آزمون وجود حباب‌های چندگانه قیمت در بازار سهام: کاربرد روش سوپریمم عمومی دیکی– فولر تعمیم یافته

احمد جعفری صمیمی[1]، روزبه بالونژادنوری[2]

تاریخ دریافت: ۹۳/٤/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹٤/۷/۲٦

چکیده

با توجه به اهمیت و نقش بازار سرمایه در اقتصاد، بررسی ویژگی‌های آن همواره مورد توجه پژوهشگران این حوزه قرار داشته است. از این رو، هدف اصلی از پژوهش حاضر، آزمون وجود حباب‌های چندگانه قیمت در بازار سهام تهران است. برای این منظور، از داده‌های ماهانه شاخص قیمت کل و قیمت و سود برای دوره زمانی ۱۳۷۹:۱– ۱۳۹۲:۱۲ استفاده شده است. همچنین با توجه به انتقاد به روش‌های مرسوم بررسی حباب‌های قیمتی و همچنین امکان بروز بیش از یک حباب در سری زمانی مورد نظر، در این پژوهش، روش سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته که به تازگی معرفی شده به کار گرفته شد. با استفاده از این روش، علاوه بر آزمون وجود حباب‌های چندگانه، امکان تعیین دوره‌های ایجاد و فروپاشی آنها نیز وجود دارد. نتایج پژوهش نشان داد که در دوره مورد بررسی، در دو بازه زمانی ۱۳۸۲:۳– ۱۳۸۲:۵ و ۱۳۸۳:۱۲– ۱۳۸۴:۷ فرضیه وجود حباب قیمتی در بازار سهام تایید می‌گردد.

[1]. استاد اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، Email: jafarisa@umz.ac.ir

[2]. استادیار اقتصاد دانشگاه خاتم (نویسنده مسئول)، Email:Roozbeh_noury@yahoo.com

واژگان کلیدی: حباب‌های چندگانه قیمت، آزمون سوپریمم عمومی دیکی-فولر تعمیم یافته (GSADF)، بازار سهام

JEL:C12, C15, G12, G15

۱. مقدمه

با توجه به اهمیت و نقش بازار سرمایه در اقتصاد، بررسی ویژگی‌های آن همواره مورد توجه پژوهشگران این حوزه قرار داشته است. از جمله این موارد، شناسایی رفتار قیمت‌ها و حباب‌های قیمت[۱] ایجاد شده در بازار سهام است. استیگلیتز[۲] (۱۹۹۰) بیان می‌کند که تنها دلیل اینکه امروز قیمت دارایی‌ها افزایش پیدا می‌کنند، باور سرمایه‌گذاران بر افزایش قیمت فروش دارایی در آینده است. در این شرایط، اگر عوامل بنیادی[۳] تعدیل نگردند، حباب به وجود خواهد آمد. برخی شواهد تجربی نشان داده‌اند که بروز حباب در قیمت دارایی‌ها می‌تواند نشانه‌ای از بروز بحران‌های مالی باشد. از این رو و به‌طور ویژه پس از بحران‌های مالی جهانی (۲۰۰۷-۲۰۰۹) بسیاری از اقتصاددانان و پژوهشگران مالی به دنبال توسعه روش‌های بررسی فرآیندهای رشد فزاینده و انفجاری[۴] قیمت دارایی‌ها هستند (چانگ و دیگران[۵] ۲۰۰۷).

در بیشتر مطالعات انجام‌گرفته درزمینه‌ی بررسی حباب‌های قیمتی، از آزمون ریشه واحد[۶] و هم انباشتگی یوهانسن[۷] استفاده شده است. روش یوهانسن بر اساس یک الگوی خودرگرسیونی[۸] خطی معرفی شده که در آن فرض می‌شود که پویایی‌ها به‌صورت خطی هستند. اوانس[۹] (۱۹۹۱) بیان کرد که از جنبه نظری، دلیل محکمی بر لحاظ این فرض ندارد. در واقع بسیاری از مطالعات تجربی نشان دادند که سری‌های زمانی متغیرهای مالی، از قبیل سهام، وابستگی‌های غیرخطی دارند (ابیانکار و دیگران[۱۰] ۱۹۹۷). اوانس در مطالعه خود و با استفاده از شبیه‌سازی 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

1. Price Bubble
2. Stiglitz
3. Fundamental
4. Explosiveness
5. Chang et al.
6. Unit Root Test
7. Johnson Cointegration Test
8. Autoregressive
9. Evans
10. Abhyankar

آنها را مورد بررسی 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. علاوه بر این، بیرنز[3] (۲۰۰۴) با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو[4] نیز نشان داد که چارچوب هم انباشتگی جوهانسون و روش‌های مرسوم، درصورتی‌که فرآیند تعدیل غیرخطی و سرعت تعدیل قیمت‌ها متغیر باشد، با خطای تصریح مواجه خواهند بود.

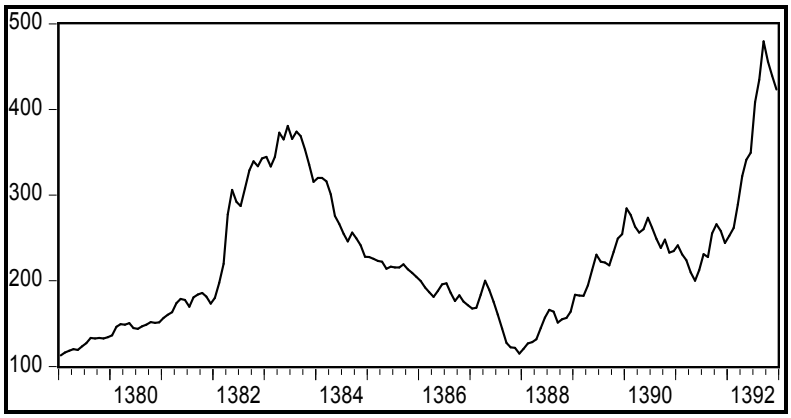
فیلیپس و دیگران[5] (۲۰۱۱) (PWY) به‌منظور برطرف کردن انتقاد اوانس و سایر انتقادهای وارد به روش‌های مرسوم، روش سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته[6] (SADF) را معرفی کردند. این روش امکان تشخیص افزایش در قیمت دارایی‌ها را در دوره‌های تورمی دارد. با این حال، روش فوق امکان تشخیص یک حباب در سری زمانی را دارد. از این رو با توجه به اینکه در یک سری زمانی امکان بروز بیش از یک حباب نیز وجود دارد، فیلیپس و دیگران[7] (۲۰۱۳) (PSY) روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته[8] (GSADF) را معرفی کردند. ویژگی اصلی این آزمون این است که امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطی[9] و شکست ساختاری[10] را همزمان با بررسی حباب‌های چندگانه[11] در سری زمانی فراهم می‌کند.

بازار دارایی‌ها همواره همراه با نوسان است. یکی از مهم‌ترین انواع بازار دارایی‌ها، بازار سهام است که در یک چارچوب نظری، نوسانات آن می‌تواند بر متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار باشد (میاو[12] ۲۰۱۴). همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، شاخص قیمت کل حقیقی بازار سهام تهران در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ با فراز و فرودهایی همراه بود است.

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

حال سؤال اینجاست که آیا تمامی این افزایش‌ها در شاخص کل، نشانه‌ای از ایجاد حباب در بازار سهام است؟. برای پاسخ به این پرسش و بررسی امکان وجود حباب‌های چندگانه در بازار اوراق بهادار تهران، در پژوهش حاضر، از آزمون سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF) استفاده خواهد شد. از این رو و در ادامه، ابتدا در بخش دوم، به بیان مبانی تحقیق پرداخته می‌شود. بخش سوم از مقاله حاضر به بیان پیشینه پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم الگوی تحقیق و روش برآورد و در بخش پنجم یافته‌های تحقیق ارایه شده‌اند. در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری آورده شده است.

نمودار ۱. روند شاخص قیمت کل حقیقی (۱۳۷۹-۱۳۹۲)



منبع: محاسبات نویسندگان

۲. مبانی نظری

پس از بروز بحران‌های مالی جهانی، اهمیت مطالعه بازارهای مالی و امکان بروز حباب در قیمت دارایی‌ها مورد تأکید دوباره قرار گرفت. این امر پس از اعطای جوایز نوبل اقتصاد سال ۲۰۱۳ به سه اقتصاددان (اوگن فاما[1]، لارس پیتر هانسن[2] و رابرت شیلر[1]) حوزه مالی[2] بیش از پیش مورد توجه قرار گرفت.

1. Eugene Fama
2. Lars Peter Hansen

به‌طور کل در مورد وجود حباب در دارایی‌ها دو دیدگاه وجود دارد. دسته‌ای از پژوهشگران این حوزه اعتقاد دارند که قیمت دارایی منعکس کننده پایه‌ها و اصول بازار است. از این رو قیمت این دارایی‌ها از قبیل قیمت سهام، همواره برابر ارزش حال تنزیل شده سود نقدی سهم است؛ در نتیجه در بازار حباب به وجود نمی‌آید (گاربر[3] ۱۹۹۰).

دسته دیگر از پژوهشگران که اعتقاد به امکان بروز حباب در بازار دارند را می‌توان به چهار گروه تقسیم کرد. یک گروه مانند لروی و پرتر[4] (۱۹۸۱) و شیلر (۱۹۸۱) اعتقاد به وجود حباب عقلایی[5] دارند. گروه دوم بیان می‌کنند که حباب‌های بازار ذاتی[6] هستند (فروت و آبسفلد[7] (۱۹۹۱). دیدگاه گروه سوم مانند شیلر (۱۹۸۱) مبتنی بر زودگذر بودن حباب[8] است. در نهایت برخی اقتصاددانان از قبیل گروسمن و استیگلیتز[9] (۱۹۸۰) اعتقاد به وجود حباب اطلاعاتی[10] دارند.

بیشتر مطالعات انجام شده در چارچوب بررسی حباب‌ها، بر وجود حباب‌های عقلایی متمرکز شده‌اند. به این مفهوم که اگر سرمایه‌گذاران عقلایی بنا به دلیل انتظار افزایش قیمت دارایی در آینده، در حال حاضر تمایل به پرداختی بیش از ارزش تنزیل شده جریان‌های سود سهام یا ارزش بنیادی دارایی داشته باشند، ممکن است قیمت حال دارایی بیشتر از قیمت تعادلی و ذاتی آن شود (ورنر[11] ۲۰۱۴).

به‌منظور بیان مفهوم حباب عقلایی، می‌توان از مسأله بهینه‌سازی خانوار به‌عنوان سرمایه‌گذار در شرایط وجود انتظارات عقلایی استفاده کرد. در اینجا فرض می‌شود تابع

1. Robert Shiller
2. Financial
3. Garber
4. Le Roy and Porter
5. Rational Bubble
6. Intrinsic
7. Froot and Obstfeld
8. Fads Bubble
9. Grossman and Stiglitz
10. Informational Bubble
11. Werner

مطلوبیت خانوار، تابعی از مصرف و به صورت زیر باشد که نسبت به قید بودجه پیش روی خانوار حداکثر می‌شود:

$$Max\ E_t\left\{\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i\, u(c_{t+i})\right\} \qquad (۱)$$

با توجه به قید:

$$c_{t+i} = y_{t+i} + (P_{t+i} + d_{t+i})x_{t+i} - P_{t+i}x_{t+i+1} \qquad (۲)$$

در رابطه فوق، y_t ذخیره اولیه[1]، β نرخ تنزیل مصرف آتی، x_t دارایی قابل نگهداری، P_t قیمت دارایی و d_t عایدی ناشی از نگهداری دارایی هستند. با توجه به اینکه در پژوهش حاضر تمرکز بحث بر سهام است، P_t قیمت سهام و d_t سود سهام در نظر گرفته می‌شود. به نحو مشابه برای مطالعه بازار مسکن P_t می‌تواند قیمت مسکن و d_t درآمد اجاره دریافتی باشد.

از حل مسأله بهینه‌سازی فوق نسبت به مصرف خواهیم داشت :

$$E_t\left\{\beta u'(c_{t+i})\left[P_{t+i} + d_{t+i}\right]\right\} = E_t\left\{u'(c_{t+i-1})P_{t+i-1}\right\} \qquad (۳)$$

به منظور قیمت‌گذاری دارایی در بیشتر اوقات به صورت صریح یا ضمنی فرض می‌شود که تابع مطلوبیت به صورت خطی باشد که دلالت بر مطلوبیت نهایی ثابت و ریسک خنثی بودن دارد. در این شرایط رابطه ۳ به صورت زیر ساده خواهد شد:

$$\beta E_t(P_{t+i} + d_{t+i}) = E_t(P_{t+i-1}) \qquad (۴)$$

در اینجا فرض می‌شود یک دارایی دیگر با عنوان اوراق قرضه یک دوره‌ایی بدون ریسک با بازدهی معادل نرخ بهره خالص r وجود دارد. در این وضعیت خواهیم داشت:

$$E_t(P_{t+i-1}) = \frac{1}{1+r}E_t(P_{t+i} + d_{t+i}) \qquad (۵)$$

1. Endowment

معادله فوق، نقطه آغاز بیشتر آزمون‌های تجربی قیمت‌گذاری دارایی است. به منظور حل این معادله تفاضلی مرتبه اول، می‌توان از تکرارهای رو به جلو[1] استفاده کرد و در نهایت خواهیم داشت:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i}) + B_t \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که:

$$E_t(B_{t+1}) = (1+r)B_t \qquad (۷)$$

قیمت دارایی دارای دو بخش است. بخش نخست از سمت راست معادله (۶) ارزش تنزیل شده سود انتظاری داریی و بخش دوم حباب قیمت (B_t) است.

در معادله ۶، با فرض اینکه میزان رشد سود کم‌تر از نرخ بهره باشد، بخش بنیادی و ذاتی قیمت بازار همگرا خواهد بود. در مقابل، بخش حباب نامانا است. مادامی‌که کارگزاران اقتصادی انتظار داشته باشند که می‌توانند در آینده دارایی خود را با قیمتی بالاتر بفروش برسانند، ممکن است قیمت از ارزش بنیادی خود فراتر رود. در اینجا لزوماً مسیر حباب و به تبع آن قیمت دارایی به صورت واحد نخواهد بود. معادله (۷) محدودیت قانون حرکت بخش غیر بنیادی قیمت دارایی است. با این حال این معادله دلالت بر مسیرهای مختلف، برای هر مقدار ممکن از سطح اولیه حباب دارد. الگوی فوق، یک حالت خاص از الگوهای عمومی‌تر بررسی حباب‌ها است.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. مطالعات انجام شده در خارج

یی و دیگران[2] (۲۰۱۱) وجود حباب عقلایی را در کشورهای عضو G7 را مورد بررسی قرار دادند. محققین با استفاده از آزمون ریشه واحد در چارچوب روش فوریه[3] و داده‌های

1. Iterated Forward
2. Ye et al.
3. Fourier

دوره زمانی ۲۰۰۰:۱ – ۲۰۰۹:۶ نتیجه گرفتند که در آلمان، ژاپن و آمریکا، فرضیه وجود ریشه واحد رد نمی‌گردد. بنابراین در این کشورها قیمت و سود سهام نامانا است. با این حال در کانادا، فرانسه، ایتالیا و انگلستان با استفاده از آزمون مربوطه، فرضیه وجود ریشه واحد رد شد. همچنین نتایج آزمون انگل- گرنجر نشان داد که در دوره زمانی مورد بررسی و در بازار سهام در کشورهایی که قیمت و سود نامانا دارند، فرضیه وجود حباب عقلایی مورد تایید قرار می‌گیرد.

سرچوتی و کاستان‌تینی[1] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۸ کشور عضو OECD برای دوره زمانی ۱۹۹۲:۱- ۲۰۱۰:۶ فرضیه وجود حباب عقلایی را مورد آزمون قرار دادند. محققین با استفاده از الگوی لگاریتمی خطی شده کمپل[2] (۲۰۰۰) و روش ریشه واحد در داده‌های تابلویی وجود حباب قیمت را مورد تایید قرار دادند.

گوتیرز[3] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های ماهانه حقیقی شاخص قیمت نزدک[4] برای بازه زمانی ۱۹۷۳:۲ – ۲۰۱۰:۷ و روش بوت استرپ[5]، فرضیه وجود حباب در این شاخص مورد بررسی و تایید قرار داد.

فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) برای دوره زمانی ۱۸۷۱:۱ - ۲۰۱۰:۱۲ وجود حباب‌های چندگانه قیمت را در شاخص قیمت استاندارد و پورز[6] مورد بررسی قرار دادند. محققین با استفاده از آزمون سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF) و SADF بیان کردند که در بازه زمانی مورد بررسی، شواهدی از حباب‌های چندگانه در شاخص مورد بررسی وجود دارد.

چانگ و دیگران[7] (۲۰۱۴) با استفاده از روش‌های SADF و GSADF و داده‌های ماهانه کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی در بازه زمانی ۱۹۹۵:۱ –

1. Cerqueti and Costantini
2. Campbell
3. Gutierrez
4. Nazdaq
5. Bootstrapping
6. standard and poor's
7. Chang et al.

۲۰۱۳:۶، وجود حباب‌های چندگانه قیمت را در بازار سهام کشورهای فوق مورد بررسی و تایید قرار دادند.

۳-۲. مطالعات انجام شده در داخل

در سال ۱۳۸۶، صمدی و همکاران با استفاده از قاعده فیلتر و روش CAPM برای بازه زمانی ۱۳۸۳:۱ – ۱۳۸۶:۳ بیان کردند که حباب قیمتی در بازار سهام از بین رفته و قیمت‌ها به ارزش ذاتی خود نزدیک شده‌اند.

سلطانی (۱۳۸۶) در رساله دکتری خود به بررسی حباب‌های قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۴ برای ۷۰ شرکت فعال در بورس پرداخته است. محقق به منظور کشف حباب در قیمت سهام این شرکت‌ها از روش هم‌انباشتگی استفاده و رابطه هم‌انباشتگی بین قیمت واقعی سهام هر شرکت و سود سهام واقعی برای هر سهم را با آزمون همانباشتگی یوهانسن مورد ارزیابی قرار داد. نتیجه پژوهش نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ۵۵ درصد شرکت‌های مورد بررسی دارای حباب در قیمت سهام خود هستند. در ادامه محقق در این مطالعه با استفاده از آزمون فیشر به بررسی رابطه حباب قیمت با اندازه شرکت، نوسانات قیمتی و نوع صنعت پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان داده که میان حباب قیمت سهام و اندازه شرکت و نوسانات شدید قیمتی سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد. با این حال رابطه بین نوع صنعت و حباب قیمت سهام در این تحقیق تأیید نشده است.

ترکی (۱۳۸۷) در تحقیق خود با عنوان حباب قیمت‌ها و بازار سرمایه در ایران با استفاده از روش RALS و کاربرد روش شبیه‌سازی مونت کارلو، به بررسی وجود حباب قیمتی در بازار سهام در ایران پرداخته و نشان می‌دهد که قیمت سهام از مسیر تعادلی بلندمدت (ارزش حال سودهای آتی مورد انتظار) منحرف شده، بنابراین در بازار سرمایه ایران وجود حباب تأیید می‌شود.

یحیی زاده فر و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، هم‌انباشتگی و هم‌انباشتگی کسری در دوره زمانی ۱۳۷۹:۳ – ۱۳۸۶:۳، فرضیه وجود حباب عقلایی را در بازار اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی و تایید قرار دادند.

صالح آبادی و دلیریان (۱۳۸۹) وجود حباب قیمت در دوره سه ساله ۱۳۸۲-۱۳۸۴ را مورد بررسی قرار دادند. محققین با استفاده از آزمون مانایی نتیجه گرفتند که از مجموع ۳۲۴ شرکت مورد بررسی در بازار سهام، قیمت ۲۸۰ شرکت دارای حباب بوده است.

عباسیان و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای تکانه‌ای به بررسی حباب قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی ارزش حال پرداختند. محققین در پژوهش خود نتیجه گرفتند در بازه زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۸۷ در بازار مورد بررسی حباب قیمت عقلایی وجود دارد.

رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۱) وجود حباب عقلایی را در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار دادند. به این منظور محققین با استفاده از داده‌های روزانه سال ۱۳۸۹ و روش مانایی بیان کردند که در این سال، قیمت سهام حبابی بوده است.

٤. الگوی تحقیق و روش برآورد

به‌طور کلی، روش‌های بررسی وجود حباب در قیمت دارایی را که در مطالعات مختلف به کارگرفته شده اند می‌توان در چهار طبقه دسته بندی کرد:

الف) آزمون کرانه واریانس[1] 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 پیش بینی نبوده و دارای میانگین صفر است. همچنین واریانس قیمت‌ها نیز به‌طور طبیعی کران‌دار است. زیرا افزایش‌های انتظاری قیمت‌ها با اطلاعات موجود در بازار نا همبسته 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

1. Variance Bound Test

شیلر (۱۹۸۱)، گروسمن و شیلر (۱۹۸۱) و آکدانیز[1] (۲۰۰۶) اشاره کرد. با این حال به واسطه انتقادات وارد شده به این روش، از این روش در مطالعات اخیر مربوط به بررسی حباب‌ها استفاده نمی‌شود (مارش و مرتن[2] ۱۹۸۳ و منکیو و دیگران[3] ۱۹۸۵).

ب) دسته دیگر از روش‌های بررسی حباب‌ها با عنوان آزمون دو مرحله‌ای وست[4] شناخته می‌شوند. در این روش، وجود حباب به‌طور مستقیم در فرضیه مقابل (فرضیه یک) لحاظ می‌گردد. این روش نیز بعدها با انتقاداتی مواجه شد. از جمله دژبخش و دمیرگوچ-کانت[5] (۱۹۹۰) که بیان کردند این آزمون در نمونه‌هایی با مشاهدات اندک، نتایج معتبری به همراه ندارد. همچنین فلود و دیگران[6] (۱۹۹۴) نحوه تخمین رابطه اولر از طریق این روش را مورد انتقاد قرار دادند. ویژگی هر دو آزمون فوق در این است که به دنبال کشف علتی به‌جز علت ذاتی و بنیادی افزایش در قیمت‌ها بودند.

ج) دسته دیگری از روش‌های کشف و بررسی حباب‌ها توسط وو[7] (۱۹۹۷) معرفی شد. در این روش، حباب به‌عنوان 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 به‌عنوان یک انحراف از قیمت‌های بنیادی در بیشتر اوقات منفی به دست آمده است که البته در چارچوب مبانی نظری این امر تایید نشده است.

د) دسته چهارم از روش‌های بررسی حباب‌ها بر اساس مفهوم انباشتگی است. این روش توسط دیبا و گروسمن[8] (۱۹۸۷) معرفی شد که در بسیاری از مطالعات در داخل و خارج از کشور مورد استفاده 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 وارد

1. Akan
2. Marsh and Merton
3. Mankiew et al
4. West's Two-Step Test
5. Dezbakhsh and Demirguc-Kunt
6. Flood et al.
7. Wu
8. Diba and Grossman

شده 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 به طور قطع تایید کننده و نشان دهنده عدم وجوب حباب در سری زمانی مشاهدات باشد.

در ادامه به‌منظور برطرف کردن انتقاد اوانس، روش‌های مبتنی بر اقتصادسنجی دیگری از قبیل الگوهای چرخشی مارکوف (هال و دیگران[1] ۱۹۹۹) معرفی گردید. با این حال از جمله جدیدترین رویکردها در زمینه بررسی وجود حباب‌های قیمتی توسط فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) با عنوان آزمون سوپریم دیکی-فولر تعمیم یافته (SADF) و فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) با عنوان آزمون سوپریمم عمومی دیکی-فولر تعمیم یافته (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 هرکدام 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 به اختصار 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 می‌کند. به طور معمول 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

1. Hall et al

داده است. در این آزمون، یک رابطه خودرگرسیونی AR(1) به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

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

(۸)

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 $t \neq s$ نا همبسته 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[1] است.

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

$$y_t = \mu + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \ldots + \theta_k y_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

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

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق، k تعداد وقفه‌هایی است که به منظور اطمینان از نوفه سفید بودن ε_t به الگو اضافه می‌شود. به‌طور مشابه، به‌منظور تعیین 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 $\beta = 0$ رد می‌گردد. در این چارچوب، فرضیه مقابل دلالت بر

1. Stable Root

کوچک‌تر از صفر بودن β دارد. با این حال رد فرضیه صفر در این آزمون دلیلی بر مانایی متغیر نیست.

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 به‌منظور 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. از این رو، آزمون سوپریم دیکی-فولر تعمیم یافته (SADF) توسط فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) به‌منظور بررسی ریشه واحد در رفتار انفجاری سری زمانی معرفی شد. اساس و بنیان این آزمون، استفاده از روش رگرسیون بازگشتی به‌منظور 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 دوره‌ای حباب‌ها، نسبت به آزمون هم‌انباشتگی، ازتوانایی 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 عبارتند از:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim i\,i\,d\,N\left(0, \sigma^2\right) \qquad (۱۲)$$

1. Left -Tail
2. Right Tail

الگوهای رگرسیونی فوق به صورت پی در پی برای هر زیر دوره که همواره با اولین مشاهده آغاز می‌گردند تخمین زده می‌شوند. 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 (نمودار ۲). 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 ۱ هست ($r_2 \in (r_0, 1)$). در اینجا آماره آزمون ADF برای هرکدام از این زیر دوره‌ها محاسبه خواهد شد.

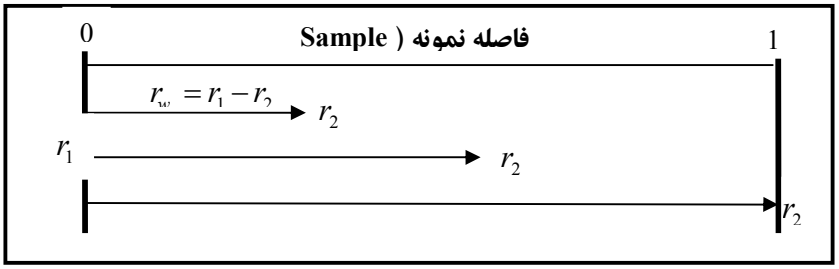
تصمیم‌گیری در مورد وجود فرآیند انفجاری در یک سری زمانی به وسیله آزمون SADF بر اساس مقدار سوپریمم توالی آماره ADF در مقایسه با مقدار بحرانی راست دم (راست دنباله) توزیع محدود[1] آن انجام می‌شود. تحت فرضیه صفر، اگر آماره ADF برای زیر دوره مطابق با $[0, r_2]$ مشخص شود، آنگاه سوپریمم آماره ADF مربوطه نیز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

$$\sup_{r_2 \in [r_0, 1]} ADF_0^{r_2} \Rightarrow \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \frac{\int_0^{r_2} W \, dW}{\left(\int_0^{r_2} W^2 \right)^{1/2}} \qquad (۱۳)$$

در رابطه فوق، W فرآیند براونی استاندارد و $\bar{W}(r_2) = W(r_2) - (1/r_2)\int_0^{r_2} W$ خواهد بود.

1. Limit Distribution

نمودار ۲. تشریح فرآیند SADF



مأخذ: فیلیپس و همکاران (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[1] بر اساس آماره ADF را پیشنهاد کردند. به‌منظور 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 ADF استاندارد (مرسوم) مقایسه شود. اولین مشاهده‌ای که آماره‌ی ADF آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی شد، به‌عنوان زمان مبدأ و شروع برآورد تعیین می‌شود $\lfloor T\hat{r}_e \rfloor$. اگر فرض کنیم حداقل بازه زمانی یک حباب بیشتر از $\log(T)$ باشد، برآورد زمان پایان اولین مشاهده پس از $\lfloor T\hat{r}_f \rfloor$ $[Tr_e]+\log(T)$ که آماره ADF آن کوچک‌تر از مقدار بحرانی خواهد بود. بر این اساس، نقطه آغاز ($\hat{r}_e$) و پایان ($\hat{r}_f$) حباب به وسیله معادلات زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0,1]} \left\{ r_2 : ADF > cv_{r_2}^{\beta_T} \right\} \qquad (۱۴)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in \left[\hat{r}_e + \log(T)/T, 1\right]} \left\{ r_2 : ADF < cv_{r_2}^{\beta_T} \right\} \qquad (۱۵)$$

1. Dating

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 که SADF امکان شناسایی یک حباب را در سری زمانی مورد نظر 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 تعمیم یافته (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 گرفته شده دارد. در آزمون GSADF فرضیه صفر تصریح یک فرآیند گام تصادفی با یک عرض از مبدأ که به‌طور مجانبی قابل اغماض است، تعیین می‌شود:

$$y_t = dT^{-n} + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim i.i.d\ N(0,\sigma^2) \quad , \quad \theta = 1 \tag{۱۶}$$

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

$$\Delta y_t = \alpha_{r_1,r_2} + \beta_{r_1,r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\varepsilon} \phi_{r_1,r_2}^{i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim i.i.d\ N(0,\sigma_{r_1,r_2}^2) \tag{۱۷}$$

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 (نمودار ۳).

آماره GSADF را می‌توان به عنوان بزرگ‌ترین آماره ADF محدوده در دسترس r_1 و r_2 تعریف کرد:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0,1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \left\{ ADF_{r_1}^{r_2} \right\} \quad (۱۸)$$

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

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0,1]} \left\{ r_2 : BSADF > cv_{r_2}^{\beta_{r_2}} \right\} \quad (۱۹)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in \left[\hat{r}_e + \log(T)/T, 1 \right]} \left\{ r_2 : BSADF < cv_{r_2}^{\beta_{r_2}} \right\} \quad (۲۰)$$

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

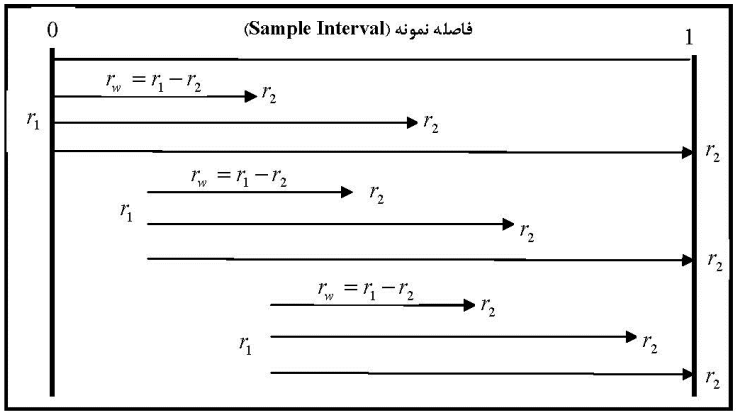
$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0,1]} \left\{ BSADF_{r_1}^{r_2} \right\} \quad (۲۱)$$

بنابراین آماره آزمون GSADF عبارت است از:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0,1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \left\{ \frac{\frac{1}{2} r_w \left[W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w \right] - \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \left[W(r_2) - W(r_1) \right]}{r_w^{1/2} \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \right]^2 \right\}} \right\} \quad (۲۲)$$

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).

نمودار ۳. تشریح فرآیند GSADF



مأخذ: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳)

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در پژوهش حاضر از داده‌های شاخص قیمت کل حقیقی برای بررسی رفتاری انفجاری قیمت‌ها و از داده‌های ماهانه قیمت و سود نقدی برای تعیین دوره‌های حباب قیمت عقلایی برای دوره زمانی ۱۳۷۹:۱-۱۳۹۲:۱۲ استفاده شده است. پیش از بیان نتایج تجربی، در جدول ۱ توصیف آماری داده‌ها آورده شده است.

جدول ۱. توصیف آماری داده‌ها

	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارگ - برا	خودهمبستگی مرتبه اول
شاخص قیمت کل	۲۲۴/۴	۲۱۳/۰۵	۷۹/۷	۰/۸۸	۳/۳	۲۲/۴	۰/۹۹
نسبت قیمت- سود	۶/۱۹	۵/۶	۱/۶	۰/۹۹	۳/۳۹	۲۸/۶	۰/۹۶

منبع: محاسبات نویسندگان

بر اساس داده‌های جدول فوق، مقادیر آماره جارگ-برا، چولگی و کشیدگی نشان می‌دهند که داده‌های شاخص قیمت و نسبت قیمت- سود دارای توزیع نرمال نیستند. در

واقع داده‌ها دارای توزیع چوله به راست و کشیدگی با دم پهن[1] هستند که می‌توانند نشانه‌ای از وجود حباب باشند (لوکس و سرنت[2] ۱۹۹۹). علاوه بر این، ضریب خودهمبستگی مرتبه اول نمونه‌ها نیز نزدیک به یک هست. از این رو در مرحله نخست، مانایی سری زمانی نمونه با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون ADF در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

		با جزء ثابت	با عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند
شاخص قیمت کل	سطح	-۱/۱	-۱/۳	۰/۶۷
		-۳/۴۶	-۴/۰۱	-۲/۵
	تفاضل مرتبه اول	-۸/۳	-۴/۰۱	-۸/۳
		-۳/۴۶	-۴/۰۱	-۲/۵
قیمت- سود	سطح	-۱/۹۷	-۱/۹۶	-۰/۰۵
		-۲/۸۷	-۳/۴۳	-۱/۹۴
	تفاضل مرتبه اول	-۱۱/۱	-۱۱/۰۷	-۱۱/۱
		-۲/۸۷	-۳/۴۳	-۱/۹۴

منبع: محاسبات نویسندگان

بر اساس داده‌های جدول فوق، مادامی‌که آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌گردد. بر اساس این نتایج، شاخص قیمت کل و نسبت قیمت- سود نامانا هستند. این نتیجه منطبق بر نتایج مطالعات انجام شده در داخل از قبیل صالح آبادی و دلیریان (۱۳۸۹) و یحیی زاده فر و دیگران (۱۳۸۸) است. در مطالعات انجام شده برای ایران، با توجه به روش‌های مورد استفاده، تنها وجود یا عدم وجود حباب قیمتی مورد آزمون قرار گرفته است. با این حال بر اساس مطالعه فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) مبنی بر حساسیت آزمون ADF در تصریح فرضیه صفر و همچنین امکان وجود بیش از یک حباب قیمتی در سری زمانی، در مطالعه حاضر، از آزمون GSADF به‌منظور بررسی

1. Fat Tail
2. Lux and Sornet

امکان بروز رفتار انفجاری در شاخص قیمت کل و همچنین انحراف قیمت-سود از مقادیر ذاتی خود و تعیین دوره زمانی آنها استفاده می‌شود.

نتایج آزمون GSADF در جدول ۳ آورده شده است. بر اساس داده‌های این جدول، آماره GSADF برای شاخص قیمت کل ۳/۱۹ و برای قیمت و سود ۲/۸۶ محاسبه شده است که بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۲/۰۱ در سطح معنی‌داری ۱٪ است. بر اساس این آماره، فرضیه وجود حباب قیمت یا رفتارهای انفجاری در بازار اوراق بهادار تهران مورد تایید قرار می‌گیرد.

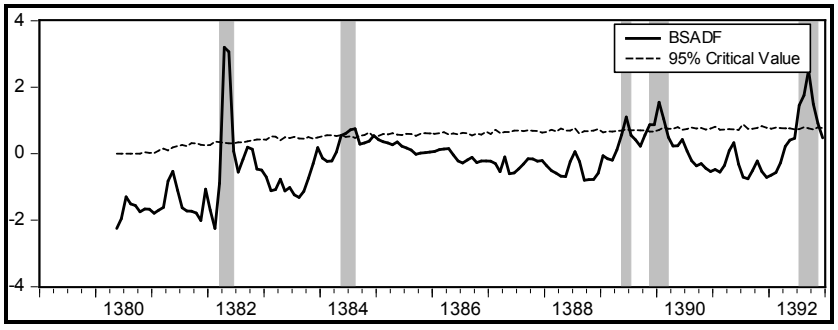
جدول ۳. آزمون GSADF

	آماره GSADF	**مقادیر بحرانی نمونه**		
		٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹
شاخص قیمت کل	۳/۱۹	۲/۰۱	۱/۳۳	۱/۱۴
نسبت قیمت- سود	۲/۸۶			

منبع: محاسبات نویسندگان

حال با توجه به نتایج فوق، می‌توان دوره یا دوره‌های وجود حباب را نیز تعیین کرد. برای این منظور می‌بایست آماره سوپریمم بازگشتی دیکی- فولر تعمیم یافته (BSADF) را با آماره سوپریمم دیکی-فولر تعمیم یافته (SADF) مقایسه کرد. نتایج این آزمون در شکل ۴ و۵ آورده شده است. همان‌طور که از شکل ۴ مشاهده می‌شود، در طی دوره مورد بررسی، شاخص قیمت کل در پنج دوره رفتار انفجاری داشته است.

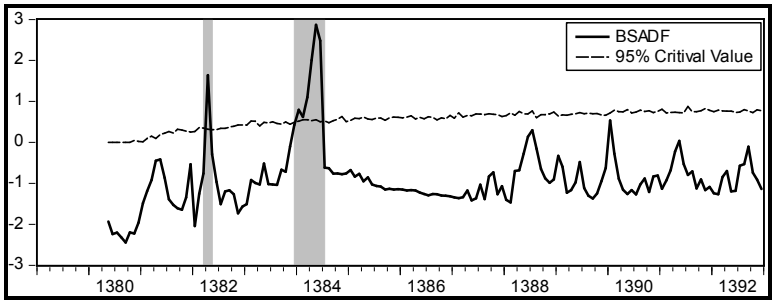
شکل ٤. دوره‌های حباب‌ها در شاخص قیمت کل



منبع: محاسبات نویسندگان

همچنین نتایج آزمون BSADF برای قیمت و سود در شکل ۵ آورده شده است. بر اساس این آزمون، در بازه زمانی مورد بررسی، تنها دو دوره حباب قیمتی مشاهده می‌گردد. به عبارت دیگر، با مقایسه این دو شکل می‌توان بیان کرد که از میان پنج دوره رشد سریع و انفجاری شاخص قیمت کل، تنها دو دوره آن (حدفاصل ۱۳۸۳:۳-۱۳۸۲:۵ و دوره دیگر ۱۳۸۳:۱۲-۱۳۸۴:۷) در چارچوب تعریف، حباب عقلایی محسوب می‌شود.

شکل ۵. دوره‌های حباب‌ها در نسبت قیمت و سود



منبع: محاسبات نویسندگان

٦. نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت و نقش بازار سرمایه در اقتصاد، بررسی ویژگی‌های آن همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از جمله این موارد، شناسایی رفتار قیمت‌ها و حباب‌های قیمت ایجاد شده در بازار سهام است. حباب قیمت زمانی بروز می‌کند که در درای که عوامل بنیادی موثر بر قیمت ثابت هستند، قیمت آن دارایی افزایش یابد. برخی شواهد تجربی نشان داده‌اند که بروز حباب در قیمت دارایی‌ها می‌تواند نشانه‌ای از بروز بحران‌های مالی باشد. از این رو و به‌طور ویژه پس از بحران‌های مالی جهانی (۲۰۰۷-۲۰۰۹)، بسیاری از اقتصاددانان و پژوهشگران مالی، به دنبال توسعه روش‌های بررسی فرآیندهای رشد فزاینده و انفجاری قیمت دارایی‌ها هستند.

در پژوهش‌های مختلف از روش‌های گوناگونی به بررسی وجود حباب‌های قیمت پرداخته شده است. که از آن جمله می‌توان به روش هم‌انباشتگی یوهانسن اشاره کرد.

فیلیپس و دیگران[1] (۲۰۱۱) (PWY) به‌منظور برطرف کردن انتقاد اوانس و سایر انتقادهای وارد به روش‌های مرسوم بررسی وجود حباب‌های قیمتی، روش سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته[2] (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. از این رو با توجه به اینکه در یک سری زمانی امکان بروز بیش از یک حباب نیز وجود دارد، فیلیپس و دیگران[3] (۲۰۱۳) (PSY) روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته[4] (GSADF) را معرفی کردند. ویژگی اصلی این آزمون این است که امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطی[5] و شکست ساختاری[6] را همزمان با بررسی حباب‌های چندگانه[7] در سری زمانی فراهم می‌کند. از این رو در پژوهش حاضر، روش سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته (GSADF) که به تازگی به منظور شناسایی حباب‌های چندگانه و رفتار انفجاری قیمت دارایی‌ها معرفی شده است، برای بازار اوراق بهادار تهران به کار گرفته شد.

بازار اوراق بهادار تهران از اواخر دهه ۷۰ تا اوایل دهه ۹۰، نوسانات متعدد همراه با افزایش‌ها در شاخص قیمت کل را تجربه کرده است. با این حال این موضوع که کدام یک از این افزایش‌ها حباب قیمتی بوده‌اند، برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران دارای اهمیت هست. بر اساس نتایج این پژوهش، با وجود افزایش‌های انفجاری در شاخص قیمت کل در بازه زمانی مورد بررسی، تنها در دو بازه ۱۳۸۲:۳- ۱۳۸۲:۵ و ۱۳۸۳:۱۲- ۱۳۸۴:۷ فرضیه وجود حباب قیمتی تایید می‌گردد. به این مفهوم که در سایر بازه‌های زمانی، افزایش‌های اتفاق افتاده ویژگی حباب را نداشته است.

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

منابع و مآخذ

- ترکی، ل. و واعظ، م. (۱۳۸۷). حباب قیمت‌ها و بازار سرمایه ایران، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، ۳۱ (۳)، ۲۰۷-۲۲۷.
- رهنمای رودپشتی، ف.، معدنچی زاج، م. ، و بابالوئیان، ش. (۱۳۹۱). بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس اوراق بهادار تهران و زیربخش‌های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت-سود. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۴، ۱-۱۷.
- سلطانی، ا. (۱۳۸۶). بررسی حباب‌های قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۴ ، پایان نامه دکتری مدیریت بازرگانی، دانشگاه شهید بهشتی تهران.
- صالح آبادی، ع.، دلیریان، هـ. (۱۳۸۹). بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۳(۹)، ۶۱-۷۵.
- صمدی، س.، نصرالهی، ز.، زادمهر، ا. (۱۳۸۶). آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده‌ی فیلتر و الگوی CAPM، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ۴(۴)، ۹۱-۱۱۳.
- عباسیان، ع.، محمودی، و.، فرزانگان، ا. (۱۳۸۹) شناسایی حباب قیمتی سهام عادی بورس اوراق بهادار تهران بااستفاده از مدل ارزش حال، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷(۶۰)، ۷۵-۹۲.
- یحیی‌زاده‌فر، م.، تقی‌نژاد عمران، و.، علیپور، س. (۱۳۸۸). بررسی وجود حباب‌های قیمتی عقلایی در بورس اوراق بهادار تهران، ۷۲، ۴۹-۶۸.

- Akdeniz, L., Salih, A. A. and Tulug, S. (2006). Variance bounds tests and stock price valuation models revisited. Working Paper, Bilkent University.
- Campbell, J. (2000). Asset pricing at the millennium. Journal of Finance, 55, 1515– 1568.
- Cerqueti, R. & Costantini, M. (2011). Testing for rational bubbles in the presence of structural breaks: Evidence from nonstationary panels. Journal of Banking & Finance, 35, 2598–2605.
- Chang, T., Aye, G.C. & Gupta, R. (2014). Testing for Multiple Bubbles in the BRICS Stock Markets. University of Pretoria, Department of Economics, Working Paper Series.

- Dezbakhsh, H. & Demirguc-Kunt, A. (1990). On the presence of speculative bubbles in stock prices. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, 101–112.
- Diba, B. & Grossman, H. (1987). On the inception of rational bubbles. Quarterly Journal of Economics, 87, 697–700.
- Evans, G. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. American Economic Review, 31, 922–930.
- Flood, R., Hodrick, R. & Kaplan, P. (1994). An evaluation of recent evidence on stock price bubbles. In R. Flood & P. Garber (eds), Speculative Bubbles, Speculative Attacks, and Policy Switching, Cambridge, MA: MIT Press, 105–133.
- Froot, K.A. & Obstfeld, M. (1991). Intrinsic bubbles: the case of stock price. The American Economic Review, 81, 1189–1214.
- Garber, P.M. (1990). Famous first bubbles. Journal of Economic Perspective, 4, 35–54.
- Gutierrez, L. (2011). Bootstrapping asset price bubbles. Economic Modelling, 28, 2488–2493.
- Grossman, S. & Shiller, R. (1981). The determinants of the variability of stock market prices. American Economic Review, 71, 222–227.
- Grossman, S. & Stiglizt, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. The American Economic Review, 70, 393–408.
- Hall, S., Psaradakis, Z. & Sola, M. (1999). Detecting periodically collapsing bubbles: a Markov-switching unit root test. Journal of Applied Econometrics, 14, 143–154.
- LeRoy, S.F. & Porter, R.D. (1981). The present-value relation: tests based on implied variance bounds. Econometrica, 49, 555–577.
- Lux, T. & Sornette, D. (1999). On Rational Bubbles and Fat Tails. Journal of Money, Credit and Banking, 34(3), 589-610.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Shapiro, M. (1985). An unbiased reexamination of stock market volatility. Journal of Finance, 40, 677–687.
- Marsh, T. & Merton, R. (1983). Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices. American Economic Review, 76, 483–498.
- Miao, J. (2014). Introduction to economic theory of bubbles. Journal of Mathematical Economics, 16(2), 22-41.
- 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. (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 subsequent changes in dividends?. American Economic Review, 71, 421–436.
- Stiglitz, J.E. (1990). Symposium on bubbles. Journal of Economic Perspective, 4, 13–18.
- Werner, J. (2014). Rational Asset Pricing Bubbles and Debt Constraints. Journal of Mathematical Economics, 28, 245-270.
- Wu, Y. (1997). Rational bubbles in the stock market: accounting for the U.S. stock-price volatility. Economic Inquiry, 35, 309–319.
- Ye, Y., Chang, T., Hung, K. & Lu, Y. C. (2011). Revisiting rational bubbles in the G-7 stock markets using the Fourier unit root test and the nonparametric rank test for cointegration. Mathematics and Computers in Simulation, 82 (4), 346–357.