

## ارزیابی و سنجش بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران

محمد توحیدی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷

### چکیده

بازار سرمایه و به صورت خاص بازار سهام از اهمیت ویژه‌ای در رشد اقتصادی کشورها و هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی برخوردار است. این بازار در طول تاریخ کشورهای مختلف، دارای فراز و فرودهایی بوده است که به نوبه خود بر متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار است. سؤال مهم این است که آیا تمامی این افزایش‌ها در شاخص‌های بازار سهام، نشانه‌ای از ایجاد حباب در بازار سهام است؛ بنابراین هدف این پژوهش این است که حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران را مورد سنجش و ارزیابی قرار دهد. در این پژوهش از دو روش برای شناسایی وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است که تطبیق نتایج دو روش قطعاً بر اعتبار پژوهش خواهد افزود. این دو روش عبارت‌اند از اول، آزمون تسلسل، چولگی و کشیدگی و وابستگی دیرش؛ و دوم، آزمون‌های ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر (SADF) و سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF). طبق نتایج هر دو روش، اول، فرض وجود حباب در بازه زمانی موردنظر تأیید می‌شود و دوم، دوره‌های حبابی با استفاده از آزمون سوپریمم ADF تعمیم یافته (GSADF) مشخص می‌شوند که گویای آن است در بازه زمانی موردنظر، ۲۱ ماه دارای حباب قیمتی بوده و قیمت‌گذاری سهام در این ماه‌ها مطابق با ارزش بنیادی سهام نبوده است.

**کلیدواژه‌ها:** حباب؛ شاخص قیمتی؛ تسلسل؛ وابستگی دیرش؛ آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر؛ سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته.

طبقه‌بندی JEL: G01, C58, G12

## مقدمه

حباب در ادبیات اقتصادی، نشان‌دهنده پدیده‌ای است که پس از افزایش مستمر سرانجام افت می‌کند. با نگاهی به سیر تاریخی حباب‌های مختلف در دنیا، حباب می‌تواند در دارایی‌های مختلف اعم از دارایی‌های واقعی و مالی بروز کند و معمولاً عوامل و مؤلفه‌های متعددی وجود دارد که در بروز حباب‌های مختلف نقش دارند. برخی ویژگی‌ها و مؤلفه‌های مشترک در تمام یا اکثر حباب‌های گذشته به چشم می‌خورند که از جمله می‌توان به افزایش فراوان قیمت‌ها، هم‌حرکتی قیمت سهام بدون توجیه بنیادی، رواج بورس‌بازی و معاملات اختلال‌زا، ریسک زیاد و عدم اطمینان نسبت به آینده و افزایش استفاده از اهرم و خرید اعتباری اشاره نمود (توحیدی، ۱۳۹۶: ۱۳۲-۱۳۰). تشکیل حباب با افزایش واضح و مستمر قیمت دارایی در اثر یک شوک خارجی که بر شرایط اقتصادی تأثیرگذار است، آغاز می‌شود. این جابجایی اولیه بر چشم‌انداز آتی تأثیر مثبتی داشته و انتظاراتی را مبنی بر افزایش قیمت در آینده ایجاد می‌کند.

یکی از مباحثی که معمولاً در زمان اوج شاخص‌های بورس اوراق بهادار مطرح می‌شود موضوع حباب قیمت‌ها است. این که آیا علت رشد شاخص‌ها تغییر مؤلفه‌های بنیادی اقتصاد و ارتقای چشم‌انداز آینده و در نتیجه بهبود وضعیت شرکت‌ها بوده و یا اینکه ناشی از بروز حباب قیمتی به علل مختلف بوده است. این پژوهش به دنبال آن است که حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران را بسنجد و فرضیه پژوهش عبارت است از این که حباب قیمتی در شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)<sup>۱</sup> در بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ وجود دارد. برای تشخیص این مهم، از دو روش متمایز استفاده شده است که تطبیق نتایج دو روش قطعاً بر اعتبار پژوهش خواهد افزود. در این پژوهش علاوه بر شناسایی حباب، دوره‌های حبابی نیز استخراج شده است.

---

1. Tehran Exchange Price Index

## پیشینه پژوهش

کیندلبرگر<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) در کتاب مشهور هیجان، هراس و سقوط؛ تاریخچه‌ای از بحران‌های مالی<sup>۲</sup>، حباب را جابجایی رو به بالای قیمت دارایی تا حد بسیار زیاد می‌داند که در نهایت منجر سقوط قیمت می‌شود. در فرهنگ لغت اقتصادی پالگریو، کیندلبرگر حباب را این‌گونه تعریف می‌کند: «افزایش سریع قیمت یک دارایی یا یک دسته از دارایی‌ها به صورت مستمر که با یک افزایش اولیه شروع شده و انتظار افزایش بیشتر را برای خریداران جدید مخصوصاً بورس‌بازانی که به‌جای تأکید بر ظرفیت سودسازی خود دارایی، تمایل بیشتری به خرید و فروش سهام دارند، ایجاد می‌کند» (سیگل<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳: ۱۵). اقتصاددانان با وارد کردن مفهوم «عوامل بنیادین» تعریف حباب را کامل‌تر نموده‌اند. پیتزگاربر<sup>۴</sup> (۲۰۰۰) در کتاب مشهور خود، نخستین حباب‌های مشهور، حباب را آن قسمت از حرکت قیمت سهام می‌داند که بر اساس عواملی که بنیادین نامیده می‌شوند، قابل توجیه نیست. راسر<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) در پژوهش خود تعریفی از حباب بورس‌بازانه ارائه می‌کند: «حباب بورس‌بازانه زمانی محقق می‌شود که قیمت یک دارایی در یک دوره زمانی به دلایلی غیر از حرکت‌های تصادفی، هماهنگ با مؤلفه‌های بنیادی جابجا نشود. مؤلفه‌های بنیادی به تعادل بلندمدت گفته می‌شود که با تعادل عمومی همسو و هم‌جهت است» (راسر، ۲۰۰۸).

## انواع حباب

پیشینه نظری تحقیق در زمینه سنجش حباب را می‌توان به چهار دسته تقسیم نمود. دو دسته اول مدل‌ها، حباب‌ها را در پارادایم انتظارات عقلایی تحلیل می‌کنند، اما فرضیات آن‌ها راجع به تقارن یا عدم تقارن اطلاعات همه معامله‌گران متفاوت است. دسته سوم مدل‌ها مرتبط با مالی رفتاری است و علت بروز حباب را محدودیت آربیتراژ می‌داند و بر تعامل میان سرمایه‌گذاران عقلایی و غیر عقلایی تأکید می‌کند. در نهایت دسته آخر مدل‌ها بر این نکته تأکید می‌کند که باورهای قبلی

1. Kindleberger
2. Manias, Panics, and Crashes; A History of Financial Crises
3. Siegel
4. Garber
5. Rosser

معامله‌گران به علت خطاهای ادراکی و رفتاری، ناهمگن بوده و در نتیجه معامله‌گران نسبت به ارزش ذاتی دارایی‌ها با هم توافق ندارند (کومارک و کوییکاوا<sup>۱</sup>، ۲۰۱۱: ۳۹). در ادامه این چهار دسته با تفصیل بیشتری تبیین می‌شوند:

**الف) حباب‌های عقلایی با فرض اطلاعات متقارن:** این نوع حباب‌ها در محیط‌هایی مطالعه می‌شوند که در آن‌ها همه معامله‌گران دارای انتظارات عقلایی بوده و اطلاعات یکسانی را با هم به اشتراک می‌گذارند. آزمون تجربی حباب‌های عقلایی با فرض اطلاعات متقارن کار دشوار و چالش‌برانگیزی بوده و تحقیقات گذشته سه نوع آزمون را توسعه داده‌اند: تحلیل رگرسیون، آزمون‌های کران واریانس و آزمون‌های تجربی. نوسان بیش از اندازه در بازار سهام به نظر می‌رسد مدرکی دال بر وجود حباب در بازار سهام باشد. لروی و پورتر<sup>۲</sup> (۱۹۸۱) و نیز شیلر<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) مرزهای واریانس را مطرح کردند که نشان می‌دهد بازار سهام بیش از حد پرنوسان است، به گونه‌ای که این نوسان توسط نوسان جریان نقدی تنزیل شده توجیه نمی‌شود. باین حال، آزمون مرزهای واریانس بحث‌برانگیز است (کلیدون<sup>۴</sup>، ۱۹۸۶).

**ب) حباب‌های عقلایی با فرض عدم تقارن اطلاعات:** این نوع حباب‌ها در محیط‌هایی امکان وقوع دارند که در آن‌ها سرمایه‌گذاران اطلاعات متفاوتی داشته باشند، اما هنوز اطلاعات پیشینی مشترک خود را با هم به اشتراک می‌گذارند. در این مدل‌ها قیمت‌ها نقش دوگانه‌ای دارند. قیمت‌ها هم یک شاخص کمیابی و هم یک سیگنال اطلاعاتی محسوب می‌شوند؛ زیرا قیمت‌ها اطلاعات متراکم دیگر معامله‌گران را تجمیع و به‌طور ناقص افشا می‌کند (برانر میر و پترسون<sup>۵</sup>، ۲۰۰۵). در مقایسه با وضعیت اطلاعات متقارن، وجود یک حباب نیاز نیست که به صورت عادی شناخته شود. برای مثال، حالتی را در نظر بگیرید که هر کسی بداند قیمت فراتر از ارزش ذاتی‌اش خواهد رفت، اما این بدان معنا نیست که هر کسی بداند که همه سرمایه‌گذاران دیگر نیز این

1. Kubicova and Komarek
2. LeRoy and Porter
3. Shiller
4. Kleidon
5. Brunnermeier and Pedersen

حقیقت را می‌دانند؛ بنابراین این فقدان دانش جمعی مرتبه بالاتر است که بروز حساب‌ها را در شرایط خاصی ممکن می‌سازد (آلن و همکاران<sup>۱</sup>، ۱۹۹۳).

**(ج) حساب‌ها به دلیل آربیتراژ محدود:** این نوع حساب در مواقعی رخ می‌دهد که در آن‌ها سرمایه‌گذاران عقلایی، آگاه و پیچیده با معامله‌گرانی تعامل دارند که انگیزه‌های معاملاتی آن‌ها تحت تأثیر خطاهای روان‌شناختی است. طرفداران فرضیه بازارهای کارا باور دارند حساب‌ها نمی‌توانند باقی بمانند؛ زیرا سرمایه‌گذاران ماهر و آگاه اثر قیمتی معامله‌گران غیرعقلایی را خنثی می‌نمایند و سرمایه‌گذاران عقلایی حتی قبل از این که حساب ایجاد شود، برخلاف جهت ایجاد حساب حرکت می‌نمایند. محدودیت‌های آربیتراژ این رویکرد را به چالش کشانده و با وجود معامله‌گران عقلایی، باز همچنان ممکن است حساب‌ها وجود داشته باشند. در واقع سه عامل ممکن است از ورود آربیتراژگران عقلایی جهت اصلاح کامل قیمت‌گذاری اشتباه ممانعت کند. اول، ریسک‌بنیادی که فروش یک دارایی حسابی را ریسکی می‌سازد؛ زیرا یک تغییر مثبت در مؤلفه‌های بنیادین سهم ممکن است قیمت‌گذاری اشتباه گذشته را خنثی کند. دوم، معامله‌گران عقلایی با ریسک معامله‌گران اختلال‌زا مواجه می‌شوند (دلانگ و همکاران<sup>۲</sup>، ۱۹۹۰)؛ زیرا معامله‌گران اختلال‌زای غیرعقلایی ممکن است قیمت‌ها را در آینده حتی بیشتر بالا برده و موقتاً قیمت‌گذاری اشتباه را گسترش دهند (اشلیفر و ویشنی<sup>۳</sup>، ۱۹۹۷). سوم، معامله‌گران عقلایی با ریسک هماهنگ‌سازی مواجه می‌شوند (ابرو و برانر مییر<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳). هر معامله‌گر تلاش می‌کند تا زمان خروج دیگر معامله‌گران عقلایی را از دارایی‌های حسابی پیش‌بینی کند، اما زمان‌بندی خروج دیگر معامله‌گران کار مشکلی است.

**(د) حساب‌های ناشی از باورهای ناهمگن:** هنگامی که سرمایه‌گذاران دارای باورها و تفکرات ناهمگون بوده و با محدودیت‌های فروش استقراضی مواجه شوند، آنگاه بحران‌ها ممکن است بروز پیدا کنند. باورهای سرمایه‌گذاران، زمانی که آن‌ها با باورهای پیشینی متفاوتی کار خود

1. Allen, Morris & Postlewaite
2. DeLong et al
3. Shleifer and Vishny
4. Abreu and Brunnermeier

را شروع می‌کنند، ناهمگون خواهد بود که این ناهمگونی می‌تواند به علت خطاهای روان‌شناختی باشد. به‌عنوان نمونه اگر سرمایه‌گذاران اعتماد بیش‌ازحد درباره سیگنال‌های خودشان داشته باشند، آنگاه آن‌ها توزیع پیشینی متفاوتی با واریانس کمتر نسبت به دوره نويز سیگنال‌ها خواهند داشت. ترکیب باورهای ناهمگون با محدودیت‌های فروش استقراضی می‌تواند منجر به قیمت‌گذاری بیش‌ازحد شود؛ زیرا سرمایه‌گذاران خوش‌بین قیمت‌ها را به سمت بالا سوق داده، درحالی‌که سرمایه‌گذاران بدبین به دلیل مواجه شدن با محدودیت‌های فروش استقراضی نمی‌توانند قیمت‌ها را متعادل کنند (میلر<sup>۱</sup>، ۱۹۷۷). حساب‌های ناشی از باورهای ناهمگن معمولاً با حجم معاملات و نوسانات قیمتی بالا در بازارهای مالی همراه هستند (شینکمن و ژانگ<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳).

### آزمون‌های حساب

آزمون‌های گوناگونی برای تعیین وجود حساب در قیمت‌های دارایی پیشنهاد شده است، اما این آزمون‌ها هر یک دارای کاستی‌هایی است؛ زیرا تخمین ارزش‌های ذاتی یک دارایی معمولاً کار ساده‌ای نیست و رد شدن فرضیه صفر در این آزمون‌ها ممکن است ضرورتاً بیانگر وجود یک حساب نباشد؛ بلکه به علت تشخیص نادرست ارزش ذاتی باشد (فلود و هادریک<sup>۳</sup>، ۱۹۹۰). وُکل<sup>۴</sup> (۲۰۱۹) در یک دسته‌بندی کلی، آزمون‌های تشخیص حساب را به دو طبقه تقسیم‌بندی نمود: (۱) روش‌های اولیه اقتصادسنجی و (۲) روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی.

پژوهش‌های اولیه بر روی تعیین تجربی حساب‌های عقلایی به دهه ۸۰ و اوایل دهه ۹۰ میلادی برمی‌گردد. بر اساس نظر فرامل و کروس<sup>۵</sup> (۲۰۱۲)، سه نوع مدل ذیل دسته مدل‌های اولیه اقتصادسنجی بر روی حساب‌های عقلایی قرار می‌گیرد که عبارت‌اند از آزمون کرانه واریانس<sup>۶</sup> (بلانچارد و واتسون<sup>۷</sup>، ۱۹۸۲؛ گروسمن و شیرل<sup>۱</sup>، ۱۹۸۱؛ تیروول<sup>۲</sup>، ۱۹۸۵)، آزمون دومرحله‌ای<sup>۳</sup>

1. Miller
2. Scheinkman & Xiong
3. Flood & Hodrick
4. Wockl
5. Frommel and Kruse
6. Variance Bounds Tests
7. Blanchard and Watson

(وست<sup>۴</sup>، ۱۹۸۷) و آزمون‌های مبتنی بر مانایی و هم‌انباشتگی<sup>۵</sup> (گورکایناک<sup>۶</sup>، ۲۰۰۸؛ کمپل و شیلر<sup>۷</sup>، ۱۹۸۷).

از سوی دیگر آزمون‌های پیشرفته اقتصادسنجی که در طول دو دهه گذشته توسعه داده شده‌اند، عموماً ذیل دسته آزمون‌های مبتنی بر مانایی و هم‌انباشتگی قرار می‌گیرند. در این آزمون‌ها تلاش می‌شود تا ضعف‌های آزمون‌های اولیه تشخیص حباب رفع شود. آزمون‌هایی که ذیل این دسته قرار می‌گیرند شامل آزمون‌های هم‌انباشتگی کسری<sup>۸</sup>، آزمون‌های تغییر رژیم<sup>۹</sup> و آزمون‌های ریشه واحد بازگشتی<sup>۱۰</sup> هستند. یک دسته از آزمون‌های پیشرفته مبتنی بر هم‌انباشتگی و مانایی، آزمون هم‌انباشتگی کسری است. برخلاف فرایندهای ریشه واحد و مانایی، فرایند هم‌انباشتگی کسری پایدار بوده و دارای حافظه طولانی است، اما مبتنی بر بازگشت به میانگین است. چون فرایند هم‌انباشتگی کسری امکان انحراف قابل ملاحظه از میانگین را در کوتاه‌مدت فراهم می‌کند (آرشاناپالی و نلسون<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۶)، برخی محققان این روش را برای مدل‌سازی رفتار قیمت سهام، سود نقدی و رابطه تعادلی مربوط به آن‌ها مناسب‌تر می‌دانند (کوستاس و سرلتیس<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۵). کوستاس و سرلتیس (۲۰۰۵) و فرامل و کروس (۲۰۱۲) از این روش برای تعیین حباب در شاخص بازار سهام S&P 500 استفاده کرده‌اند. دسته دوم آزمون‌های پیشرفته مبتنی بر هم‌انباشتگی و مانایی، آزمون‌های تغییر رژیم یا آزمون‌های تغییر رژیم مارکوف است. شبیه همه آزمون‌های هم‌انباشتگی و مانایی، این آزمون‌ها نیز مبتنی بر این واقعیت است که حباب‌های عقلایی

1. Grossman and Shiller
2. Tirole
3. Two-Step Tests
4. West
5. Stationarity and Cointegration-Based Tests
6. Gurkaynak
7. Campbell and Shiller
8. Fractional Integration Tests
9. Regime-Switching Tests
10. Recursive Unit Root Tests
11. Arshanapalli & Nelson
12. Koustas and Serletis

محدودیت‌های نسبتاً شدیدی را بر روی ویژگی‌های سری‌های زمانی قیمت سهام اعمال کرده و از این برای شناسایی حباب‌ها استفاده می‌کنند (بالکه و ووهار<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹). محققان متعددی ویرایش‌های مختلفی از آزمون‌های تغییر رژیم را پیشنهاد کرده‌اند که در آن‌ها حباب میان دو یا چند وضعیت تغییر می‌کند (الأنسواه و ویلفلینگ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱؛ لامردینگ و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳). دسته سوم آزمون‌های پیشرفته اقتصادسنجی در تشخیص حباب، توسعه آزمون‌های ریشه واحد بازگشتی است. منطق آزمون‌های ریشه واحد این است که مانایی سری‌های زمانی را بررسی نمایند و معمولاً با استفاده از یک مدل خودرگرسیون، مانایی یا نامانایی یک سری زمانی را تعیین می‌کنند. در ساده‌ترین حالت، آزمون دیکی فولر یک معادله خود رگرسیو مرتبه اول  $AR(1)$  به شکل زیر را برآورد می‌کند:

$$p_t - p_{t-1} \sim iid(0, \sigma^2) \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن  $p_t$  قیمت دارایی،  $\sigma^2$  عرض از مبدأ و ضریب مدل است. فرض این است که اجزای اخلاص از یک فرایند نوفه سفید<sup>۴</sup> تبعیت می‌کند.

آزمون دیکی فولر، به مقایسه آماره  $t$  به دست آمده از رگرسیون بالا با مقادیر بحرانی متناظر می‌پردازد. فرض صفر آزمون  $H_0: \beta = 0$  (وجود ریشه واحد) در مقابل فرض  $H_1: \beta < 0$  (ریشه پایدار) که چپ‌دم است آزمون می‌شود.

دیا و گروسمن<sup>۵</sup> (۱۷۸۳) برای تعیین رفتار انفجاری سری زمانی، به معرفی یک آزمون راست‌دم (راست دنباله) پرداخته‌اند. در قالب آزمون دیکی فولر، این آزمون بر مبنای رگرسیون زیر تعریف می‌شود:

$$p_t - (1 - \beta)p_{t-1} \sim iidN(0, \sigma^2) \quad \text{رابطه (۲)}$$

1. Balke and Wohar
2. Al-Anaswah and Wilfling
3. Lammerding et al
4. White noise process
5. Diba & Grossman



در اینجا فرض صفر آزمون  $H_0: \beta=1$  و فرضیه مقابل آن رفتار انفجاری است؛  $H_1: \beta > 1$ . اشکال آزمون ریشه واحد راست‌دم این است که بهره‌برداری از این آزمون در شرایط وجود رفتار غیرخطی ممکن نیست. از این رو در مدل‌های پیشرفته آزمون ریشه واحد راست‌دم، فلیپس و همکاران (۲۰۱۱)<sup>۱</sup> روش سوپریم دیکی فولر تعمیم یافته (SADF)<sup>۲</sup> را جهت ارزیابی ریشه واحد در رفتار انفجاری سری زمانی معرفی کردند. مبنای این آزمون، استفاده از روش رگرسیون بازگشتی به منظور آزمون فرضیه وجود ریشه واحد در مقابل فرضیه وجود رفتار انفجاری راست‌دم (راست دنباله) است. همچنین پژوهشگران مختلف ثابت کرده‌اند که این آزمون در شناسایی فروپاشی‌های دوره‌ای حباب‌ها، نسبت به آزمون‌های دیگر مانند هم‌انباشتگی، دارای اولویت بالاتری است. SADF افزایش در قیمت‌داری‌ها را در دوره‌های تورمی تشخیص می‌دهد، اما ضعف این مدل این است که فقط امکان شناسایی یک حباب در سری زمانی را دارد. بنابراین با توجه به اینکه در یک سری زمانی امکان پیدایش حباب‌های متعدد وجود دارد، فلیپس و همکاران (۲۰۱۴)<sup>۳</sup> آزمون سوپریم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF)<sup>۴</sup> را معرفی کردند. مشخصه مهم این روش این است که پویایی‌های غیرخطی<sup>۵</sup> و شکست ساختاری<sup>۶</sup> را هم‌زمان با بررسی حباب‌های چندگانه در سری زمانی در نظر می‌گیرد. این آزمون‌ها بازگشتی هستند؛ یعنی به جای کل نمونه، برای زیرنمونه‌هایی از داده‌ها بر مبنای دوره به دوره مورد استفاده قرار می‌گیرند. حباب‌ها با یافتن زیرنمونه‌هایی با رفتارهای انفجاری مشخص تعیین می‌شوند. این آزمون‌ها می‌توانند حباب‌هایی را که به صورت دوره‌ای در حال فروپاشی هستند، از فرایند ریشه واحد خالص متمایز کنند که مزیت این روش نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی و مانایی استاندارد را نشان می‌دهد.

1. Phillips et al
2. Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)
3. Phillips et al
4. Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)
5. Non-Linear Dynamic
6. Structural Break

### پیشینه تجربی

تاکنون پژوهش‌های زیادی درباره حباب‌های قیمتی در خارج و داخل کشور صورت گرفته و مدل‌های مختلفی به منظور شناسایی حباب ارائه شده است که در ادامه به برخی از مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌شود.

### پژوهش‌های خارجی

کوستر و سرلیتز<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی کسری و مدل ARFIMA به ارزیابی وجود ریشه واحد در لگاریتم قیمت - سود سهام شاخص S&P 500 پرداختند. نتیجه نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و در نتیجه وجود حباب‌های عقلایی در شاخص S&P 500 است. همچنین لوئیس آلبریکو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) به بررسی حباب‌های عقلایی در شاخص‌های سهام مسکن در بورس سانتیاگو شیلی طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶ با استفاده از روش‌های مبتنی بر هم‌انباشتگی کسری پرداختند. یافته‌های آنان نشان‌دهنده وجود حباب طی سال‌های ۲۰۰۷، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ است. اوکپارا<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) با استفاده از تابع مخاطره (وابستگی دیرش) وجود حباب سفته‌بازانه را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان‌دهنده آن است که حباب قیمتی ناشی از سفته‌بازی در بازه زمانی سال ۱۹۸۴-۲۰۰۶ در بورس ویتنام وجود ندارد و هیچ‌گونه وابستگی دیرشی ناشی از سلسله‌های مثبت و منفی وجود ندارد. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) برای رفع اشکالات وارد بر آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر و هم‌انباشتگی، آزمون سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (SADF) را ارائه کردند. آن‌ها رفتار حباب انفجاری را در سال ۹۵ و ۹۶ در بازار سهام نزدک شناسایی کردند. پژوهش‌های بسیاری از روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) استفاده کرده‌اند. هام و بریتونگ<sup>۴</sup> (۲۰۱۲) روش PWY را از منظر قدرت آزمون با دیگر آزمون‌ها مقایسه نموده و دریافتند روش PWY، به‌عنوان سازوکار کشف شکست‌های ساختاری عملکرد رضایت

1. Koester & Serletez
2. Luis Alberiko et al
3. Okpara
4. Homm and Breitung

بخشی دارد. گاتیرز<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) یک روش بوت استرپ غیر پارامتریک برای محاسبه توزیع تجربی و مقادیر بحرانی روش PWY پیشنهاد کرد. فیلیس و همکاران PSY (۲۰۱۴) نشان دادند که روش PWY، تنها یک دوره حسابی را تشخیص می‌دهد و اگر در دوره مورد بررسی چند دوره حسابی باشد، این مدل قادر به تشخیص نخواهد بود؛ بنابراین مدل PSY ارائه شده در سال ۲۰۱۴، به‌نوعی تعمیم یافته PWY محسوب شده و قادر به تشخیص دوره‌های حسابی متعدد در داده‌هاست. فیلیس و همکاران (۲۰۱۴) این روش را برای داده‌های بازار سهام S&P 500 به کار بردند و روششان دوره‌های تاریخی حساب را با موفقیت شناسایی کرد. اتین و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) این روش را برای تعیین دوره‌های حسابی در بازار آتی‌های گندم، سویا و ذرت به کار بردند. همچنین پاولیدیس و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) از روش PSY برای تعیین دوره‌های حسابی در قیمت سهام استفاده نموده، با این تفاوت که از این روش برای تفاوت میان قیمت نقد آتی و قیمت فوروارد استفاده کردند. فحد<sup>۴</sup> (۲۰۱۷) نیز برای شناسایی حساب‌های انفجاری در بازارهای سهام آفریقایی از روش PSY استفاده کردند و شواهدی قوی مبنی بر وجود حساب‌های بورس‌بازانه متعدد در مصر، غنا، کنیا، نیجریه، تونس و بوتسوانا یافتند. ژاو و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۲۰) برای آزمون حساب، شش سری قیمتی را از بازارهای سهام چین و بازارهای نفت خام چینی و بین‌المللی بررسی کردند و بر اساس فرضیه بازار کارا و آزمون سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF)، وجود دو دوره حسابی را در هر سری قیمتی یعنی بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ و حساب نفتی ۲۰۱۴-۲۰۱۵ تأیید کردند.

### پژوهش‌های داخلی

زارع (۱۳۹۰) با استفاده از آزمون‌های تسلسل، چولگی، کشیدگی و وابستگی دیرش، وجود حساب قیمت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داد و نشان داد که بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ دارای حساب قیمتی است. همچنین فلاح

1. Gutierrez
2. Etienne et al
3. Pavlidis et al
4. Fahad
5. Zhao et al

شمس و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از همین آزمون‌ها وجود حباب در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. عباسیان و همکاران (۱۳۹۴) در بازه ۱۳۸۳-۱۳۹۴ یک مدل اتورگرسیون ترکیبی لجستیک از پویایی‌های قیمت سهام در قالب یک سیستم دو رژیم در نظر گرفتند، به گونه‌ای که فرآیند حباب قیمت‌گذاری در یک رژیم ایجاد می‌شود اما در رژیم دیگر نوعی هم‌انباشتگی خطی بین قیمت و سود سهام برقرار است. صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۴) به بررسی وجود حباب‌های چندگانه در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۳ پرداخته و نتایج مؤید وجود حباب در برخی بازه‌های زمانی است. همچنین بیابانی خامنه و همکاران (۱۳۹۵) وجود رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۳ بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده آن است که از ۶۹ ماه مورد بررسی، ۱۵ ماه حباب وجود دارد. راسخی و همکاران (۱۳۹۵) نیز رفتار انفجاری و وجود حباب‌های چندگانه در بازار سهام ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۰-۱۳۸۱:۰۱ تأیید کردند. عباسی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از آزمون مانایی نسبت قیمت به سود (p/e) برای شرکت‌های منتخب صنایع خودرو و پتروشیمی طی دوره ۶ ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ نشان دادند که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، قیمت سهام ۶۳ درصد شرکت‌ها و در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد، قیمت سهام ۵۰ درصد شرکت‌های مورد بررسی حبابی هستند. اسدی و همکاران (۱۳۹۸) بر مبنای یک مدل DSGE بی‌زین در قالب چرخه‌های تجاری حقیقی، به شناسایی مؤلفه‌های تعیین‌کننده حباب‌های قیمتی بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان‌دهنده آن است که شوک احساسی مهم‌ترین منبع بروز حباب‌ها و به دنبال آن نوسان قیمت سهام معرفی شد.

تمایز این پژوهش با پژوهش‌های گذشته این است که اول از یکی از جدیدترین مدل‌های سنجش حباب یعنی آزمون سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) استفاده شده است که اولین بار توسط فیلیس و همکاران ارائه شده است. مزیت این آزمون این است که چون مبتنی بر عوامل بنیادین نیستند، بنابراین بر روی سری زمانی قیمت سهام تمرکز می‌کنند و از آزمون اعتبار مدل مورد استفاده برای تعیین ارزش ذاتی سهام استفاده نمی‌کنند. مزیت دیگر این آزمون توانایی

تشخیص دوره‌های چندگانه حسابی در بازه زمانی مورد بررسی است. همچنین در این پژوهش از دو روش برای شناسایی وجود حساب در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است که تطبیق نتایج دو روش قطعاً بر اعتبار پژوهش خواهد افزود.

## روش‌شناسی پژوهش

متغیرهای این پژوهش به صورت ماهانه در بازه ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ از سایت بورس اوراق بهادار تهران<sup>۱</sup> استخراج شده است. با توجه به روش‌های مورد استفاده در پژوهش‌های گذشته برای شناسایی و سنجش حساب، در این پژوهش از دو روش متمایز برای سنجش حساب در شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) استفاده شده است که عبارت‌اند از اول، آزمون تسلسل<sup>۲</sup>، چولگی و کشیدگی<sup>۳</sup> و آزمون وابستگی دیرش<sup>۴</sup> و دوم، آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر (SADF) و سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF). در نهایت نتایج حاصل از دو روش با هم مقایسه شده‌اند. در این پژوهش از نرم‌افزارهای SPSS و Eviews برای سنجش حساب استفاده شده است.

## روش اول

در روش اول از سه آزمون تسلسل (تصادفی بودن داده‌ها)، چولگی و کشیدگی و آزمون وابستگی دیرش برای بررسی حساب قیمت در بورس تهران استفاده شده است. آزمون تسلسل (تصادفی بودن داده‌ها) نشان‌دهنده فرایند تصادفی بودن تغییرات است. تصادفی نبودن سلسله‌ها و پیروی از یک الگوی خاص، نشان‌دهنده فراز و فرود قیمت بوده و امکان بروز حساب را تقویت می‌کند (فلاح شمس، ۱۳۹۲: ۴۳). در آزمون چولگی و کشیدگی، کشیدگی ارتفاع یک توزیع را نشان می‌دهد؛ به عبارت دیگر کشیدگی معیاری از بلندی منحنی در نقطه ماکزیمم است و در

1. <https://www.tse.ir/>
2. Run Test
3. Skewness and Kurtosis
4. Duration Dependence Test

توزیع نرمال مقدار کشیدگی برابر ۳ هست. کشیدگی مثبت به معنای بالاتر بودن قله توزیع نسبت به توزیع نرمال و کشیدگی منفی به معنای پایین‌تر بودن قله نسبت به توزیع نرمال است. ضریب چولگی (گشتاوری)، مهم‌ترین شاخص چولگی است. ضریب چولگی منفی به معنای چولگی توزیع سمت به چپ و ضریب چولگی مثبت به معنای چولگی به راست است. در صورت چولگی منفی، بروز حباب قیمتی محتمل است؛ زیرا بعد از افزایش قیمت‌ها، پایین آمدن آن به دلیل جو روانی ایجاد شده، بیشتر از افزایش است؛ بنابراین چولگی منفی و کشیدگی کمتر از نرمال در یک سهم، بیانگر وقوع حباب است (فدائی نژاد و عشقی، ۱۳۸۵: ۴۶). در آزمون وابستگی دیرش، در صورتی که طول سلسله‌های منفی به طول سلسله‌های مثبت وابسته باشد، بیانگر آن است که قیمت‌ها ابتدا افزایش و سپس کاهش یافته است (احتمال وقوع حباب)، ولی اگر سلسله‌های مثبت و منفی مستقل از یکدیگر و کاملاً تصادفی باشند، بیانگر عدم وقوع حباب است. اگر در بازار حباب وجود داشته باشد، سلسله بازدهی‌های مثبت غیرعادی وابستگی دیرش داشته و بین احتمال پایان یافتن یک سلسله و طول آن، رابطه عکس وجود دارد. به عبارت دیگر هر چه طول سلسله بازدهی‌های مثبت زیاد شود، احتمال پایان یافتن این سلسله‌ها کمتر می‌شود. این بدان معنی است که شیب تابع مخاطره بازدهی‌های شاخص قیمت در زمان وجود حباب منفی خواهد بود (مک کوئین و تورلی،<sup>۱</sup> ۱۹۹۴).

## روش دوم

در روش دوم از آزمون‌های ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر (SADF) و سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF) بر روی شاخص قیمت سهام استفاده شده است. از طریق این آزمون‌ها، علاوه بر آزمون نمودن رفتار انفجاری و حبابی در بازه موردنظر در بازار سهام ایران، دوره‌هایی که بازار سهام دچار حباب قیمتی بوده است، نیز شناسایی می‌گردد. برای انجام این آزمون‌ها از افزونه  $rtadf^2$  در نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

1. McQueen and Thorley
2. Right Tailed ADF Tests

## یافته‌های پژوهش

### روش اول

همان‌طور که اشاره شد در روش اول از سه آزمون تسلسل (تصادفی بودن داده‌ها)، چولگی و کشیدگی و آزمون وابستگی دیرش برای بررسی حساب قیمت در بورس تهران استفاده شده است.

### آزمون تسلسل (تصادفی بودن داده‌ها)

همان‌طور که در مورد این آزمون اشاره شد، در صورتی که قدر مطلق مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی استخراج شده از جدول نرمال استاندارد بیشتر باشد، نشان‌دهنده تصادفی نبودن سلسله‌های ایجاد شده در قیمت یا بازدهی و به بیان دیگر عدم استقلال سلسله‌های مثبت و منفی از هم بوده که بیانگر بروز حساب قیمتی است. در این بخش از آزمون RUNS در نرم‌افزار SPSS استفاده شده است و نتایج آزمون در جدول ۱ نمایش داده شده است. نتایج نشان می‌دهد مقدار Z برای بازدهی‌های ماهانه شاخص (وزنی-ارزشی) قیمت سهام برای سطح احتمال ۹۵ و ۹۹ درصد، خارج از مقدار بحرانی قرار گرفته و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر تصادفی بودن سلسله‌های مثبت و منفی رد می‌شود که نشان‌دهنده احتمال وجود حساب در بازه زمانی موردنظر است.

جدول ۱. نتایج آزمون تصادفی بودن داده‌ها (تسلسل)

بازدهی ماهانه شاخص قیمت سهام	سری زمانی
۴۱	تعداد مشاهدات کوچک‌تر از میانگین
۳۰	تعداد مشاهدات بزرگ‌تر از میانگین
۷۱	تعداد کل مشاهدات
۵۲	تعداد سلسله‌ها
-۲/۶۰۹	آماره Z
مقادیر بحرانی: سطح اطمینان ۹۵ درصد ۱/۹۶ و سطح اطمینان ۹۹ درصد ۲/۵۸	

### آزمون چولگی و کشیدگی

همان‌طور که اشاره شد اگر سهمی دارای چولگی منفی (چپ) و کشیدگی کمتر از نرمال

باشد، نشان‌دهنده بروز حباب است. جهت محاسبه ضرایب چولگی و کشیدگی از نرم‌افزار SPSS استفاده شده است. نتایج محاسبه ضرایب چولگی و کشیدگی در جدول ۲ قابل مشاهده است. در این آزمون مقادیر بحرانی ضریب چولگی توزیع نرمال برابر صفر و ضریب کشیدگی آن برابر سه است. در داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام، چولگی نزدیک به صفر است، اما منفی نیست و کشیدگی کمتر از سه است؛ بنابراین بر اساس این آزمون نمی‌توان در مورد وجود حباب اظهارنظر نمود. همچنین مطابق جدول ۲، آزمون نرمالیتی Shapiro-Wilk برای بازدهی ماهانه شاخص صورت پذیرفت که سطح احتمال ۰,۰۰۱ نشان‌دهنده رد فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع بازدهی ماهانه شاخص قیمت سهام است.

جدول ۲. نتایج آزمون چولگی و کشیدگی و نرمال بودن توزیع بازدهی شاخص قیمت سهام

آزمون چولگی و کشیدگی			
سری زمانی	تعداد داده‌ها	ضریب کشیدگی	ضریب چولگی
بازدهی ماهانه شاخص قیمت	۷۲	۰/۱۵۱	۰/۹۰۲
آزمون Shapiro-Wilk			
بازدهی شاخص قیمت سهام	آماره آزمون	تعداد نمونه	سطح احتمال
	۰/۹۲۹	۷۱	۰/۰۰۱

### آزمون وابستگی دیرش

برای انجام این آزمون از تابع مخاطره<sup>۱</sup> طبق فرمول زیر استفاده شده است:

$$h(t_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta \ln x_i)}} , \beta > 0 \quad \text{رابطه ۳}$$

برای برآورد تابع مخاطره بالا، ابتدا وجود بازدهی غیرعادی (تفاضل بازدهی واقعی و بازدهی مورد انتظار) از طریق مدل خود توضیحی سری زمانی (ARIMA) محاسبه گردید و به روش باکس-جنکینز، تعداد وقفه بهینه AR و MA برآورد گردید. بازدهی‌های غیرعادی همان

#### 1. Hazard Function



پسماندهای رگرسیون مدل برآوردی است. در مرحله برای بازدهی های غیرعادی به دست آمده، سلسله های مثبت و منفی را تعیین نموده و برای سلسله های مثبت و منفی به صورت جداگانه طول هر سلسله محاسبه می شود. سپس معادله لگاریتمی تابع مخاطره با استفاده از مقادیر سلسله های مثبت، منفی و دیرش سلسله ها برآورد می شود و پارامترهای آن محاسبه می گردد. در برآورد تابع مخاطره، متغیر مستقل لگاریتم طبیعی طول سلسله ها و متغیر وابسته یک متغیر دو ارزشی با مقدار صفر برای سلسله های منفی و مقدار یک برای سلسله های مثبت است.

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta \ln X_i \quad \text{رابطه ۴}$$

در رابطه فوق  $\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$  بیانگر شانس بوده که برابر با نسبت احتمال بروز به احتمال عدم بروز حباب قیمتی است و  $\ln X_i$  لگاریتم طول سلسله ها است. در مدل برازش شده اگر  $\beta = 1$  باشد، نشان دهنده عدم وجود حباب قیمتی است. فرضیه  $H_0$  در این مدل به معنای عدم وجود حباب است؛ به بیان دیگر احتمال این که یک سلسله مثبت پایان یابد، مستقل از بازدهی های قبلی است که بیانگر تصادفی بودن وقوع بازدهی های غیرعادی مثبت و منفی است. در این مدل فرضیه صفر به معنای عدم وجود وابستگی دیرش نشان دهنده این است که  $\beta$  برابر یک است؛ بنابراین اگر اختلاف  $\beta$  از یک معنادار نباشد، وابستگی دیرش وجود ندارد و نشانه ای دال بر حباب وجود ندارد. اما اگر مقدار  $\beta$  کمتر از یک باشد، مخاطره در دوره  $t$  کاهش یافته و این وضعیت بیانگر وابستگی دیرش منفی است. به این ترتیب فرضیه  $H_1$  (وجود حباب قیمت) در صورتی تأیید می شود که احتمال پایان یافتن یک سلسله مثبت با طولانی تر شدن سلسله کاهش یابد؛ یعنی پارامتر شیب تابع مخاطره ( $\beta$ ) منفی باشد.

سؤالی که در اینجا مطرح می شود این است که آیا ضریب  $\beta$  که از تخمین تابع مخاطره به دست آمده است، تفاوت معناداری با یک دارد یا خیر؟ برای آزمون این فرض، آزمون «والد»<sup>۱</sup> مورد استفاده قرار می گیرد. فرضیه صفر این آزمون  $\beta = 1$  است. در جدول ۳ نتایج آزمون والد

#### 1. Wald Test

مشاهده می‌شود. مقدار آماره‌های آزمون و سطح معناداری مدل در سطح اطمینان ۹۹ درصد، بیانگر آن است که فرضیه صفر برای داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام تأیید نمی‌شود که نشان‌دهنده تأیید وجود حباب در داده‌های ماهانه است.

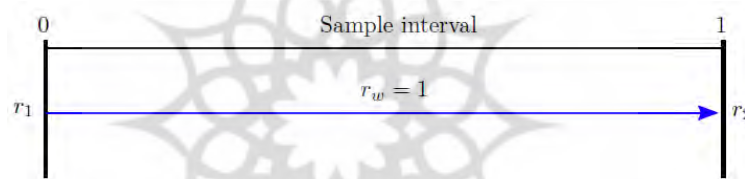
جدول ۳. نتایج آزمون والد

سری زمانی	$\beta$	آماره $t$	آماره $F$	آماره کای‌دو
بازدهی ماهانه شاخص قیمت	-۰/۶۶۷۵	-۲/۷۷۱ (۰/۰۰۹۵)*	۷/۶۷۹ (۰/۰۰۹۵)	۷/۶۷۹ (۰/۰۰۵۶)

\* اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال است.

## روش دوم

در ویرایش ساده آزمون دیکی فولر راست دم،  $I_1$  و  $I_2$  برای مشاهده‌های اول و آخر کل نمونه ثابت هستند که در نمودار ۱ نشان داده می‌شود.

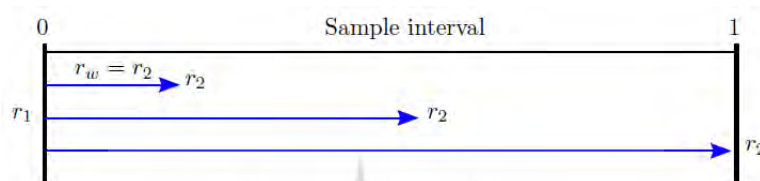


نمودار ۱. تشریح فرایند ساده دیکی فولر راست دم

آزمون SADF که توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) معرفی شده است، مبتنی بر محاسبات بازگشتی از آماره‌های ADF با نقطه شروع ثابت و یک پنجره با طول در حال افزایش است که اندازه اولیه پنجره توسط کاربر تنظیم می‌شود. همان‌طور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود، فرایند تخمین به صورت ذیل پیش می‌رود: مشاهده اول در نمونه به عنوان نقطه شروع پنجره تخمین ( $I_1$ )، یعنی  $I_1=0$  تعیین می‌شود. نقطه پایانی پنجره تخمین اولیه ( $I_2$ ) بر طبق گزینه‌ای از حداقل اندازه پنجره ( $I_0$ ) تنظیم می‌شود، چنان‌که اندازه پنجره اولیه  $I_w=I_2$  باشد. در نهایت رگرسیون به صورت بازگشتی تخمین زده می‌شود، درحالی‌که اندازه پنجره در هر زمان به اندازه یک مشاهده در حال

افزایش است، به صورتی که  $r_2 \in [r_0, 1]$  هر تخمین یک آماره ADF تولید می کند که عبارت است از  $ADF_{r_2}$ . توجه داشته باشید که در مرحله آخر، تخمین، مبتنی بر کل نمونه خواهد بود ( $r_2=1$ ) و آماره آزمون  $ADF_1$  خواهد بود). آماره SADF به صورت مقدار سوپریم دنباله  $ADF_{r_2}$  برای  $r_2 \in [r_0, 1]$  تعریف می شود.

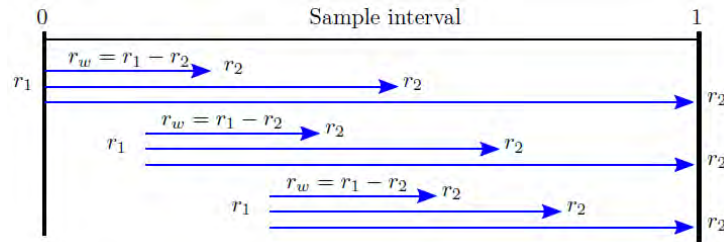
$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{ADF_{r_2}\} \quad \text{رابطه (۵)}$$



نمودار ۲. تشریح فرایند SADF

هنگامی که دوره نمونه شامل دوره‌های متعدد رونق و رکود است، آزمون SADF در شناسایی حباب‌ها دچار نقص می شود. آخرین ویرایش آزمون ریشه واحد، SADF تعمیم یافته نامیده می شود که توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) پیشنهاد شد. این آزمون با ایجاد پنجره‌های تخمین منعطف تر، آزمون SADF را تعمیم می دهد. در این آزمون برخلاف فرایند SADF، نقطه شروع ( $r_1$ ) نیز مجاز است که در بازه  $0, r_2 \in [r_0, 1]$  متغیر باشد (نمودار ۳). آماره GSADF به صورت زیر تعریف می شود:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad \text{رابطه (۶)}$$



نمودار ۳. تشریح فرایند GSADF

فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) نشان داده‌اند نمونه‌های متحرک  $GSADF$  در شرایطی که دوره‌های حبابی متعددی وجود داشته و یا حجم نمونه نسبتاً کم است، در تشخیص رفتارهای انفجاری نقص مدل  $SADF$  را ندارد. برای تشخیص دوره‌های شروع و انفجار هر حباب، فیلیپس و دیگران (۲۰۱۴) توالی‌های نمونه‌ای گسترش‌یافته عقب‌گرد<sup>۱</sup> را مورد استفاده قرار داده‌اند. فرض کنیم که نقطه پایان در  $r_2$  ثابت بوده و نقطه شروع در  $r_1$  میان بازه  $0, r_2$  حرکت کند. این توالی  $ADF$  به صورت ذیل نشان داده می‌شود:

$$BADF_{r_1, 0, r_1, r_2, r_0}^{r_2} \quad \text{رابطه ۷}$$

در نتیجه آماره  $GSADF$  عقب‌گرد مقدار سوپریمم توالی آماره  $ADF$  به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\}. \quad \text{رابطه ۸}$$

تاریخ شروع (پایان) هر حباب متناظر با اولین تاریخی است که آماره  $BSADF$  آن بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از مقادیر بحرانی شود که توسط شبیه‌سازی مونت کارلو برآورد می‌گردد. لازم به ذکر است توضیحات مبسوط روش‌های پیش‌گفته بر مبنای روش‌های آمار ریاضی در تحقیق فیلیپ و همکاران (۲۰۱۱ و ۲۰۱۴) ارائه شده است.

1. Backward Expanding Sample Sequences
2. Backward Sup ADF Test

در این بخش، آزمون ریشه واحد دیکی-فولر راست دم را که مانند آزمون دیکی-فولر سنتی است، همچنین آزمون ریشه واحد SADF و GSADF را برای متغیر شاخص کل قیمت سهام انجام می‌دهیم. تفاوت این آزمون‌ها با آزمون سنتی، در استنباط آماری بر مبنای دم راست توزیع بوده و آماره آزمون همان آماره ADF است. نتایج سه آزمون در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF راست دم، SADF و GSADF

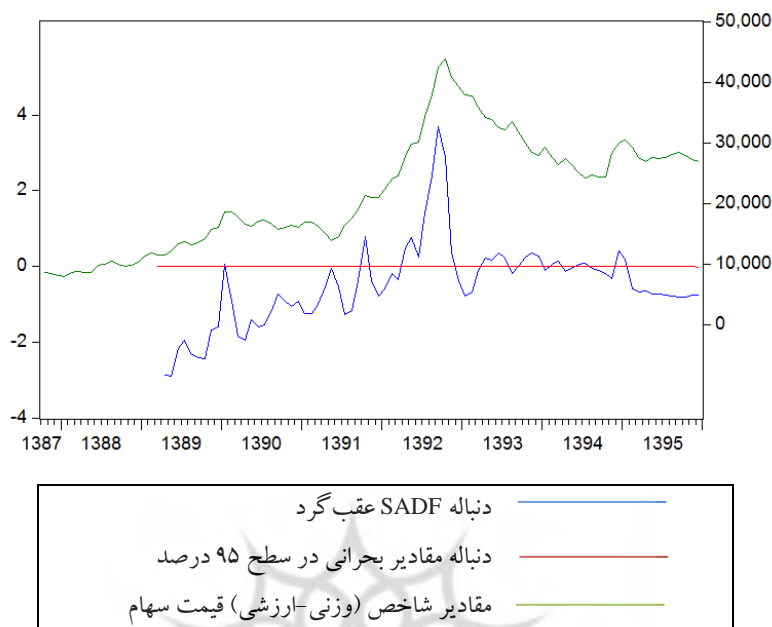
آزمون ریشه واحد ADF راست دم				
متغیر	آماره t	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪
شاخص قیمت سهام	-۰/۷۷۶۶۴۴	-۰/۲۶۵۰۴۹	-۰/۸۶۸۰۹۰	-۱/۱۹۸۶۸۰
آزمون SADF				
شاخص قیمت سهام	۳/۶۸۹۵۳۸	۰/۹۶۸۴۰۱	۰/۴۱۶۴۳۱	۰/۱۴۶۰۵۵
آزمون GSADF				
شاخص قیمت سهام	۳/۶۸۹۵۳۸	۱/۶۰۶۳۰۶	۱/۰۸۹۹۲۱	۰/۸۴۷۰۳۶

بر اساس آزمون ریشه واحد راست دم ADF، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، وجود رفتار انفجاری و حبابی در بازار سهام ایران تأیید می‌شود. همان‌طور که قبلاً اشاره شد، آزمون ریشه واحد SADF و GSADF، توانایی بالایی در آزمون رفتار انفجاری دارند. با توجه به این که در هر دو آزمون، آماره t از مقادیر بحرانی در تمام سطوح معناداری بزرگ‌تر است؛ لذا فرضیه مبنی بر وجود رفتار انفجاری در تمام سطوح معناداری تأیید می‌گردد. تأیید این رفتار انفجاری نشانه‌ای قوی مبنی بر وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی مورد بررسی است. ویژگی آزمون‌های SADF و GSADF این است که علاوه بر قدرت بیشتر در تشخیص وجود حباب، بر اساس آن‌ها می‌توان دوره (دوره‌های) احتمالی حبابی را نیز به‌طور مشخص تعیین نمود.

با استفاده از آزمون SADF تنها می‌توان یک حباب را در سری زمانی موردنظر شناسایی نمود. در صورت وجود دوره‌های متعدد حباب، آزمون SADF ناتوان از تشخیص است. به همین دلیل در صورت بروز بیش از یک حباب، آزمون تعمیم‌یافته SADF به نام GSADF توانایی‌های بیشتری در تشخیص رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را خواهد داشت. در آزمون GSADF همانند SADF از یک الگوی رگرسیون بازگشتی (BSADF) استفاده می‌شود. با این تفاوت که در اینجا پنجره متحرک  $r_1, r_2$  که در آن 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  $r_0$  در حال تغییر است.

برای شناسایی دوره‌های حبابی بر اساس آزمون GSADF، همان‌طور که فیلیپس و دیگران (۲۰۱۴) پیشنهاد کرده‌اند، دنباله آماره SADF عقب‌گرد با دنباله مقادیر بحرانی که توسط شبیه‌سازی مونت کارلو به دست می‌آید، مقایسه می‌شود. با توجه به این که بازه زمانی موردبررسی سال ۱۳۹۰-۱۳۹۵ است؛ لذا با توجه به رویکرد عقب‌گرد آزمون، برای مشخص کردن دوره‌های حبابی از ابتدای سال ۱۳۹۰، در این تحقیق باید داده‌های ماهانه سال‌های قبل از ۱۳۹۰ را نیز لحاظ کنیم. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون GSADF در **Error! Reference source not found.** بازار سهام ایران در دوره‌های ۱:۱۳۹۰، ۱۰:۱۳۹۱، ۴:۱۳۹۲، ۵:۱۳۹۲، ۶:۱۳۹۲، ۷:۱۳۹۲، ۸:۱۳۹۲، ۹:۱۳۹۲، ۱۰:۱۳۹۲، ۱۱:۱۳۹۲، ۴:۱۳۹۳، ۵:۱۳۹۳، ۶:۱۳۹۳، ۷:۱۳۹۳، ۱۰:۱۳۹۳، ۱۱:۱۳۹۳، ۱۲:۱۳۹۳، ۳:۱۳۹۴، ۷:۱۳۹۴، ۱۲:۱۳۹۴، ۱:۱۳۹۵، دارای حباب قیمتی بوده و قیمت‌گذاری سهام در این ماه‌ها مطابق با ارزش بنیادی سهام نبوده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۴. نتایج حاصل از آزمون GSADF برای شناسایی دوره‌های حبابی

## بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، فرضیه پژوهش «حباب قیمتی در شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) در بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ وجود دارد» مورد آزمون قرار گرفته است. برای آزمون وجود حباب در بازار سهام ایران از دو روش، اول، آزمون تسلسل، چولگی و کشیدگی و آزمون وابستگی دیرش و دوم، آزمون ریشه واحد ADF راست‌دم، و SADF و GSADF استفاده گردید. در آزمون تسلسل، فرضیه صفر مبنی بر تصادفی بودن سلسله‌های مثبت و منفی رد شد که نشان‌دهنده احتمال وجود حباب در بازدهی ماهانه شاخص در بازه زمانی موردنظر است. در داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام، چولگی نزدیک به صفر اما منفی نبود، همچنین کشیدگی کمتر از سه بود؛ بنابراین بر اساس این آزمون امکان اظهارنظر در مورد حباب وجود نداشت.

سومین آزمون موردبررسی در روش اول وابستگی دیرش بود؛ بدین معنی که در صورت وقوع حباب، سلسله بازدهی‌های مثبت غیرعادی وابستگی دیرش داشته و میان احتمال پایان یافتن یک سلسله و طول آن رابطه عکس وجود خواهد داشت. با توجه به مقدار آماره‌های آزمون والد محاسبه شده، فرضیه صفر مبنی بر این که  $\beta = 1$ ، برای داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام رد شد و وجود حباب در داده‌های ماهانه مورد تأیید قرار گرفت. در روش دوم، بر اساس آزمون ریشه واحد راست‌دم ADF، وجود رفتار انفجاری و حبابی در بازار سهام ایران تأیید شد. همچنین در آزمون ریشه واحد SADF و GSADF که توانایی بیشتری در آزمون رفتار انفجاری دارند، فرضیه مبنی بر وجود رفتار انفجاری در تمام سطوح معناداری تأیید گردید. تأیید این رفتار انفجاری نشان‌دهنده وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران در بازه موردبررسی است. همان‌طور که اشاره شد، آزمون SADF تنها امکان شناسایی یک حباب را در سری زمانی موردنظر می‌دهد و هنگامی که سری زمانی موردبررسی دارای حباب‌های چندگانه بوده و وقوع حباب‌ها به شکل مستمر باشد، آزمون SADF ناتوان از تشخیص خواهد بود. به همین دلیل در صورت بروز بیش از یک حباب، آزمون GSADF دارای قدرت بیشتری در تشخیص رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه است؛ بنابراین در گام بعد برای شناسایی دوره‌های حبابی، از آزمون GSADF استفاده شد که بر اساس نتایج به‌دست آمده، بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های ۱۳۹۰:۱، ۱۳۹۱:۱۰، ۱۳۹۲:۴، ۱۳۹۲:۵، ۱۳۹۲:۶، ۱۳۹۲:۷، ۱۳۹۲:۸، ۱۳۹۲:۹، ۱۳۹۲:۱۰، ۱۳۹۲:۱۱، ۱۳۹۲:۱۱، ۱۳۹۳:۴، ۱۳۹۳:۵، ۱۳۹۳:۶، ۱۳۹۳:۷، ۱۳۹۳:۱۰، ۱۳۹۳:۱۱، ۱۳۹۳:۱۲، ۱۳۹۳:۱۲، ۱۳۹۴:۳، ۱۳۹۴:۷، ۱۳۹۴:۱۲، ۱۳۹۵:۱، ۱۳۹۵:۱ دارای حباب قیمتی بوده و قیمت‌گذاری سهام در این ماه‌ها مطابق با ارزش بنیادی سهام نبوده است.

جمع‌بندی پژوهش چنین است که در این پژوهش از چندین آزمون برای سنجش وجود حباب در بازدهی ماهانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۵ استفاده شد و در اکثر قریب به اتفاق آن‌ها، وجود حباب در شاخص تأیید گردید.

از جمله پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی می‌توان به مقایسه روش GSADF با سایر روش‌های پیشرفته سنجش بروز حباب نظیر آزمون‌های تغییر رژیم و روش انتگرال‌گیری کسری اشاره نمود.



همچنین استفاده از مدل‌های پژوهش جهت سنجش حساب در سایر بازارهای مالی نظیر بازار ارز، طلا و مسکن نیز می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به تأیید وجود حساب در بازار سهام و همچنین نظر به نقش بورس‌بازان و معامله‌گران اختلال‌زا در بروز آن، به نهاد ناظر بازار سرمایه توصیه می‌گردد برای کنترل تبعات حضور گسترده معامله‌گران اختلال‌زا در بازار از ابزارهای سیاستی متنوعی نظیر تغییر دامنه نوسان، افزایش وقفه‌های معاملاتی، اعمال سیاست‌های مالیاتی و... استفاده نموده و با افزایش سطح آموزش و فرهنگ‌سازی معامله‌گران خرد، از بروز رفتار احساسی و هیجانی در بازار کاسته شود.

## منابع

- اسدی، احسان؛ زارع، هاشم؛ ابراهیمی، مهرزاد و پیرائی، خسرو (۱۳۹۸). حساب‌های قیمتی در بازار سهام تهران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲)، ۱۰۰-۷۳.
- بیابانی خامنه، کاظم؛ خزایی، سعید و افشاریان، امیرحسین (۱۳۹۵). آزمون وجود حساب و رفتار انفجاری در بازار سهام ایران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۹(۲۹)، ۱۱۱-۱۲۵.
- توحیدی، محمد (۱۳۹۶). *ارزیابی و تحلیل معاملات بورس بازانه در بازار اوراق بهادار بر اساس موازین فقه امامیه*. رساله دکتری دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران.
- جعفری صمیمی، احمد و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۴). آزمون وجود حساب‌های چندگانه قیمت در بازار سهام: کاربرد روش سوپریمم عمومی دیکی - فولر تعمیم‌یافته. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۲۱)، ۳۳-۷.
- راسخی، سعید؛ شهرازی، میلاد و علمی، زهرا (۱۳۹۵). تعیین دوره‌های حساب قیمتی: یک مطالعه موردی برای بازار بورس اوراق بهادار تهران. *مجله علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۳(۳)، ۵۵-۲۵.
- زارع، قاسم (۱۳۹۰). *مدلی برای پیش‌بینی حساب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران.
- عباسی، غلامرضا؛ محمدی، هادی و نشاط‌آور، محمدمبین (۱۳۹۷). بررسی نقش حساب قیمتی در ایجاد نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران (شرکت‌های منتخب صنایع پتروشیمی و خودرو). *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۳)، ۱۵۲-۱۳۳.
- عباسیان، عزت‌اله؛ فرزندگان، الهام و نصیرالاسلامی، ابراهیم (۱۳۹۴). بی‌قاعدگی حساب قیمتی در بورس اوراق

- بهادار تهران: رویکرد محدودیت در آربیتراژ. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۳(۷۶)، ۹۲-۷۵.
- فلاح شمس، میرفیض؛ زمردیان، غلامرضا و دوستارگان، رقیه (۱۳۹۲). بررسی وجود حباب در قیمت سهام مبتنی بر تخمین ARIMA و با استفاده از تکنیک‌های کشیدگی، چولگی، تسلسل و تابع مخاطره. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۴(۱۵)، ۴۹-۳۵.
- فلاح شمس، میرفیض؛ کردلویی، حمیدرضا و دهقانی، امیر (۱۳۹۱). بررسی و تعیین عوامل کشف و پیش‌بینی تشکیل حباب تصنعی قیمتی. دانش سرمایه‌گذاری، ۱(۱)، ۹۹-۱۲۴.
- Abreu, Dilip & Brunnermeier, Markus. (2003). Bubbles and Crashes. *Econometrica*, 71, 173-204.
- Al-Anaswah, N. and Wilfling, B. (2011). Identification of Speculative Bubbles Using StateSpace Models with Markov-Switching. *Journal of Banking & Finance*, 35.5, 1073-1086.
- Allen F. & Morris S. & Postlewaite A. (1993). Finite Bubbles with Short Sale Constraints and Asymmetric Information. *Journal of Economic Theory, Elsevier*, 61(2), 206-229.
- Arshanapalli, Bala and Nelson, William Bernard. (2016). Testing for Stock Price Bubbles: A Review of Econometric Tools. *The International Journal of Business and Finance Research*, 10(4), 29-42.
- Balke, N. S. and Wohar, M. E. (2009). Market Fundamentals versus Rational Bubbles in Stock Prices: A Bayesian Perspective. *Journal of Applied Econometrics*, 24(1), 35-75
- Blanchard, Olivier J. and Mark W. Watson. (1982). Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. *Crises in the Economic and Financial Structure*, ???, 295-316
- Brunnermeier, M. and Pedersen, L. (2005). Predatory trading. *Journal of Finance*, Vol. 4, 1825-1863.
- Campbell, J., & Shiller, R. (1988). Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *The Journal of Finance*, 43(3), 661-676.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *the Journal of Political Economy* 98(4): 703-738.
- Etienne, X. L., Irwin, S. H., and Garcia, P. (2015). Price Explosiveness, Speculation, and Grain Futures Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 97(1), 65-87.
- Fahad Almudhaf. (2017). Speculative bubbles and irrational exuberance in African stock markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, Vol. 13, 28-32.
- Flood, R., & Hodrick, R. (1990). On Testing for Speculative Bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 85-101.
- Frommel, M. and Kruse, R. (2012). Testing for a Rational Bubble under Long Memory. *Quantitative Finance*, 12.11, 1723-1732.
- Garber, Peter M. (2000). *Famous First Bubbles; the Fundamentals of Early Manias*. the MIT Press Cambridge, Massachusetts Institute of Technology.
- Grossman, S. J. and Shiller, R. J. (1981). The Determinants of the Variability of Stock Market Prices. *American Economic Review*, 71(2), 222.
- Gürkaynak, Refet S. (2008). Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 166-186.
- Gutierrez, L. (2013). Speculative Bubbles in Agricultural Commodity Markets. *European Review of Agricultural Economics*, 40(2), 217-238.

- Homm, U. and Breitung, J. (2012). Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Comparison of Alternative Methods. *Journal of Financial Econometrics*, 10(1), 198–231
- Kindleberger, C. P and R. Aliber. (2005). *Panics, Mania, and Crashes: A History of Financial Crises*. Wiley Investment Classics (John Wiley).
- Kleidon, Allan W. (1986). Variance Bounds Tests and Stock Price Valuation Models. *Journal of Political Economy*, 94(5), 953-1001.
- Komarek, Lubos & Kubicová, Ivana. (2011). The Classification and Identification of Asset Price Bubbles. *Czech Journal of Economics and Finance*, 61, 34-48.
- Kousta, Zisis & Serletis. (2005). Apostolos. Rational Bubbles or Persistent Deviations from Market Fundamentals?. *Journal of Banking and Finance*, 29, 2523–2539, 1–15.
- Lammerding, M., Stephan, P., Trede, M., and Wilfling, B. (2013). Speculative Bubbles in Recent Oil Price Dynamics: Evidence from a Bayesian Markov-Switching State-Space Approach. *Energy Economics*, 36, 491–502.
- LeRoy, S., & Porter, R. (1981). The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds. *Econometrica*, 49(3), 555-574.
- Luis Alberiko Gil-Alana, Robinson Dettoni, Rodrigo Costamagna, Mario Valenzuela. (2019). Rational bubbles in the real housing stock market: Empirical evidence from Santiago de Chile. *Research in International Business and Finance*, Vol 49, 269-281.
- Miller, M. H. (1977). Debt and Taxes. *The Journal of Finance*, 32, 261-275.
- Okpara, G. (2010). Do Rational Speculative Financial Bubbles Exist in the Nigerian Stock Market?. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, ???, ???.
- Pavlidis, E. G., Paya, I., and Peel, D. A. (2017). Testing for Speculative Bubbles Using Spot and Forward Prices. *International Economic Review*, 58(4), 1191–1226.
- Phillips, P. C. B., Shi, S. P. and Yu, J. (2014). Specification sensitivity in right tailed unit root testing for explosive behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3): 315–333.
- Phillips, P.C.B., Wu, Y., and Yu, J. (2011). Explosive behaviour in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values?. *International Economics Review*, 52(1), 201–226.
- Rosser, J. B. (2008). Econophysics and economic complexity. *Journal of Advances in Complex Systems*, Vol 11, ???.
- Scheinkman, José and Xiong, Wei. (2003). Overconfidence and Speculative Bubbles. 13th Annual Utah Winter Finance Conference; AFA 2003 Washington, DC Meetings. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=298865> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.298865>
- Shiller, Robert J. (1981). Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?. *The American Economic Review*, 71(3), 421-436.
- Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1997). The Limits of Arbitrage. *The Journal of Finance*, 52: 35-55.
- Siegel, J. J. (2003). What Is an Asset Price Bubble? An Operational Definition. *European Financial Management*, 9: 11-24.
- Tirole, J. (1985). Asset Bubbles and Overlapping Generations. *Econometrica*, 53(6), 1499–1528.
- Voth, Hans-Joachim and Temin, Peter, Riding the South Sea Bubble. (2004). *CEPR Discussion Paper No. 4221*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=509661>.
- West, K. D. (1987). A Specification Test for Speculative Bubbles. *Quarterly Journal of*

*Economics*, 102(3), 553–580.

Wöckl, Ines. (2019). Bubble Detection in Financial Markets: A Survey of Theoretical Bubble Models and Empirical Bubble Detection Test. *Working Paper*, Doi: 10.13140/RG.2.2.32636.69768.

Zhao Zhao, Huwei Wen, Ke Li. (2020). Identifying bubbles and the contagion effect between oil and stock markets: New evidence from China, *Economic Modelling*, ???, ???.



# Evaluating and Measuring Bubble in Tehran Stock Exchange

Mohammad Tohidi\*

## Abstract

The capital market, and in particular, the stock market is of particular importance in the economic growth of countries and the guidance of liquidity towards productive economic activities. This market has had ups and downs throughout the history of various countries that affect the variables of the real sector of the economy. The important question is whether all of these increases in stock market indicators are a sign of bubbles in the stock market. The purpose of this research is to measure and evaluate the price bubble in Tehran Stock Exchange (TSE). Therefore, the research hypothesis is that there is a price bubble in the price index of Tehran Stock Exchange (TEPIX) in the specified time period. In this study, two methods have been used to identify the existence of bubbles in the Tehran Stock Exchange, and matching the results of the two methods will definitely increase the validity of the research. These two methods are: (1) sequence Test, The coefficient of Skewness and kurtosis and Duration Dependence Test, and (2) Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF) and Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF). In this study, in addition to bubble identification, bubble periods have also been extracted. The results of both methods show that, first, the bubble's assumption is confirmed within the given time horizon, and second, the bubble periods are determined using the Generalized ADF Test (GSADF). During the time period, 21 months have a price bubble and the pricing of stocks in these months has not been in accordance with the fundamental value of the stock.

**Keywords:** Bubble, Price Index, Sequence, Duration Dependence Test, SADF, GSADF

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

---

\* Department of Finance, Faculty of Islamic Education and Management, Imam Sadeq University, Tehran, Iran