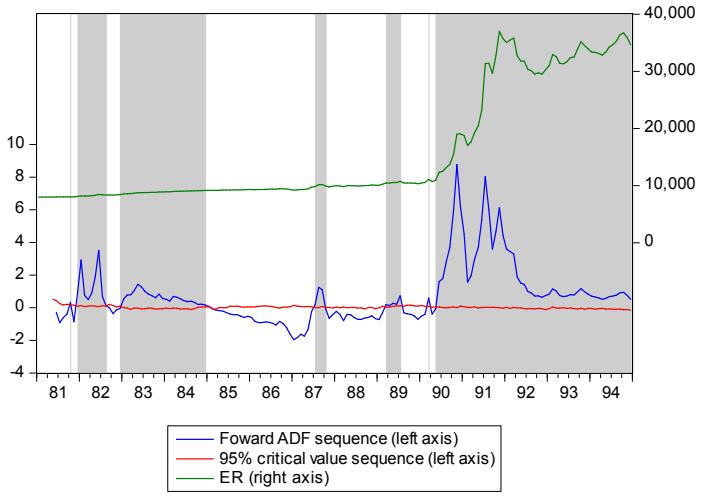


نمودار ٦. آزمون GSADF برای نرخ ارز تعدیل شده براساس قیمت کالاهای قایل تجارت

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

در ادامه، به منظور مقایسه تجربی آزمون‌های SADF و GSADF در کشف حباب‌های انفجاری، نتایج حاصل از آزمون SADF برای نرخ ارز اسمی در نمودار ۷ ارایه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آزمون SADF نسبت به آزمون GSADF دوره‌های انفجاری کمتری را تشخیص می‌دهد و از دقت و قدرت پایین‌تری در تعیین دوره‌های حبابی برخوردار است. بنابراین، هم‌چنان که فیلیپس و شی و یو (۲۰۱۲) نیز نشان دادند، آزمون ریشه واحد GSADF نسبت به آزمون SADF قدرت تشخیص حباب‌های چندگانه را به طور معناداری بهبود می‌بخشد.



نمودار ۷. آزمون SADF برای نرخ ارز اسمی

منبع: یافته‌های تحقیق

٦. نتیجه‌گیری

نظر به این‌که بسیاری از بحران‌های اقتصادی در پی ترکیدن حباب‌های مالی به وجود می‌آیند، کشف رفتارهای حبابی در این بازارها و اجرای آزمون‌های مربوطه جهت تشخیص اولیه و پیشگیری از پیامدهای ناگوار اقتصادی حائز اهمیت است. تاکنون مطالعات بسیاری پیرامون حباب‌های قیمتی صورت گرفته و آزمون‌های مختلفی برای تشخیص آن‌ها ارایه شده است، اما بسیاری از این آزمون‌ها به دلایل مختلفی به چالش کشیده شده‌اند. بر این اساس، در

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

مقاله حاضر، به منظور آزمون رفتار انفجاری، کشف حباب‌های چندگانه و تعیین دوره‌های حباب قیمتی در بازار ارز غیررسمی ایران، آزمون‌های SADF و GSADF مبتنی بر آزمون‌های ریشه واحد راست دنباله برای داده‌های ماهانه نرخ ارز اسمی طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۲-۱۳۸۱:۰۱ انجام شد. از آن‌جاکه رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی ممکن است ناشی از رفتار انفجاری در بنیادهای آن باشد، برای اظهارنظر در مورد وجود حباب‌های عقلایی در بازار ارز، شاخص‌هایی از نرخ واقعی ارز شامل نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای قابل تجارت و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای غیر قابل تجارت نیز مورد ارزیابی قرار گرفتند.

یافته‌ها نشان داد که در دوره مورد بررسی، بازار ارز ایران رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را تجربه کرده است. نتایج آزمون GSADF برای نرخ ارز اسمی، ۱۴ دوره رفتار انفجاری را تعیین نمود که چشمگیرترین آن مربوط به بازه زمانی ۱۳۹۰:۶-۱۳۹۲:۷ بوده است. به علاوه، برخلاف قیمت‌های نسبی کالاهای غیر تجاری، قیمت‌های نسبی کالاهای تجاری توضیح‌دهنده مناسبی برای رفتار انفجاری در نرخ ارز بوده است، به طوری‌که رفتار انفجاری نرخ ارز اسمی در دوره‌های ۱۳۸۷:۹-۱۳۸۷:۷، ۱۳۹۰:۱۲-۱۳۹۰:۱۰ و ۱۳۹۱:۸-۱۳۹۱:۶ به دلیل وجود حباب‌های عقلایی و در سایر دوره‌ها، ناشی از رفتار انفجاری در عامل بنیادین قیمت‌های نسبی کالاهای تجاری بوده است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود جهت کنترل تحرکات شدید نرخ ارز، سیاستگذاران به تشخیص و کنترل حباب‌ها و نیز نوسانات قیمت‌ها در بازار کالاهای تجاری توجه بیشتری نمایند.

نتایج حاصل از آزمون SADF نیز نشان داد که این آزمون در مقایسه با آزمون GSADF دوره‌های حبابی کمتری را تشخیص می‌دهد و دقت پایین‌تری در تعیین دوره‌های حبابی دارد. بنابراین، با توجه به امکان تکرارشوندگی حباب‌ها و اهمیت تشخیص زودهنگام تاریخ ایجاد و فروپاشی حباب‌ها، برای پیشگیری از بروز پیامدهای ناگوار بعدی بهتر است جهت بررسی وجود حباب از آزمون GSADF به عنوان یک سیستم هشداردهنده اولیه مناسب استفاده شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

منابع و مآخذ

- Ahamed, L. (2009). *Lords of Finance: The bankers who broke the world*. Random House.
- Arshanapalli, B. & Nelson, W. (2008). A Co-integration Test to Verify the Housing Bubble. *The International Journal of Business and Finance Research*, 2(2), 35-43.
- Bettendorf, T., & Chen, W. (2013). Are there bubbles in the Sterling-dollar exchange rate? New evidence from sequential ADF tests. *Economics Letters*, 120(2), 350-353.
- Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982). Bubbles, rational expectations and financial markets.
- Campbell, J. & Shiller, R. (1987). Co-integration and Tests of Present Value Models. *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
- Central Bank of Iran, www.cbi.ir
- Chang, T., & Gupta, R. (2014). Testing for Multiple Bubbles in the BRICS Stock Markets". *Department of Economics working Q*, *7*.
- Charemza, W.W. & Deadman, D.F. (1995). Bubbles with Stochastic Explosive Roots: the Failure of Unit Root Testing. *Journal of Empirical Finance*, 2, 153-163.
- Chen, M., Lin, Y., Tseng, C., & Chen, W. (2015). Bubbles in health care: Evidence from the US, UK, and German stock markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, *31*, 193-205.
- Diba, B., & Grossman, H. (1984). Rational bubbles in the price of gold.
- Diba, B., & Grossman, H. (1988). Explosive Rational Bubbles in stock prices. *American Economic Review*, 78, 520 530.
- Drake, L. (1993). Modelling UK House Prices Using Co-integration: An Application of the Johansen Technique. *Applied Economics*, 25, 1225-1228.
- Dupor, B. (2005). Stabilizing Non-fundamental Asset Price Movements under Discretion and Limited Information. *Journal of Monetary Economics*, 52, 727-747.
- Ebrahimi Sarv Olia, M.H., Fallah Shams, M.F., & Azarang, SH. (2012). Investigation of determinants on price bubbles in Tehran stock exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 1(4), 47-60.
- Engel, C. (1995). *Accounting for US real exchange rate changes* (No. w5394). National bureau of economic research.
- Englund, P. (1999). The Swedish Banking Crisis: Roots and Consequences. *Oxford Review of Economic Policy*, 15, 80-97.
- Escobari, D., & Jafarinejad, M. (2016). Date Stamping Bubbles in Real Estate Investment Trusts. *The Quarterly Review of Economics and Finance*,*60*, 224-230.

- Evans, G. (1991). Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices. *American Economic Review*, 81, 922-930.
- Fallah Shams, M.F., & Zare, A. (2013). A study on the factors effective in the formation of price bubbles in Tehran stock exchange. *Journal of Securities Exchange*, 21, 73-91.
- Fantazzini, D. (2016). The oil price crash: Was there a financial bubble? *Energy Policy*, 96: 383-396.
- Ferguson, N. (2008). *The ascent of money: A financial history of the world*. Penguin.
- Figuerola-Ferretti, I., & McCrorie, J. R. (2016). The shine of precious metals around the global financial crisis. *Journal of Empirical Finance*.
- Filardo, A. (2004). Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-Offs, *Bank of International Settlements*, BIS Working Paper, 155, 2-8.
- Gomez-Gonzalez, J.E. & Ojeda-Joya, J.N. & Rey-Guerra, C. & Sicard, N. (2013). Testing for Bubbles in Housing Markets: New Results Using a New Method. *Federal Reserve Bank of Dallas*, Working Paper, No. 164.
- Greenspan, A. (2004). Risk and uncertainty in monetary policy. *The American Economic Review*, *94*(2), 33-40.
- Hatipoglu, O., & Uyar, O. (2012). Do bubbles spill over? Estimating financial bubbles in emerging markets. *Emerging Markets Finance and Trade*,*48*(5), 64-75.
- Hu, Y., & Oxley, L. (2016). *Are there Bubbles in Exchange Rates? Some New Evidence from G10 and Emerging Markets Countries* (No. 16/05).
- Jiang, C., Wang, Y., Chang, T., & Su, C. W. (2015). Are there bubbles in Chinese RMB–dollar exchange rate? Evidence from generalized sup ADF tests. *Applied Economics*, *47*(56), 6120-6135.
- Kamyab, B. (2009). Reaction of monetary policy to housing price bubble; MA thesis, Bu Ali Sina University: Department of Economics.
- Kindleberger, C. P. (1991). Bubbles. In *The World of Economics* (pp. 20-22). Palgrave Macmillan UK.
- Kohn, D. L. (2010). Homework assignments for monetary policymakers.*speech at the Cornelson Distinguished Lecture at Davidson College, Davidson, North Carolina*, *24*.
- Koustas, Z. & Serletis, A. (2005). Rational Bubbles or Persistent Deviations from Market Fundamentals? *Journal of Banking and Finance*, 29, 1-15.
- Lamont, O. (1998). Earnings and Expected returns. *Journal of Finance*, 53, 1563-1587.
- Mcqueen, G. & Torley, S. (1994). Bubbles, Stok Returns, and Duration Dependence. *journal of Finncial and Quantative Analysis*, 29.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

- Monsef, A.A., Ghassemei, M.R., & Rezaeiyan, E. (2014). Rational Bubble in Iran Foreign Exchange Market. *Journal of Economic Development Research*, 4(13), 111-138.
- Okpara, G. (2010). Do Rational Speculative Financial Bubbles Exist in the Nigerian Stock Market? *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*.
- Pham, H. (2010). Rational Bubbles in the Vietnamese Stock Market and the Relationship Between Monetary Policy and Stock Returns. *Faculty of Economics, Thmmasat University*.
- Phillips, P.C.B. & Wu, Y. & Yu, J. (2011). Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values? *International Economic Review*, 52, 201-226.
- Phillips, P.C.B. & Shi, S. & Yu, J. (2012). Testing for Multiple Bubbles. *Cowles Foundation Discussion Paper*, (1843).
- Rasekhi, S., & Shahrazi, M. (2014). An Examination of Multiple Bubbles: A Case Study of Iranian Housing Market. *Journal of Economic Modeling*, 1(2), 1-14.
- Salazar, N. & Steiner, R. & Becerra, A. & Ramírez, J. (2013). Los Efectos Del Precio Del Suelo Sobre el Precio De la Vivienda Para Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, Forthcoming.
- Saleh Abadi, A., & Dalirian, H. (2010). Investigating Price Bubble in Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, 3(9), 61-75.
- Salvatore, D. (2012). *International economics*. Wiley Global Education.
- Shiller, R. (1981). Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review*, 71, 421-436.
- Siegel, J. J. (2003). What is an asset price bubble? An operational definition. *European financial management*, *9*(1), 11-24.
- Taylor, M. & Peel, D. (1998). Periodically Collapsing Stock Price Bubbles: A Robust Test. *Economics Letters*, 61, 221-228.
- Tsvetanov, D., Coakley, J., & Kellard, N. (2015). Bubbling over! The behaviour of oil futures along the yield curve. *Journal of Empirical Finance*.
- West, K. (1987). A Specification Test for Speculative Bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 553-580.
- Yahyazadehfar, M., Taghinezhad Omran, V., & Alipour, S. (2009). An Investigation of Rational Stock Price Bubble in Tehran Stock Exchange. *Nameye Mofid*, 15(72), 49-68.
- Yiu, M. & Yu, J. & Jin, L. (2012). Detecting Bubbles in Hong Kong Residential Property Market. *Hong Kong Institute for Monetary Research*, Working Paper, 1/2012.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]

- Zhang, Q., Sornette, D., Balcilar, M. Gupta, R., Ozdemir, Z.A., & Yetkiner, H. (2016). LPPLS bubble indicators over two centuries of the S&P 500 index. *Physica*, 458: 126-139.
- Zhao, Y., Chang, H. L., Su, C. W., & Nian, R. (2015). Gold bubbles: When are they most likely to occur?. *Japan and the World Economy*, *34*, 17-23.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.3.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.27.7]