فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۵، پاییز ۱۳۹۴
صفحات: ۱- ۲۰

آزمون وجود حباب عقلایی قیمت در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد زنجیره‌ای

احمد جعفری‌صمیمی[۱]
روزبه بالونژادنوری[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۷/۰۸

چکیده

نرخ ارز در کنار نرخ تورم و نرخ بهره، یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های کارکرد اقتصاد در هر کشور محسوب می‌شود. ازاین‌رو و با توجه به اهمیت نرخ ارز در اقتصاد، هدف اصلی از پژوهش حاضر، بررسی وجود حباب عقلایی قیمت در بازار ارز ایران است. برای این منظور، از آزمون‌های ریشه واحد زنجیره‌ای که به تازگی در اقتصاد معرفی شده‌اند و داده‌های ماهانه نرخ ارز (ریال- دلار) برای دوره زمانی ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۲:۱۲ استفاده شده است. بر اساس آزمون سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم‌یافته، فرضیه وجود حباب‌های چندگانه قیمت در بازار ارز مورد تأیید قرار گرفت (دوره‌های ۱۳۷۲:۱۱-۱۳۷۳:۳، ۱۳۷۷:۱۱-۱۳۷۸:۱، ۱۳۸۱:۳-۱۳۸۱:۶، ۱۳۸۶:۱۱-۱۳۸۷:۲، ۱۳۸۷:۶- ۱۳۸۷:۹ و ۱۳۸۹:۶- ۱۳۹۲:۶). همچنین به منظور بررسی اهمیت و عوامل مؤثر بر حباب قیمت نرخ ارز، استفاده از قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله نشان داده شد که بخشی از رفتار انفجاری نرخ ارز، به واسطه قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله است.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز، حباب عقلایی قیمت، کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله، آزمون ریشه واحدزنجیره‌ای

طبقه‌بندی JEL: F31, C32, D84

۱. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران **Email:** jafarisa@umz.ac.ir
۲. عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه خاتم (*نویسنده مسئول) **Email:**Roozbeh_noury@yahoo.com

۱. مقدمه

نرخ ارز در کنار نرخ تورم و نرخ بهره، یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های کارکرد اقتصاد در هر کشور محسوب می‌شود. این نرخ، نقش مهمی در میزان تجارت میان کشورها به عهده دارد. به این صورت که افزایش نرخ ارز می‌تواند موجب گران‌تر شدن صادرات و ارزان‌تر شدن واردات یک کشور در بازارهای خارجی گردد (و بالعکس). در نتیجه با افزایش نرخ ارز، انتظار بر این است که تراز تجاری کشور کاهش یابد. همچنین در یک مقیاس کوچک‌تر و در درون هر اقتصاد، تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر دیگر شاخص‌های اقتصادی از قبیل بازده سرمایه‌ی سرمایه‌گذاران، اثرگذار باشد.

پس از شکست نظام برتون– وودز[1] در اوایل دهه ۱۹۷۰ و تغییر نظام ارزی در برخی کشورها از ثابت به شناور، بحران‌های مختلف ارزی ومالی به وقوع پیوست که از آن جمله می‌توان به وقایع میانه دهه ۷۰ لیره استرلینگ[2] و واقعه چهارشنبه سیاه[3] در انگلستان اشاره کرد. پس از این وقایع و تغییرات ناگهانی ایجادشده در نرخ ارز، در برخی از مطالعات این حوزه، به بررسی امکان بروز حباب عقلایی قیمت[4] در نرخ ارز به عنوان یک دارایی پرداخته شد (آبسفلد و روگوف[5] ۱۹۹۶). این حباب و رفتار انفجاری[6] قیمت می‌تواند موجب انحراف نرخ ارز از مقادیر تعادلی خود که توسط متغیرهای بنیادی[7] اقتصاد از جمله میزان عرضه پول و یا نرخ تورم تعیین می‌شود گردد. حباب زمانی به وجود می‌آید که سفته‌بازان و یا سرمایه‌گذاران در بازار بر این باور باشند که با وجود بیشتر بودن میزان ارزش ارز از میزان ذاتی و بنیادی خود، با این حال در آینده امکان افزایش‌های بیشتری وجود دارد و خرید این دارایی در حال حاضر، همراه با سودآوری در آینده خواهد بود. در این شرایط، مادامی که این فرصت سودآوری[8] برای کارگزاران اقتصاد فراهم باشد، افزایش نرخ ارز، خود عاملی برای افزایش‌های بعدی خواهد بود.

در مطالعات مختلف، از روش‌های گوناگون به بررسی امکان وجود حباب در دارایی‌های مالی پرداخته‌شده است. در بیشتر مطالعات انجام‌گرفته، از آزمون ریشه واحد[9] و هم انباشتگی جوهانسون[10]استفاده‌شده است. روش جوهانسون بر اساس یک الگوی خودرگرسیونی[11] خطی می‌باشد که در آن فرض می‌شود که پویایی‌ها به‌صورت خطی هستند. اوانس[12] (۱۹۹۱) بیان کرد که از جنبه نظری، دلیل محکمی برای لحاظ این فرض وجود ندارد. اوانس در مطالعه خود و با استفاده از شبیه‌سازی

1. Bretton Woods
2. Sterling
3. Black Wednesday
4. Price Bubble
5. Obstfeld and Rogoff
6. Explosive Behavior
7. Fundamental
8. Arbitrage
9. Unit Root Test
10. Johnson Cointegration Test
11. Autoregression
12. Evans

یک الگوی غیرخطی نشان داد که فراز و فرودهای حباب‌ها، پیچیده‌تر از آن است که بتوان با آزمون‌های مرسوم ریشه واحد و هم انباشتگی ویژگی‌های آن‌ها را موردبررسی قرار داد؛ زیرا روش‌های فوق، امکان تمایز میان یک فرآیند مانا و دوره‌های فروپاشی[1] حباب‌ها را ندارند. این موضوع با عنوان نقد اوانس[2] نیز شناخته می‌شود.

فیلیپس و دیگران[3] (۲۰۱۱) (PWY) به منظور برطرف کردن انتقاد اوانس و برخیدیگر از انتقادهای وارد به روش‌های مرسوم، روش سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته[4](SADF) را معرفی کردند. این روش امکان تشخیص افزایش در قیمت دارایی‌ها را در دوره‌های تورمی دارد. با این حال، روش فوق امکان تشخیص یک حباب در سری زمانی را دارد. ازاین‌رو با توجه به این‌که در یک سری زمانی امکان بروز بیش از یک حباب نیز وجود دارد، فیلیپس و دیگران[5] (۲۰۱۳) (PSY) روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم‌یافته[6](GSADF) را معرفی کردند. ویژگی اصلی این آزمون این است که امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطی[7] و شکست ساختاری[8] را همزمان با بررسی حباب‌های چندگانه[9] در سری زمانی فراهم می‌کند که در پژوهش حاضر نیز از این رویکرد استفاده‌شده است.

اقتصاد ایران در سی سال گذشته نوسانات مختلفی را در بازار ارز تجربه کرده است که از آن جمله می‌توان به نوسانات اوایل دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۹۰ اشاره کرد. ازاین‌رو در مطالعه حاضر، امکان بروز حباب در نرخ ارز و همچنین دوره‌های بروز و فروپاشی آن با استفاده از روش‌های SADF و GSADF موردبررسی قرار خواهد گرفت. برای این منظور، ابتدا در بخش دوم، به بیان ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. بخش سوم از مقاله حاضر به بیان روش تحقیق اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم نتایج تحقیق و در بخش پنجمنتیجه‌گیری آورده شده است.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

با توجه به اهمیت نرخ ارز، تغییرات آن همواره موردتوجه اقتصاددانان وتحلیل‌گران قرار داشته است. آبسفلد و روگوف (۱۹۹۶) بیان کردند نرخ اسمی ارز می‌بایست به عنوان قیمت یک دارایی محسوب شود. ازاین‌رو این نرخ نشان‌دهنده ارزش ذاتی جاری و انتظاری آن دارایی است. در اینجا به منظور

1. Collapsing
2. Evans Critique
3. Phillips, Wu and Yu (PWY)
4. Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)
5. Phillips, Shi and Yu (PSY)
6. Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)
7. Non-Linear Dynamic
8. Structural Break
9. Multiple Bubble

بررسی قیمت نرخ ارز به عنوان دارایی، می‌توان از الگوی ارزش حال[1] استفاده کرد (انگل و وست[2] ۲۰۰۵):

$$s_t = \gamma \sum_{j=0}^{k} (1-\gamma)^j \, E_t[f_{t+j}] + \gamma^{k+1} E_t[s_{t+k+1}] \qquad (۱)$$

در معادله فوق s_t نرخ ارز، f_t ارزش بازاری دارایی در دوره t و γ نرخ تنزیل است. رابطه (۱) نشان‌دهنده مجموع تنزیل شده مقادیر جاری و مورد انتظار آینده متغیرهای بنیادی اثرگذار بر دارایی را نشان می‌دهد (لدسما و میهایلوف[3] ۲۰۱۵) (پیوست ۱). با توجه به معادله فوق، قیمت دارایی دارای دو بخش است. بخش نخست از سمت راست معادله (۱) مقدار بنیادی قیمت که تنها به متغیرهای برون‌زا بستگی دارد و بخش دوم، حباب عقلایی قیمت (b_t) است (مالدونادو و دیگران[4] ۲۰۱۲). با تحمیل شرط تراگردی[5] برای قیمت دارایی خواهیم داشت:

$$\lim_{k\to\infty} (1-\gamma)^k \, E_t[s_{t+k}] = 0 \qquad (۲)$$

وجود این شرط تضمین می‌کند که تنها عامل تعیین‌کننده نرخ ارز در بلندمدت، مقادیر بنیادی مورد انتظار آن دارایی است. با این حال، اگر شرط تراگردی برقرار نشود، امکان بروز حباب عقلایی قیمت وجود دارد.

در بسیاری از مطالعات تجربی پس از برتن- وودز، نشان دادند که میان نرخ ارز و متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان، ارتباط ضعیفی برقرار است (بیروز[6] ۲۰۱۴). در برخی از مطالعات، این مورد با عنوان «معمای قطع ارتباط نرخ ارز»[7] نامیده شده است (آبسفلد و روگوف ۲۰۰۰). در این دیدگاه بیان می‌شود که ممکن است ارتباط میان نرخ اسمی ارز و متغیرهای بنیادی اقتصادی و مالی که در چارچوب مبانی نظری بر نرخ ارز تأثیرگذار هستند، قطع شود. در این شرایط، این متغیرهای اصلی از قبیل میزان تولید، نرخ تورم و یا نرخ بهره، امکان توضیح تغییرات نرخ ارز را ندارند. این مورد اولین بار توسط میز و روگوف[8] (۱۹۸۳) بیان گردید. محققین در پژوهش خود نتیجه گرفتند که الگوی گام تصادفی، از بسیاری از الگوهای ساختاری نرخ ارز توان پیش‌بینی پذیری بالاتری دارد.

پایه و اساس بحث حباب در تبیین نوسانات نرخ ارز، ریشه در عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز در نظریه بازار دارایی دارد. به این مفهوم که وابستگی نرخ ارز به نرخ ارز انتظاری در زمان حال، نشان‌دهنده این

1. Present Value Model
2. Engle and West
3. Ledesma and Mihailov
4. Maldonado et al
5. Transversality Condition
6. Bekiros
7. The Exchange Rate Disconnect Puzzle
8. Meese and Rogoff

است که عوامل مؤثر و تعیین‌کننده دیگری علاوه بر عوامل بنیادی می‌توانند بر نرخ ارز اثرگذار باشند. مهم‌تر از آن این است که فرض وجود کارگزاران اقتصادی عقلایی که از اطلاعات خود به صورت کارا استفاده می‌کنند، سازگار با وجود حباب در بازار دارایی است. در اینجا کارگزاران بازار، از انحراف قیمت جاری دارایی از میزان ذاتی آن اطلاع داشته و رفتار خود را بر این اساس شکل می‌دهند. از این‌رو تا زمانی که فرصت سودآوری[1] در بازار وجود داشته و هزینه‌های فروپاشی حباب را پوشش دهد، این حباب از بین نخواهد رفت. همچنین در این بازار مادامی که تمام افراد از اطلاعات خود راجع به حباب در پیش‌بینی قیمت‌ها استفاده می‌کنند، رفتاری برخلاف آن، غیر عقلایی خواهد بود (دیبا و گروسمن[2] ۱۹۸۴). حال اگر فرض کنیم حباب قیمت از یک فرآیند AR(1)به صورت زیر پیروی کند:

$$b_t = \frac{1}{\gamma} b_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2) \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، اگر ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول بزرگ‌تر از یک باشد، آنگاه حباب یک فرآیند انفجاری خواهد بود؛ بنابراین، می‌توان معادله (۱) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$s_t = s^f_t + b_t \Rightarrow s_t - s^f_t = b_t \qquad (۴)$$

در معادله فوق، s^f_t مجموع تنزیل شده مقادیر متغیرهای انتظاری بنیادی اقتصاد و b_t جزء حباب است. در اینجا به پیروی از انگل و وست (۲۰۰۵) فرض می‌کنیم نرخ اسمی ارز با استفاده از الگوی برابری قدرت خرید عبارت باشد از:

$$f_t = p_t - p^*_t \qquad (۵)$$

در اینجا p_t لگاریتم شاخص قیمت داخلی و p^*_t شاخص قیمت خارجی است. به منظور تجزیه شاخص قیمت به دو بخش قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله[3]، از روش انگل (۱۹۹۱) استفاده می‌کنیم. در این روش، بیان می‌شود که شاخص قیمت در هر کشور، میانگین وزنی از قیمت کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله است:

$$p_t = (1-\alpha) p^T_t + \alpha p^N_t \qquad (۶)$$

در این معادله، p^T_t لگاریتم شاخص قیمت کالاهای قابل‌مبادله و p^N_t لگاریتم شاخص قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله هستند. به نحو مشابه برای اقتصاد خارجی نیز رابطه فوق برقرار است:

$$p_t = (1-\beta) p^{T*}_t + \beta p^{N*}_t \qquad (۷)$$

1. Arbitrage
2. Diba and Grossman
3. Tradable and non tradable

با توجه به معادلات فوق، تفاوت قیمت‌ها را می‌توان به دو جزء کالاهای قابل‌مبادله (f_t^T) و کالاهای غیرقابل‌مبادله (f_t^N) تفکیک کرد:

$$\underbrace{(p_t - p_t^*)}_{f_t} = \underbrace{(p_t^T - p_t^{T*})}_{f_t^T} + \underbrace{\alpha(p_t^N - p_t^T) - \beta(p_t^{N*} - p_t^{T*})}_{f_t^N} \qquad (۸)$$

در بسیاری از مطالعات ازجمله انگل و وست (۲۰۰۵) و انگل (۱۹۹۹)، از شاخص قیمت تولیدکننده به منظور نشان دادن سطح قیمت کالاهای قابل مبادله (f_t^T) و از نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده به تولیدکننده به‌عنوان متغیر جایگزین برای شاخص قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله (f_t^N) استفاده می‌شود:

$$f_t^T = \ln(PPI_t) - \ln(PPI_t^*) \qquad (۹)$$

$$f_t^N = \ln(CPI_t) - \ln(PPI_t) - (\ln(CPI_t^*) - \ln(PPI_t^*)) \qquad (۱۰)$$

بر این اساس، در بخش سوم از پژوهش حاضر، روش مورد استفاده در بررسی و شناسایی رفتار انفجاری و حباب در نرخ اسمی ارز و نسبت نرخ ارز به دو شاخص بنیادی اقتصاد بیان خواهد شد.

۲-۲. پیشینه تحقیق[۱]

میز[۲] (۱۹۸۶) امکان بروز حباب و انحراف نرخ ارز از مقادیر بنیادی خود را با استفاده از داده‌های ماهانه دلار–پوند در بازه زمانی ۱۹۷۳–۱۹۸۲ مورد آزمون قرار داد. نتایج پژوهش نشان داد که در این بازه و در داده‌های موردبررسی حباب قیمت وجود داشته است.

کالیویتیس و پیتیس[۳] (۱۹۹۴) به منظور آزمون وجود حباب در نرخ ارز، اقدام به معرفی یک الگو بر اساس نابرابری در واریانس‌های سری‌های موردبررسی کردند. نتایج این پژوهش برای داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۹۸۱–۱۹۸۵ آمریکا، ژاپن و انگلستان بیان‌گر بروز حباب در نرخ‌های موردبررسی داشت.

وو[۴] (۱۹۹۵) با استفاده از روش پالایه کالمن[۵] و داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۹۷۴:۱–۱۹۸۸:۱۲ وجود حباب‌های قیمت را در نرخ ارز آمریکا– بریتانیا و ژاپن– آلمان مورد آزمون قرار داد. بر اساس نتایج این پژوهش، شواهدی مبنی بر وجود حباب در داده‌های مورد آزمون به دست نیامد.

---

۱. با توجه به جستجو در پایگاه‌ها و منابع معتبر علمی، تاکنون در داخل کشور وجود حباب قیمتی در بازار ارز مورد بررسی قرار نگرفته است.

2. Meese
3. Kalyvitis and Pittis
4. Wu
5. Kalman Filter

چارمزا[1] (۱۹۹۶) امکان بروز حباب در نرخ ارز خارجی لهستان را مورد بررسی و آزمون قرار داد. محقق با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو و تخمین ضرایب نامعین، بروز حباب طی در داده‌های هفتگی نرخ ارز برای بازه زمانی ۱۹۸۸–۱۹۹۰ بررسی و مورد تأیید قرار داد.

چان و دیگران[2] (۲۰۰۳) به منظور بررسی امکان بروز حباب در قیمت و نرخ ارز مجارستان، آلمان و لهستان، با استفاده از رویکرد دورلف– هوکر و داده‌های سال‌های ۱۹۲۰–۱۹۲۳ (دوره جنگ‌های داخلی) نتیجه گرفتند که در کشورهای موردبررسی حباب قیمت در بازه زمانی موردبررسی وجود نداشته است. مالدونادو و دیگران (۲۰۱۲) با بسط الگوی فن نوردن[3](۱۹۹۶) یک الگو برای بررسی بروزحباب‌ها و فروپاشی آن‌ها معرفی و از این الگو به منظور بررسی حباب در نرخ ارز میان برزیل– آمریکا استفاده کردند. یکی از نتایج این پژوهش نشان داد که در دوره زمانی ۱۹۹۹–۲۰۱۱، حباب در نرخ ارز موردبررسی به وجود آمده است.

دویرن و دیگران[4] (۲۰۱۴) به بررسی امکان وجود حباب در نرخ ارز طی سال‌های ۲۰۰۵–۲۰۱۳ در ترکیه پرداختند. محققین برای این منظور با استفاده از داده‌های روزانه نرخ ارز لیر–دلار، لیر–یورو، لیر–ین و لیر–فرانک سوئیس وجود حباب را موردبررسی و تأیید قرار دادند.

۳. روش تحقیق

به‌طور کل، روش‌های اصلی بررسی وجود حباب در قیمت دارایی که در مطالعات مختلف به کارگرفته‌شده را می‌توان در چهار دسته طبقه‌بندی کرد:

الف) آزمون کرانه واریانس[5] یکی از روش‌های ابتدایی ارزیابی وجود حباب در قیمت دارایی‌ها است. در این آزمون، بیان می‌شود که با فرض وجود انتظارات عقلایی، تفاوت میان سود واقعی و انتظاری قابل پیش‌بینی نبوده و دارای میانگین صفر است. همچنین واریانس قیمت‌ها نیز به‌طور طبیعی کران‌دار[6] است؛ زیرا افزایش‌های انتظاری قیمت‌ها با اطلاعات موجود در بازار ناهمبسته است؛ بنابراین اگر داده‌ها از کرانه یا مرز واریانس عبور کنند، می‌تواند نشانه‌ای از این امر باشد که قیمت دارایی از یک معادله قیمت‌گذاری بنیادی بدون حباب پیروی نمی‌کند. از جمله مطالعاتی که از این روش استفاده کرده‌اند می‌توان به شیلر (۱۹۸۱) اشاره کرد. با این حال به واسطه انتقادات واردشده، این روش در مطالعات اخیر مربوط به بررسی حباب‌ها استفاده نمی‌شود (منکیو و دیگران[7] ۱۹۸۵).

1. Charemza
2. Chan *et al*
3. Van Norden
4. Deviren *et al*
5. Variance Bound Test
6. Bounded
7. Mankiw *et al*

ب) دسته دیگر از روش‌های بررسی حباب‌ها با عنوان آزمون دومرحله‌ای وست[1] شناخته می‌شوند. ایده اصلی در روش پیشنهادی وست، آزمون هاسمن (۱۹۷۸) می‌باشد. در این روش، دو سری از تخمین‌های ضرایب مورد نیاز به منظور محاسبه ارزش فعلی تنزیل شده مورد انتظار جریان سود سهام مورد نظر را با یکدیگر مقایسه قرار می‌گیرند. در یک نرخ تنزیل ثابت، دو سری تخمین مورد نظر عبارت‌اند از نتایج حاصل از برازش قیمت سهام بر سود تقسیم‌شده با وقفه و سری دیگر بر اساس فرآیند ARIMA جریان سود تقسیم‌شده می‌باشد (وست ۱۹۸۷). در این روش، وجود حباب به‌طورمستقیم در فرضیه مقابل (فرضیه یک) لحاظ می‌گردد. این روش نیز بعدها با انتقاداتی مواجه شد. از جمله دژبخش و دمیرگوچ–کانت[2] (۱۹۹۰) که بیان کردند این آزمون در نمونه‌هایی با مشاهدات اندک، نتایج معتبری به همراه ندارد.

ج) دسته دیگری از روش‌های کشف و بررسی حباب‌ها توسط وو[3] (۱۹۹۷) معرفی شد. در این روش، حباب به عنوان یک انحراف از الگوی ارزش حال در نظر گرفته می‌شود. یکی از انتقادات به این روش بر اساس نتایج این روش است. در مطالعاتی که از این روش استفاده کرده‌اند، حباب به عنوان یک انحراف از قیمت‌های بنیادی در بیشتر اوقات منفی به‌دست‌آمده است که البته در چارچوب مبانی نظری این امر تأیید نشده است.

د) دسته چهارم از روش‌های بررسی حباب‌ها بر اساس مفهوم انباشتگی است. این روش توسط دیبا و گروسمن[4] (۱۹۸۷) معرفی شد که در بسیاری از مطالعات در داخل و خارج از کشور مورداستفاده قرار گرفت. در اینجا بیان می‌گردد که در صورت عدم وجود حباب و با وجود یک درجه مشخص از مانایی، یک رابطه انباشتگی صریح میان دو متغیر سود و قیمت برقرار است. وجود حباب موجب گسست این رابطه خواهد شد. مهم‌ترین انتقاد به این روش توسط اوانس (۱۹۹۱) مطرح شد. وی در مطالعه خود نشان داد که اگر یک حباب افزایشی غیریکنواخت، دچار فروپاشی به صفر نگرد و به مقداری بیش از صفر برسد، امکان تشخیص آن توسط این دسته از آزمون‌ها وجود ندارد؛ به عبارت دیگر، این آزمون‌ها امکان تشخیص فروپاشی یا ترکیدن حباب را ندارند؛ زیرا این فروپاشی‌ها بیش از آنکه رفتارشان شبیه یک فرآیند انفجاری باشد، رفتاری شبیه یک فرآیند مانا از خود نشان می‌دهند. بنابراین رد فرضیه عدم وجود حباب در چارچوب این روش، ممکن است موجب تغییر برخی دیگر از اجزای الگوی ارزش جاری باشد. به بیانی دیگر، با توجه به مطالعه اوانس (۱۹۹۱)، عدم رد فرضیه H_0 از طریق این آزمون نمی‌تواند به‌طور قطع تأییدکننده و نشان‌دهنده عدم وجوب حباب در سری زمانی مشاهدات باشد.

1. West’s Two-Step Test
2. Dezbakhsh and Demirguc-Kunt
3. Wu
4. Diba and Grossman

در ادامه به منظوربرطرف کردن انتقاد اوانس، روش‌های مبتنی بر اقتصادسنجی دیگری از قبیل الگوهای چرخشی مارکوف (هال و دیگران[1] ۱۹۹۹) معرفی گردید. با این حال ازجمله جدیدترین رویکردها در زمینه بررسی وجود حباب‌های قیمتی توسط فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) با عنوان آزمون سوپریم دیکی–فولر تعمیم‌یافته (SADF) و فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) با عنوان آزمون سوپریمم عمومی دیکی–فولر تعمیم‌یافته (GSADF) معرفی شده‌اند. در مطالعات اخیر در این حوزه، از این دو فرآیند به عنوان راهبرد تعیین نقطه شروع و پایان حباب‌ها استفاده می‌شود؛ به عبارت دیگر، اگر فرضیه صفر هر کدام از آزمون‌ها رد شود، می‌توان نقطه آغاز و پایان حباب (حباب‌ها) را برآورد کرد. با توجه به این امر که دو روش فوق، رویکرد تجربی مطالعه حاضر را تشکیل می‌دهند، در ادامه به‌اختصار به بیان مبانی نظری آن‌ها پرداخته می‌شود.

همان‌طور که در مطالعات تجربی آورده شده است، داده‌های مالی در بیشتر مواقع شامل مشاهدات نامانا هستند که میانگین، واریانس و کوواریانس آنها در طی زمان تغییر می‌کنند. به‌طورمعمول از آزمون‌های ریشه واحد به منظور تعیین اینکه آیا سری زمانی مانا و یا نامانا است استفاده می‌شود. در این بین، آزمون دیکی– فولر بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است. در این آزمون، یک رابطه خودرگرسیونی AR(1) به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim i.i.d\ N\left(0, \sigma^2\right) \qquad (۱۱)$$

در رابطه فوق، Δy_t بیانگر تفاضل مرتبه اول، α جمله رانش و β ضریب الگو هستند. همچنین جمله اخلال (ε_t) نشان‌دهنده یک فرآیند نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس ثابت است که ε_s به ازای $t \neq s$ ناهمبسته است. در آزمون ریشه واحد، آماره t باقیمانده‌ها با مقادیر بحرانی دیکی– فولر مقایسه می‌شود. در آزمون دیکی– فولر، فرضیه صفر $H_0 : \beta = 0$ که نشان‌دهنده ریشه واحد و فرضیه مقابل چپ– دنباله $H_1 : \beta < 0$ بیان‌گر وجود ریشه پایدار[2] است.

اگر باقیمانده‌ها در الگوی خود رگرسیونی مرتبه اول همبسته بمانند، آزمون به وسیله Δy_{t-i} برای فرآیندهای خود رگرسیونی مراتب بالاتر به اصطلاح تعمیم داده می‌شود. حال تصور کنید یک فرآیند خود رگرسیونی عمومی به صورت AR(k) وجود دارد:

$$y_t = \mu + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \ldots + \theta_k y_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

در این وضعیت، رگرسیون زیر به منظور آزمون ریشه واحد باید تخمین زده شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

1. Hall *et al*
2. Stable Root

در رابطه فوق، k تعداد وقفه‌هایی است که به منظور اطمینان از نوفه سفید بودن ε_t به الگو اضافه می‌شود. به‌طور مشابه، به‌منظور تعین مانا یا نامانا بودن داده‌ها، آماره‌ی t ضریب β، با مقادیر بحرانی دیکی- فولر مقایسه می‌گردد. اگر فرآیند مانا باشد، آنگاه فرضیه صفر که در آن $\beta = 0$ است رد می‌گردد. در این چارچوب، فرضیه مقابل دلالت بر کوچک‌تر از صفر بودن β دارد.

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، آزمون دیکی- فولر یک فرضیه جایگزین چپ دم[1] (چپ دنباله) به‌منظور کشف ریشه واحد دارد. در ادامه دیبا و گروسمن (۱۹۸۳) به منظور شناسایی رفتار انفجاری سری زمانی، یک آزمون راست دم[2] (راست دنباله) را معرفی کردند. با این حال همان‌طور که اوانس بیان کرد، امکان استفاده از این آزمون در شرایط وجود رفتار غیرخطی حباب‌ها وجود ندارد. ازاین‌رو، آزمون سوپریم دیکی-فولر تعمیم‌یافته (SADF) توسط فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) به منظور بررسی ریشه واحد در رفتار انفجاری سری زمانی معرفی شد. اساس و بنیان این آزمون، استفاده از روش رگرسیون بازگشتی به منظور آزمون فرضیه وجود ریشه واحد در مقابل فرضیه وجود رفتار انفجاری راست دم (راست دنباله) است. همچنین محققین با شبیه‌سازی نشان دادند که این آزمون در تشخیص فروپاشی‌های دوره‌ایی حباب‌ها، نسبت به آزمون هم‌انباشتگی، از توانایی بیشتری برخوردار است.

روش SADF فرضیه صفر را به عنوان یک فرآیند گام تصادفی بدون رانش تصریح کرده و پس از تعیین طول وقفه با استفاده از آزمون‌های معنی‌داری، الگوی رگرسیون را همراه با جمله رانش تخمین می‌زند. هنگامی‌که ضریب رگرسیون β بزرگ‌تر از صفر باشد که آن نیز دلالت بر یک فرآیند انفجاری دارد، فرضیه صفر رد می‌گردد. در این شرایط به ترتیب، الگوی تقلیل یافته تحت فرضیه صفر و معادله رگرسیون تخمین زده شده عبارت‌اند از:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim iid\ N(o, \sigma^2) \tag{۱۴}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim iid\ N(0, \sigma^2) \tag{۱۵}$$

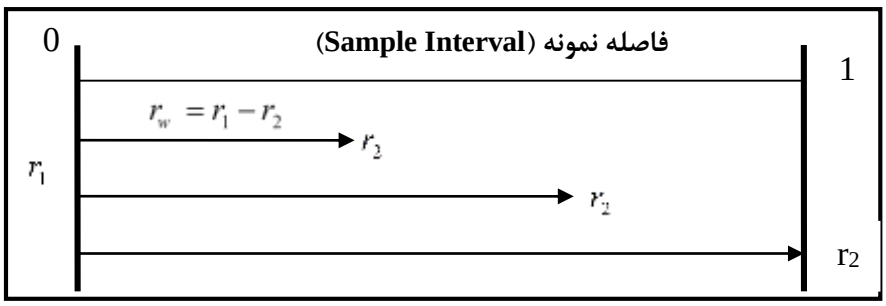
الگوهای رگرسیونی فوق به صورت پی‌درپی برای هر زیر دوره که همواره با اولین مشاهده آغاز می‌گردند تخمین زده می‌شود. با این حال برخلاف نقطه آغاز، نقطه پایان در حال تغییر است. فرض کنید r_1 نقطه شروع ثابت و برابر صفر و r_2 نقطه پایانی در هر نمونه باشد. همچنین اندازه پنجره که برابر $r_2 - r_1$ نیز برابر r_w است (شکل۱). حال با توجه به اینکه نقطه شروع صفر است داریم: $r_2 = r_w$. همچنین اندازه پنجره کوچک r_0 و اندازه کل نمونه نیز یک است ($r_2 \in (r_0, 1)$). در اینجا آماره آزمون ADF برای هر کدام از این زیر دوره‌ها محاسبه خواهد شد.

1. Left Tail
2. Right Tail

تصمیم‌گیری در مورد وجود فرآیند انفجاری در یک سری زمانی به وسیله آزمون SADF بر اساس مقدار سوپریمم توالی آماره ADF در مقایسه با مقدار بحرانی راست دم (راست دنباله) توزیع محدود[1] آن انجام می‌شود. تحت فرضیه صفر، اگر آماره ADF برای زیر دوره‌ی مطابق با $[0, r_2]$ مشخص شود، آنگاه سوپریمم آماره ADF مربوطه نیز از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\sup_{r_2\in[r_0,1]} ADF_0^{r_2} \Rightarrow \sup_{r_2\in[r_0,1]} \frac{\int_0^{r_2} \overline{W}\, dW}{\int_0^{r_2} \overline{W}^2} \qquad (۱۶)$$

در رابطه فوق، Wفرآیند بروانی استاندارد[2] و $W(r_2) = W(r_2) - (1/r_2)\int_0^{r_2} W$ خواهد بود.



شکل ۱: تشریح فرآیند SADF

منبع: فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳)

فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) با استفاده از مقداردهی ثابت اولیه $[r_1, r_2]$ که در آن $r_1 = 0$ و $r_2 \in [r_0, 1]$ است، یک راهبرد تاریخ‌گذاری[3] بر اساس آماره ADF را پیشنهاد کردند. به منظور شناسایی زمان بروز و فروپاشی حباب‌ها و یا افزایش‌های انفجاری، محققین پیشنهاد کردند که آماره آزمون دنباله یا توالی ADF_0^n با مقادیر بحرانی راست دم (راست دنباله) آماره ADFاستاندارد (مرسوم) مقایسه شود. اولین مشاهده‌ای که آماره‌ی ADF آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی شد، به عنوان زمان مبدأ و شروع برآورد تعیین می‌شود $\lfloor T\, r_e \rfloor$. اگر فرض کنیم حداقل بازه زمانی یک حباب بیشتر از $\log(T)$ باشد، برآورد زمان پایان $\lfloor T\, r_f \rfloor$ اولین مشاهده، پس از $\log(T) + \lfloor \widehat{Tr}_e \rfloor$ که آماره ADF آن کوچک‌تر از مقدار

1. Limit Distribution
2. Standard Brownian Process
3. Dating

بحرانی خواهد بود. بر این اساس، نقطه آغاز (r_e) و پایان (r_f)حباب به وسیله معادلات زیر محاسبه می‌شود:

$$r_e = \inf_{r_2 \in [r_0,1]} \left\{ r_2 : ADF > cv_{r_2}^{\beta_T} \right\} \quad (۱۷)$$

$$r_f = \inf_{r_2 \in \left[r_e + \log(T)/T ,1 \right]} \left\{ r_2 : ADF < cv_{r_2}^{\beta_T} \right\} \quad (۱۸)$$

در روابط فوق، $cv_{r_2}^{\beta_T}$ مقادیر بحرانی راست دم آماره t دیکی فولر استاندارد با سطح معنی‌داری β_T است. اگر اندازه نمونه (T) به سمت بی‌نهایت میل کند، سطح معنی‌داری به صفر می‌رسد. درنتیجه سطح معنی‌داری به اندازه نمونه بستگی دارد.

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) (PWY) نشان دادند کهSADF امکان شناسایی یک حباب را در سری زمانی موردنظر دارد. با این حال با توجه به امکان بروز بیش از یک حباب، فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) (PSY) یک راهبرد دیگر با عنوان آزمون سوپریمم عمومی دیکی-فولر تعمیم‌یافته(GSADF) را معرفی کردند. محققین در مطالعه خود نشان دادند که GSADF از جنبه‌های مختلف نسبت به SADF برتری دارد. نتایج شبیه‌سازی نشان داد که توزیع حدی و مقادیر بحرانی آزمون، به مقدار زیادی بستگی به تصریح فرضیه صفر و الگوی رگرسیون به کار گرفته‌شده دارد. در آزمون GSADF فرضیه صفر تصریح یک فرآیند گام تصادفی با یک عرض از مبدأ که به‌طور مجانبی قابل‌اغماض است، تعیین می‌شود:

$$y_t = dT^{-\alpha} + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim i.i.d\ N(0,\sigma^2) \quad , \quad \theta = 1 \quad (۱۹)$$

در اینجا d عدد ثابت و T اندازه نمونه است. همچنین الگوی رگرسیون در نظر گرفته‌شده نیز عبارت است از:

$$\Delta y_t = \alpha_{r_1,r_2} + \beta_{r_1,r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \phi_{r_1,r_2}^{i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim i.i.d\ \ N(0,\sigma_{r_1,r_2}^2) \quad (۲۰)$$

محققین در این آزمون به مانند SADF از یک الگوی رگرسیون بازگشتی (BSADF) استفاده کردند. با این تفاوت که در اینجا پنجره متحرک $[r_1, r_2]$ که در آن r_1 نقطه شروع نمونه است، در صورت تغییر نقطه پایان (r_2)، تغییر خواهد کرد. در این آزمون نقطه آغاز (r_1) متحرک و بین صفر و $r_2 - r_0$ در حال تغییر است (شکل ۲).

آماره GSADF را می‌توان به‌عنوانبزرگ‌ترین آماره ADF محدوده در دسترس r_1 و r_2 تعریف کرد:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0,1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \left\{ ADF_{r_1}^{r_2} \right\} \quad (۲۱)$$

همچنین به‌طور مشابه با آزمون SADF می‌توان دوره‌های حباب را بر اساس GSADF محاسبه کرد:

$$r_e = \inf_{r_2 \in [r_0,1]} \left\{ r_2 : BSADF > cv_{r_2}^{\beta_{T r_2}} \right\} \quad (۲۲)$$

$$r_f = \inf_{r_2 \in \left[r_e + \log(T)/T ,1 \right]} \left\{ r_2 : BSADF < cv_{r_2}^{\beta_{T r_2}} \right\} \quad (۲۳)$$

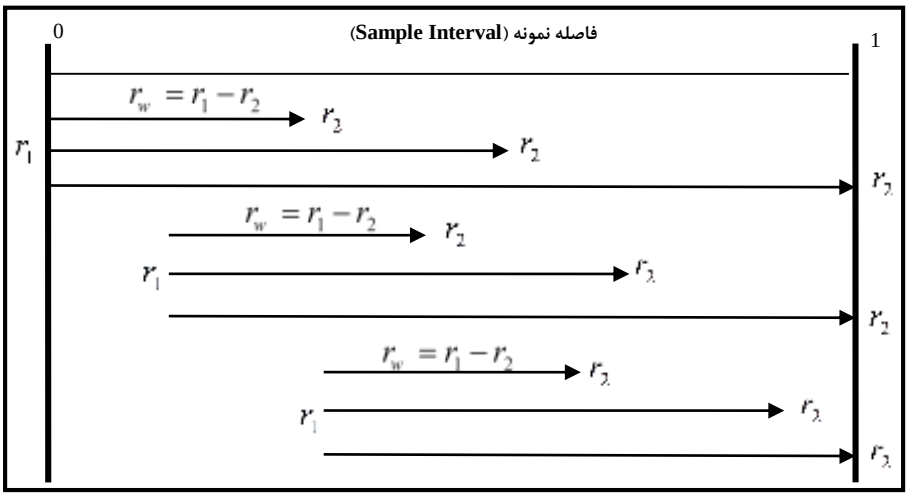
در معادله فوق، BSADF سوپریمم بازگشتی آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته می‌باشد با در نظر گرفتن این موضوع که:

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0,1]} \left\{ BSADF_{r_1}^{r_2} \right\} \quad (۲۴)$$

بنابراین آماره آزمون GSADFعبارت است از:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0,1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \left\{ \frac{\frac{1}{2} r_w \left[W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w \right] - \int_{r_1}^{r_2} W(r)\,dr \left[W(r_2) - W(r_1) \right]}{r_w^{1/2} \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2\,dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r)\,dr \right]^2 \right\}^{1/2}} \right\} \quad (۲۵)$$

در اینجا $r_w = r_2 - r_1$ و W فرآیند بروانی استاندارد است. همچنین توزیع حدی آماره SADF حالت خاصی از رابطه فوق خواهد بود که در آن $r_1 = 0$ و $r_2 = r_w \in [r_0,1]$ باشند (فیلیپس و دیگران ۲۰۱۳).



شکل ۲. تشریح فرآیند GSADF

منبع: فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳)

۴. نتایج تحقیق

در پژوهش حاضر، از داده‌های ماهانه نرخ ارز (دلار–ریال) برای دوره زمانی ۱۳۶۹–۱۳۹۲ و همچنین به منظور محاسبه شاخص‌های حقیقی قیمت، از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده استفاده‌شده است. برای بررسی وجود ریشه واحد در سری‌های موردنظر نیز آزمون دیکی– فولر و تعیین دوره‌های ایجاد و فروپاشی حباب‌ها، آزمون‌های SADF و GSADF بکار گرفته شد.

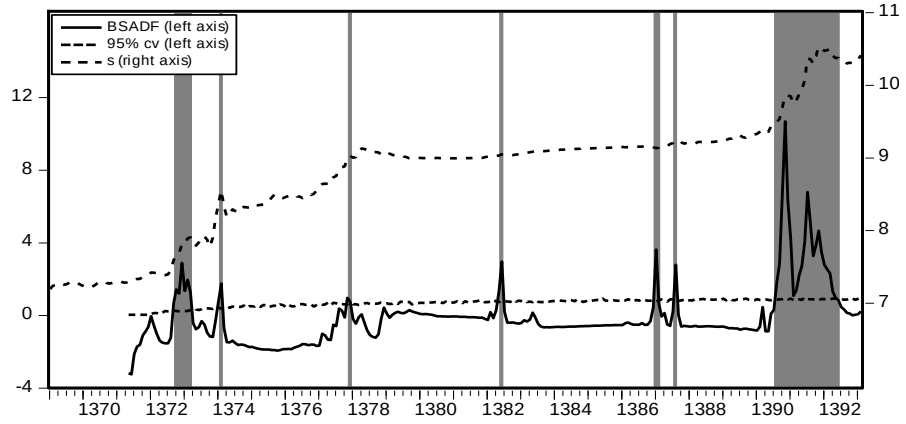
نتایج آزمون‌های مربوط به نرخ اسمی ارز (s_t) در جدول (۱) آورده شده است. بر اساس آزمون دیکی– فولر، نرخ اسمی ارز دارای رفتار انفجاری است. هرچند این نتیجه در صورت وجود دوره‌های ایجاد و فروپاشی حباب می‌تواند گمراه‌کننده باشد. ازاین‌رو از آزمون‌های SADF و GSADF مورداستفاده قرار گرفتند. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر، عدم وجود رفتار انفجاری در سری زمانی نرخ ارز است. بر اساس داده‌های جدول (۱)، فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵٪ رد و وجود حباب‌های چندگانه نرخ ارز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۱. آزمون رفتار انفجاری و حباب قیمت در نرخ ارز

متغیر	ADF	SADF	GSADF
s_t	−۱/۳۱	۲/۷	۱۰/۶
	−۳/۴۲	۰/۴۹	۱/۳۷
$s_t - f_t^N$	−۱/۳۶	۱/۹	۵/۸
	−۳/۴۲	۰/۴۹	۱/۳۷
$s_t - f_t^T$	−۲/۳۸	۰/۹۷	۱/۴۱
	−۳/۴۲	۰/۴۹	۱/۵۵

منبع: محاسبات نویسندگان

در شکل ۳، لگاریتم سری زمانی نرخ اسمی ارز و آماره GSADF مربوط به آن آورده شده است. نتایج این آزمونبیانگر وجود حباب‌های چندگانه در سری زمانی نرخ ارز در دوره‌های مختلف (۱۳۷۲:۱۱–۱۳۷۳:۳، ۱۳۷۷:۱۱–۱۳۷۸:۱، ۱۳۸۱:۳–۱۳۸۱:۶، ۱۳۸۶:۱۱–۱۳۸۶:۲، ۱۳۸۶:۶–۱۳۸۶:۹ و۱۳۸۹:۶–۱۳۹۲:۶) است. بروز این حباب‌ها در دوره‌های مختلف می‌تواند دلایلی گوناگونی داشته است. به‌طور نمونه سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ ارز و تعدیل اقتصادی در اوایل دهه ۱۳۷۰، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در اوایل دهه ۱۳۸۰ و یا شرایط خاص اقتصادی در اواخر دهه ۱۳۸۰ ازجمله دلایل بروز این شرایط می‌توانند باشد.

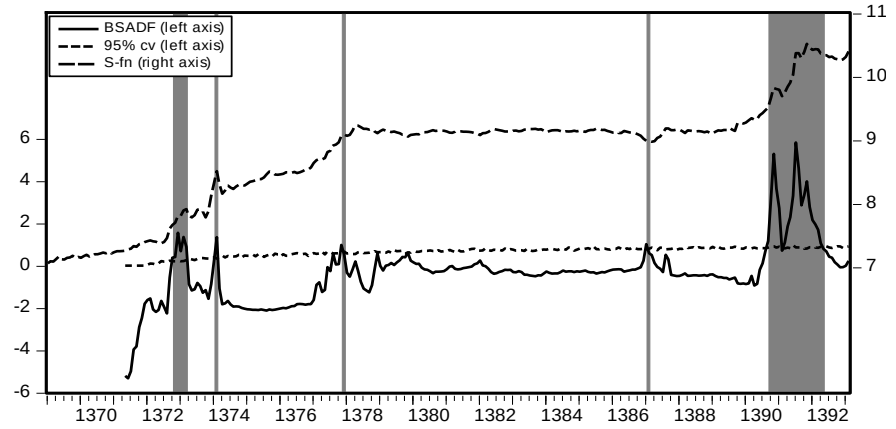


شکل ۳: نرخ اسمی ارز

منبع: محاسبات نویسندگان

بروز رفتار انفجاری در نرخ ارز، می‌تواند به‌واسطه وجود حباب‌های عقلایی و متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان باشد. انگل (۱۹۹۹) و بتس و کهو[1] (۲۰۰۵) در پژوهش خود نتیجه گرفتند که قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله، می‌توانند توضیح‌دهنده بیشتر نوسانات نرخ ارز باشند. ازاین‌رو در مطالعه حاضر و برای آزمون این مسأله، نتایج آزمون SADF و GSADF برای نسبت نرخ ارز به کالاهای غیرقابل‌مبادله ($s_t - f_t^N$) در جدول (۱) آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این وضعیت نیز کماکان نرخ ارز داری حباب و رفتار انفجاری در دوره‌های مختلف است. در شکل (۴)، آماره BSADF برای نسبت نرخ ارز و کالاهای غیرقابل‌مبادله آورده شده است. با مقایسه شکل‌های (۳) و (۴) مشاهده می‌شود که الگوی رفتاری این دو سری شباهت زیادی با یکدیگر دارند؛ بنابراین بر اساس روش حاضر می‌توان بیان کرد که قیمت‌های نسبی کالاهای غیرقابل‌مبادله (f_t^N) نقش زیادی در توضیح رفتار انفجاری و حباب در نرخ اسمی ارز ندارد.

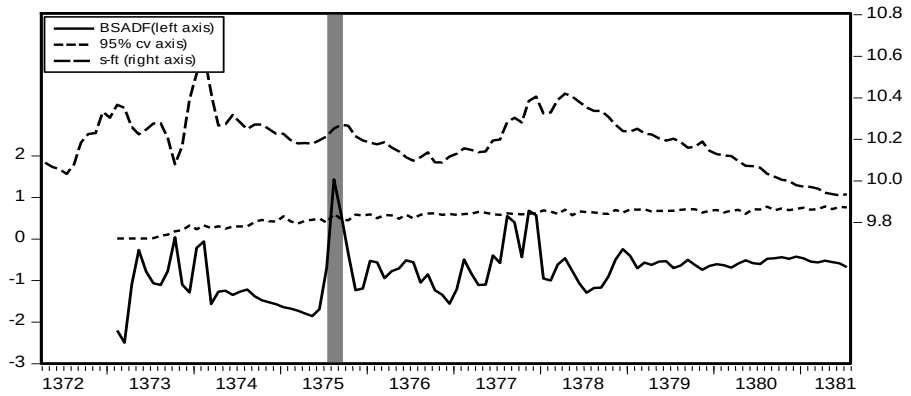
1. Betts and Kehoe



شکل ۴: نسبت نرخ ارز به کالاهای غیرقابل‌مبادله

منبع: محاسبات نویسندگان

بر اساس داده‌های جدول (۱) و آزمون ADF و SADF، فرضیه وجود رفتار انفجاری در نسبت نرخ ارز به کالاهای قابل‌مبادله تأیید می‌گردد. با این حال، آماره GSADF نشان می‌دهد که در این سری، رفتار انفجاری یا حباب چندگانه وجود ندارد. شکل (۵)، نتایج آزمون BSADF را نشان می‌دهد. با مقایسه این شکل با شکل (۳)، مشاهده می‌شود که این دو سری، الگوی رفتاری یکسانی ندارند. ازاین‌رو، یکی از دلایل رفتار انفجاری نرخ ارز می‌تواند به واسطه نسبت قیمت کالاهای قابل‌مبادله باشد. همچنین با توجه به این‌که در هر سری مورد بررسی، وجود رفتار انفجاری و حباب مورد تأیید قرار گرفت، در چارچوب روش حاضر می‌توان بیان کرد که در سری نرخ ارز و در دوره مورد بررسی، حباب عقلایی وجود دارد.



شکل ۵. نسبت نرخ اسمی ارز به کالاهای قابل‌مبادله

منبع: محاسبات نویسندگان

نتیجه‌گیری

نرخ ارز در کنار نرخ تورم و نرخ بهره، یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های کارکرد اقتصاد در هر کشور محسوب می‌شود. این نرخ، نقش مهمی در میزان تجارت میان کشورها به عهده دارد. ازاین‌رو بررسی رفتار آن همواره موردتوجه اقتصاددانان قرار دارد. در پژوهش حاضر، فرضیه وجود حباب‌های چندگانه در نرخ ارز در ایران با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر راست دم (راست دنباله) سوپریمم دیکی- فولر تعمیم‌یافته (SADF و GSADF) مورد آزمون قرار گرفت.

نتایج پژوهش حاضر، بر اساس روش مورد استفاده، فرضیه وجود حباب عقلایی در نرخ ارز را مورد تأیید قرار داد (دوره‌های ۱۳۷۲:۱۱-۱۳۷۳:۳، ۱۳۷۷:۱۱-۱۳۷۸:۱، ۱۳۸۱:۳-۱۳۸۱:۶، ۱۳۸۶:۱۱-۱۳۸۷:۲، ۱۳۸۷:۶-۱۳۸۷:۹و ۱۳۸۹:۶-۱۳۹۲:۶) است. بروز این حباب‌ها در دوره‌های مختلف می‌تواند دلایلی مختلفی داشته است. به‌طور نمونه سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ ارز و ابهامات در مورد موفقیت این طرح و همچنین سیاست‌های تعدیل اقتصادی در اوایل دهه ۱۳۷۰ موجب تغییرات نرخ ارز در آن سال‌ها گردید. هر چند دولت در آن سال‌ها با اعمال سیاست‌هایی از جمله مقابله با خرید و فروش ارز خارج از سیستم بانکی و یا سیاست‌های پولی انقباضی و کاهش حجم نقدینگی سعی در کنترل نرخ ارز داشت.

در ادامه، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در اوایل دهه ۱۳۸۰ بار دیگر موجب افزایش قیمت ارز در آن سال‌ها گردید. از جمله دلایل احتمالی ایجاد حباب قیمتی نرخ ارز در اواخر دهه ۱۳۸۰ و اوایل دهه ۱۳۹۰ می‌توان به افزایش تقاضای طلا و ارز توسط مردم به دلیل کاهش ارزش ریال (که خود تابعی از سیاست‌های اقتصادی اتخاذشده در آن سال‌ها بود) در مقابل سایر ارزهای خارجی با هدف حفظ ارزش دارایی اشاره کرد. در نهایت بر اساس یافته‌های این پژوهش، اثر قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله بر نوسانات نرخ ارز بیشتر از کالاهای غیرقابل‌مبادله است. در نتیجه بر این اساس، شناسایی عوامل بنیادی مؤثر بر نرخ ارز، در کنار بررسی وجود یا عدم وجود حباب قیمت در نرخ ارز می‌تواند مورد توجه و تعیین‌کننده باشد.

منابع

Bekiros, S. D. (2014); Exchange rates and fundamentals: Co-movement, long-run relationships and short-run dynamics. Journal of Banking & Finance, 39: 117-134.

Betts, C.M. and Kehoe, T.J. (2005); Real exchange rate movements and the relative price of non-traded goods. NBER Working Paper, No. 14437.

Chan, H. L.; Lee, S. K. and Woo, K. (2003); An empirical investigation of price and exchange rate bubbles during the interwar European hyperinflations. International Review of Economics and Finance, 12: 327-344.

Charemza, W. W. (1996); Detecting stochastic bubbles on an East European foreign exchange market: An estimation/simulation approach. Structural Change and Economic Dynamics, 7: 35-53.

Deviren, B.;Kacakaplan, Y.;Keskin, M.;Balcilar, M.;Ozdemir, Z. andErsoy, E. (2014); Analysis of bubbles and crashes in the TRY/USD, TRY/EUR, TRY/JPY and TRY/CHF exchange rate within the scope of econophysics. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 410: 414-420.

Dezbakhsh, H. andDemirguc-Kunt, A. (1990);on the presence of speculative bubbles in stock prices. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25: 101–112.

Diba, B. and Grossman, H. (1984); Rational Bubbles in the Price of Gold. NBER Working Paper No. w1300.

Diba, B. and Grossman, H. (1987); On the inception of rational bubbles. Quarterly Journal of Economics, 87: 697-700.

Diba, B. and Grossman, H. (1988);Rational inflationary bubbles. Journal of Monetary Economics, 21(1), 35-46.

Engel, C. (1999); Accounting for US real exchange rate changes. Journal of PoliticalEconomy, 107 (3): 507-538.

Engel, C. and West, K.D. (2005); Exchange rates and fundamentals. Journal of PoliticalEconomy, 113 (3): 485-517.

Evans, G.W. (1991); Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. AmericanEconomic Review, 81 (4): 922-930.

Hall, S.;Psaradakis, Z. and Sola, M. (1999); Detecting periodically collapsing bubbles: a Markov-switching unit root test. Journal of Applied Econometrics, 14: 143-154.

Kalyvitis, S. andPittis, N. (1994); Testing for Exchange Rate Bubbles Using Variance Inequalities. Journal of Macroeconomics, 16(2): 359-367.

León-Ledesma, M. andMihailov, A. (2013); Advanced International Macroeconomicsand Finance. Oxford University Press.

Mankiw, N. G.;Romer, D. and Shapiro, M. (1985);An unbiased reexamination of stock market volatility. Journal of Finance, 40: 677-687.

Maldonado, W.L.;Tourinho, O.A. andValli, M. (2012); Exchange rate bubbles: Fundamental value estimation and rational expectations test. Journal ofInternational Money and Finance, 31: 1033-1059.

Meese, R.A. andRogoff, K.S. (1983); Empirical exchange rate models of the seventies: dothey fit out of sample? Journal of International Economics, 14: 3-24.

Meese, R.A. (1986); Testing for bubbles in exchange markets: a case of sparklingrates. Journal of Political Economy, 94 (2): 345-373.

Obstfeld, M. andRogoff, K. (1996); Foundations of International Macroeconomics. MITPress, Cambridge.

Obstfeld, M. andRogoff, K. (2000);The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause In: Bernanke, B.S., Rogoff, K. (Eds.), NBER Macroeconomics, 15: 339-390.

Phillips, P. C. B.; Wu, Y. and 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. and Yu, J. (2013); Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500. Singapore Management University, School of Economics.

Shiller, R. (1981); Do stock prices move too much to be justified by subsequentchanges in dividends? American Economic Review, 71: 421-436.

West, Kenneth D. (1987);A Specification Test for Speculative Bubbles. The Quarterly Journal of Economics, 102: 553-580.

Wu, Y. (1995); Are There Rational Bubbles in Foreign Exchange Markets? Evidence from an Alternative Test. Journal of International Money and Finance, 14(1): 27-46.

Wu, Y. (1997); Rational bubbles in the stock market: accounting for the U.S. stock price volatility. Economic Inquiry, 35: 309-319.

ضمائم

قیمت یک دارایی تابعی از متغیرهای بنیادی و انتظارات از ارزش دارایی در آینده است:

$$s_t = f_t + \lambda\left(E_t\left[s_{t+1}\right] - s_t\right)$$

با حل رابطه فوق برای s_t داریم:

$$s_t = f_t + \lambda E_t\left[s_{t+1}\right] - \lambda s_t$$
$$\left(1+\lambda\right)s_t = f_t + \lambda E_t\left[s_{t+1}\right]$$
$$s_t = \underbrace{\frac{1}{1+\lambda}}_{\equiv\gamma} f_t + \underbrace{\frac{\lambda}{1+\lambda}}_{\equiv(1-\gamma)} E_t\left[s_{t+1}\right]$$

معادله فوق، یک معادله تفاضلی پویا مرتبه اول می‌باشد که نشان می‌دهد ارزش جاری نرخ ارز، تابعی از ارزش مورد انتظار آتی آن است. با حل رابطه فوق برای مقادیر آتی و با فرض وجود انتظارات داریم:

$$E_t\left[s_{t+1}\right] = \gamma E_t\left[f_{t+1}\right] + \left(1-\gamma\right)E_t\left[E_{t+1}\left[s_{t+2}\right]\right]$$

با استفاده از قانون انتظارات تکرارشونده داریم:

$$s_t = \gamma f_t + \underbrace{\left(1-\gamma\right)\left(\gamma E_t\left[f_{t+1}\right] + \left(1-\gamma\right)E_t\left[s_{t+2}\right]\right)}_{=E\left[s_{t+1}\right]}$$
$$s_t = \gamma\left\{E_t\left[f_t\right] + \left(1-\gamma\right)E_t\left[f_{t+1}\right] + \left(1-\gamma\right)^2 E_t\left[s_{t+2}\right]\right\}$$
$$s_t = \gamma\sum_{j=0}^{1}\left(1-\gamma\right)^j E_t\left[f_{t+j}\right] + \left(1-\gamma\right)^2 E_t\left[s_{t+2}\right]$$

با تکرار فرآیند فوق برای k دوره پیش رو در نهایت داریم:

$$s_t = \gamma\sum_{j=0}^{k}\left(1-\gamma\right)^j E_t\left[f_{t+j}\right] + \left(1-\gamma\right)^{k+1} E_t\left[s_{t+k+1}\right]$$