-- Iranian Journal of Economic Research---------
In Press
ijer.atu.ac.ir
DOI:

ATU PRESS

Original Research / Review / ...
Received:
Accepted:
ISSN:
eISSN:

Revising the Dynamics of Financial Assets Price Bubbles (A Case Study of Tehran Stock Exchange)

Mohammad Feghhi Kashani* | Assistant Professor, Department of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Teymor Mohammadi | Full Professor , Department of Economics , Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Zahra Aghighi | Ph.D. Candidate of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Abstract:

One of the key challenges in empirical studies relates to the identification of the dynamics of bubbles that periodically run up and collapse. This study is an attempt in this field, which initially examines some limitations of one of the relatively new methods in the economic literature as to the identification of rational bubbles in the Tehran Stock Exchange for the period of 2009-2020. Then, by assuming the Markov switching regime approach in this area, we have extended the conventional method by taking into account the dynamic interaction of asset prices in the market with the latent factor in the process of bubbles expansion and collapse. It is shown how this framework, while improving the efficiency of detecting financial bubbles through mitigating the specification error of dynamic models compared to existing alternative methods, is capable of incorporating the feature of traders' interactions in the market with no specific assumptions on how they interact, especially with regard to the coordination of their expectations and pursuant trading behavior. The findings resulting from this method indicate the existence of a bubble in asset prices only for the period 2018-2020, as opposed to the use of the conventional method, which implies either no bubble or the existence of two bubbly periods 2012-2014 and 2018-2020. in the Tehran Stock Exchange.

Keywords: Markov Switching Model, Rational Bubbles, Supremum Augmented Dickey-Fuller Method, Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller Method, Latent Factor

JEL Classification: C13, G12

* Corresponding Author: Mir30kas@gmail.com
How to Cite: xxxxxxx

بازنگری پویایی های حباب های قیمت دارایی های مالی

(مطالعه موردی بازار اوراق بهادار تهران)

محمد فقهی کاشانی * | استادیار،گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی ، تهران، ایران

تیمور محمدی | استاد ،گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی ، تهران، ایران

زهرا عقیقی | دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

یکی از چالش های مهم در مطالعات تجربی مربوط میشود به شناسایی پویایی های حباب هایی که بطور دوره یی شکل گرفته و ریزش می نمایند . مطالعه حاضر تلاشی است در این حوزه که در ابتدا به بررسی برخی محدودیت های مترتب بر یکی از روش های معمول نسبتا نوین در ادبیات اقتصادی در رابطه با شناسایی حباب های عقلایی در بازار اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۹میپردازد. سپس با اتخاذ رویکرد مبتنی بر الگوی تغییر رژیم مارکوف در این حوزه به گسترش روش متعارف ان با لحاظ سازی تعامل پویای قیمت های دارایی در بازار با عامل پنهان در فرایند شکل گیری و ریزش حباب ها می پردازد. نشان داده میشود که چگونه این چارچوب ضمن ارتقائ کارایی شناسایی حباب های مالی با تقلیل خطای تصریح مدل های پویا نسبت به روشهای جایگزین موجود، برایند کیفیت تعاملات معامله گران در بازار را بدون در نظر گرفتن هیچ پیش فرض خاصی در خصوص چگونگی تعاملات انها بویژه در رابطه با هماهنگ سازی انتظارات ودر پی ان رفتار معاملاتی انها، میتواند بطور ضمنی ملحوظ سازد. یافته ها با کاربست این روش حاکی از تجربه حباب در قیمت دارایی ها تنها برای دوره ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵ برخلاف کاربست روش متعارف که متضمن عدم وجود حباب و یا وجود دو دوره حبابی ۱۳۹۱:۰۱-۱۳۹۳:۰۵ و ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵در بازار اوراق بهادار تهران میباشند.

کلیدواژه: الگوی تغییر رژیم مارکوف، حبابهای عقلایی، روش دیکی ـ فولر تقویت شده برتر، روش دیکی ـ فولر تقویت شده برتر تعمیم یافته، عامل پنهان

طبقه‌بندی JEL: G12, C13

* نویسنده مسئول: Mir30kas@gmail.com

۱. مقدمه

ارائه رویکردهای تجربی به منظور شناسایی پویایی های حباب های مالی به ویژه حباب هایی که بطور دوره ای شکل گرفته و ریزش می نمایند ، مسئله نوپایی نیست و در آزمون های متعارف شامل دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF)، دیکی ـ فولر تقویت شده برتر (SADF) و دیکی ـ فولر تقویت شده برتر تعمیم یافته(GSADF) و الگو های مارکوف تا حدودی سعی شده است، این دوره‌های تاریخی شناسایی شوند. در اقتصاد ایران به ویژه پس از شروع تحولات بازار اوراق بهادار، پژوهش هایی جهت تبئین وشناسایی این مسئله انجام شده و شکل‌گیری این پدیده بویژه در طی دهه ۱۳۹۰ با استفاده از این آزمون‌های متعارف مورد توجه قرار گرفته است. نظر به اینکه روندهای شدید افزایشی قیمت ها در بازار اوراق بهادار ایران معمولا به چند فصل و در طولانی ترین حالت به یک یا دوسال محدود می شود، امکان شناسایی چنین دور های حبابی که دارای عمر کوتاهی هستند در مدل های مارکوف نسبت به رویکردهای متعارف وبه طور خاص آزمون دیکی-فولر تقویت شده برتر تعمیم یافته(GSADF) بیشتر است(حسین‌زاده،۱۳۹۹). اما یکی از محدودیت های معطوف به رویکرد مدل های مارکوف متعارف، نادیده گرفتن تعاملات پویای قیمت های دارایی مورد بررسی و عامل پنهان ، تنها بصورت درنظر گرفتن رفتار کاملا برونزای ایندو نسبت به یکدیگر می‌باشد که در مطالعه حاضر تلاش شده است تا این محدودیت در این حوزه برطرف گردد.

از دیدگاه کلاسیک و به لحاظ سیستمی، شکل گیری پدیده حباب های مالی موئد فرایند ناپایداری است که در هر مرحله به علت قیمت گذاری نادرست ارزش دارایی مالی بویژه سهام، عدم تخصیص بهینه منابع در بخش حقیقی اقتصاد را بهمراه خواهد داشت که در نهایت می تواند این سیستم ملتهب را به سمت یک بحران مالی و اقتصادی هدایت نماید. در حقیقت پیدایش این ریزش های ناگهانی و بعضا افسار گسیخته ارزش دارایی و به دنبال ان سقوط بازار، درپی ورود شوک‌ها وتکانه‌های ناگهانی بصورت پدیده ترکیدن حباب های قیمتی در اقتصاد نمود خواهند یافت(Sornette & Cauwels,2014) و در سطح خرد و کلان هزینه های اقتصادی و حتی اجتماعی قابل توجهی را برای اقتصادی های درگیر بهمراه خواهند داشت. بطور مشخص تر، در چنین موقعیت هایی نه تنها قیمت‌ها در بازارهای مورد تحلیل ممکن است متناسب با تغییرات عوامل بنیانی بازار تغییر ننمایند بلکه میتوانند متاثر از تغییرات عوامل غیر بنیانی بازار تغییر نمایند (حسین‌زاده،۱۳۹۹). در حقیقت این نوع پدیده بیانگر ورود بازار به رژیمی است که نه تنها متاثر از احساسات و انتظارات غیر عقلایی فعالان اقتصادی و نگاه خوش بینانه آنان نسبت به کسب سود و بازده بالاتر میباشد و قیمت‌های شکل گرفته در ان لزوما بازتاب دهنده تغییرات عوامل بنیانی نیست، بلکه در نهایت قیمت‌ها عمدتا متاثر از تحریک بازیگران بازار برای دریافت صرف ریسک بیشتر در یک فرایند درونزای خود افزا خواهند بود (Sornette & Cauwels,2014) .به اذعان شواهد تاریخی در اکثر موارد این روند رو به رشد، پایدار نیست و پس از آنکه بازار در زمان شکل‌گیری حباب به مرحله بلوغ رسید، همزمان با ریزش های ناگهانی حباب قیمتی دارایی، بازار رژیم ریزشی جدیدی را تجربه خواهد نمود که در ان قیمت‌ها لزوما متناسب با سطح تغییرات عوامل بنیانی انها ریزش نخواهند نمود. در حقیقت میتوان دو مرحله را در این فرایند در نظر گرفت . مرحله اول متضمن واگرایی مداوم و قابل توجه میان قیمت دارایی و ارزش بنیان‌های آن(شکل‌گیری حباب‌ها) و مرحله دوم متضمن ریزش‌های ناگهانی قیمت‌ها در بازار خواهد بود (ترکیدن حباب‌ها) (Sornette & Cauwels,2014).آنچه که در این بین به لحاظ اقتصادی حائز اهمیت است این است که در هر دو مرحله به علت قیمت‌گذاری نادرستی که عدم تخصیص بهینه منابع را بهمراه خواهد داشت، اقتصاد میتواند متحمل هزینه‌های بیشماری شود و حتی میزان این هزینه‌ها در مرحله ریزش حباب‌ها میتواند بسیار بزرگ تر از زمان شکل گیری دوره های حبابی باشد. بی شک شناسایی دقیق دوره های حبابی به لحاظ اقتصادی از آن جهت شایسته توجه است که هرچقدر زودتر بتوان این دوره‌های حبابی را کشف کرد و سیاستهای مناسبی را جهت

مدیریت و تصحیح فرایندهای متضمن اتخاذ نمود ، هزینه‌های تحمیل شده بر اقتصاد کاهش می‌یابد (Brunnermeier & Schnabel, 2015).

نواوری این پژوهش در زمینه شناسایی حباب‌ها، وارد نمودن مفهوم درونزایی در رابطه میان قیمت دارایی‌های مالی مورد تحلیل و عوامل بنیانی محرک آنها به عنوان یک متغیر غیرقابل مشاهده در چارچوب الگوی زنجیره مارکوف می‌باشد که متفاوت از رویکردهای متعارف (برونزای) مارکوف موجود در این حوزه است. ارائه این نوع رویکرد مطالعاتی از آن جهت شایسته توجه محققین است که با لحاظ سازی یکی از عناصر مهم در دینامیسم شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در تصریح مدل و کاربست الزامات تخمینی ان، به برطرف‌سازی جنبه‌ای مغفول واقع شده در ادبیات موجود در این حوزه می‌پردازد. بدین ترتیب مطالعه حاضر را میتوان به منزله تلاشی جهت گسترش وتعمیم ادبیات آزمون‌های متعارف شناسایی پدیده‌های حبابی بطورکلی (نظیر دیکی_فولر تعمیم‌یافته (ADF)، دیکی_فولر تقویت‌شده برتر (SADF) و دیکی_فولر تقویت‌شده‌برترتعمیم‌یافته(GSADF) در مطالعات فیلیپس وهمکاران[۱](۲۰۱۱)، فیلیپس‌وهمکاران[۲] (۲۰۱۳a) و فیلیپس وهمکاران[۳](۲۰۱۵) والگوهای تجربی متعارف مارکوف بطور اخص نظیر هال و همکاران [۴](۱۹۹۹)، شی وسانگ[۵](۲۰۱۲) تلقی نمود[۶]. بطور مشخص تر چگونگی برایند تلقی کل معامله‌گران در بازار دارایی از اخبار مربوط به عوامل بنیانی و تعامل میان آنها یکی از نیروهای رانش مبنایی در پویایی‌های قیمت دارایی‌ها و از انجا پویایی‌های حباب‌ها محسوب میشود. مطالعه حاضر با عطف توجه به این امر به بازنگری تصریح مدل‌های تجربی موجود در زمینه شناسایی حباب‌ها پرداخته و تبعات انرا برای براوردها و ازمون‌های فرضیه در این حوزه مورد بررسی قرار میدهد. این ویژگی موجب پدید امدن نوعی درونزایی در زنجیره مارکوف و به تبع ان فرایند تغییر رژیم از حبابی به غیر حبابی و بالعکس میگردد. امری که نادیده گرفتن ان میتواند سوگیری های قابل توجهی در براورد پارامترهای مشروط به حباب

---

[1] Phillips, P. C ., et al.
[2] Phillips, P. C ., et al.
[3] Phillips, P. C ., et al.
[4] Hall, S.G., et al.
[5] Shi, S. & Song, Y.

[۶] مبنای فکری رویکردهای مطالعاتی جهت شناسایی حباب‌های عقلایی، که با دیدگاه اولیه مدل قیمت‌گذاری دارایی (Lucas,1987) آغاز شد در اکثر تحلیل‌های اقتصادی به نحوی گسترش یافت که پس از نقد ایوانز (Evans,1991)نسبت به ضعف نظری آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی ، پیدایش رفتار انفجاری در سری زمانی مورد تحلیل مبنای فکری روش‌های تجربی شناسایی پدیده‌های حبابی قرار گرفت. بر این اساس، رویکردهای مطالعاتی اخیر با تاکید بر ماهیت رفتارهای انفجاری قیمت دارایی بازار سرمایه از دیدگاه اقتصاد سنجی و به صورت سیستمی به خوبی سیر مطالعاتی جدیدی را نسبت به شناسایی زودهنگام حباب‌های عقلایی ارائه نمودند که در آخرین گام در مطالعات شی وسانگ (۲۰۱۲) و فیلیپس وهمکاران (۲۰۱۵) نمود یافت. از دیدگاه فیلیپس وهمکاران (۲۰۱۱) فرایندهای خودرگرسیون انفجاری ملایم لگاریتم قیمت دارایی همان ضریب خودرگرسیون اندکی بزرگتر از یک است که با گذشت زمان به سمت یک کاهش می‌یابد. این نوع دیدگاه که رشد فوق نمایی قیمت دارایی‌های مالی را بهمراه داشته است در رویکردهای مطالعاتی تغییر رژیم مارکوف (Lammerding, et al.,2013; Al-Anaswah & Wilfling,2011) و آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری مبنای شناسایی حباب‌های عقلائی قرار گرفت . چنین شکستی را می توان به منزله شروع یک دوره حبابی، گذار از یک فرایند گام تصادفی به یک رژیم انفجاری ملایم (Homm & Breitung,2012; Phillips,et al.,2011; Phillips, et al.,2013a)یا به طور معکوس پایان آن در نظر گرفت(Breitung,2014; Kruse & Breitung,2013). هر دو فرآیند برمبنای رویکرد غیر مستقیم آزمونهای ریشه‌واحدی است که پیش از این در مطالعات متعددی(Diba & Grossman,1988 ; Hamilton &Whiteman,1985) مطرح شده است (Kaizoji, et al.,2015). در واقع بر مبنای درجه هم‌انباشتگی سری زمانی مورد تحلیل وبنیان محرک آن، اگر ماهیت رفتاری شاخص های قیمتی (قیمتهای سهام یا تورم) انفجاری تر از متغیر بنیان محرک خود(سود سهام تقسیم شده یا پایه پولی) نباشند، حباب عقلایی وجود ندارد و در شرایطی که بودن جز انفجاری در قیمتها تضمین شود، وجود حباب‌های عقلایی امکان‌پذیر خواهد بود(Hall,et al.,1999).

ها و از دست رفتن دقت و کارایی انها را در پی داشته باشد. در حقیقت تاکید مطالعه حاضر بر رویکرد مطلوب جهت مدلسازی تغییرات ناگهانی و مکرر پارامترهای مشروط به حباب مستلزم پذیرش نوعی بازخورد درونزا از رفتار عامل پنهان و پویایی‌های قیمت دارایی میباشد.

در چارچوب چنین رویکردی در ادامه تلاش شده است تا ابتدا به بررسی برخی محدودیت‌های معطوف به سه آزمون متعارف شامل دیکی_فولر تعمیم‌یافته (ADF) ، دیکی_فولرتقویت‌شده‌برتر(SADF) و دیکی-فولر تقویت شده برتر تعمیم یافته(GSADF) در رابطه با شناسایی حباب های عقلایی در بازار اوراق بهادار تهران در طی دهه ۱۳۹۰ پرداخته شود. سپس با اتخاذ رویکرد مبتنی بر الگوی تغییر رژیم مارکوف در این حوزه با لحاظ سازی تعامل پویای قیمت های دارایی در بازار با عامل پنهان درچارچوب فرایند شکل گیری و ریزش حباب‌ها درطی این دوره به گسترش روش متعارف مارکوف می پردازد. یافته‌ها با کاربست این روش حاکی از تجربه حباب در قیمت دارایی‌ها تنها برای دوره ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵ می‌باشد و این یافته برخلاف کاربست روش متعارف است که متضمن عدم وجود حباب یا وجود دو دوره حبابی ۱۳۹۱:۰۱-۱۳۹۳:۰۵ و ۱۳۹۷:۰۱- ۱۳۹۹:۰۵در بازار اوراق بهادار تهران می‌باشند.

در ادامه سازمان‌دهی پژوهش حاضر به شرح زیر است:

در قسمت بعد مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش بیان خواهد شد. در قسمت چهارم و پنجم روش تحقیق پژوهش و نتایج حاصل از الگوی پژوهش ارائه خواهد شد و در قسمت پایانی بحث و نتیجه گیری ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

۱.۲ مدل قیمت‌گذاری دارایی، حباب‌های عقلایی و رفتارهای انفجاری

از دیدگاه کلاسیک و بر مبنای فرضیه انتظارات عقلایی[۷]، قیمت هر دارایی باید متناسب با تغییرات ارزش عامل بنیانی بازار تغییر نماید، بر این اساس هر واگرایی مداوم وقابل توجه میان قیمت دارایی و ارزش عامل بنیانی مربوط به آن را، حتی به لحاظ عقلایی، باید به حباب‌های قیمتی در بازارهای سرمایه نسبت داد (Blanchard,1979). براساس این مفهوم هم از دیدگاه نظری[۸] و هم برمبنای مطالعات تجربی[۹] صورت گرفته شناسایی ماهیت حباب گونه متغیرهای مهم اقتصادی ومالی نظیر شاخص های حقیقی کل بازارهای مالی ابتدا زمانی امکان پذیر است که شاخص قیمتی مذکور رفتاری را با ماهیت انفجاری را نشان دهد ، سپس معطوف به تحلیل وبررسی بخشی از این رفتارهای انفجاری است که متناسب با تغییرات رفتاری(انفجاری) عوامل بنیانی بازار تغییر ننماید (Phillips, et al.,2011). این ویژگی

---

[۷] یکی از ارکان اصلی فرضیه کارا بودن بازارها نظریه انتظارات عقلائی است. بر اساس این نظریه، انتظارات سرمایه‌گذاران از آینده، در شکل‌دهی قیمت فعلی اوراق بهادار بسیار موثر است ومبنای شکل‌گیری این انتظارات پیش‌بینی بهینه ازآینده است که با استفاده از همه اطلاعات موجود انجام می‌شود. بنابراین قیمت این اوراق در بازارهای مالی، پیش‌بینی ارزش واقعی آن خواهد بود و در هر زمان همه اطلاعات در دسترس را بطور کامل منعکس می‌نماید. هرچند طبق این فرضیه سرمایه‌گذاران به طور کاملا عقلایی به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند و در قیمت‌گذاری اوراق بهادار از تمام اطلاعات موجود بهره می‌برند اما یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که نوع واکنش افراد به ورود سیگنال‌های اطلاعاتی جدید متفاوت بوده و حتی دربرخی موارد واکنش‌ها به این اطلاعات جدید کاملا عقلائی نیست(زارع‌وهمکاران،۱۴۰۱).

[8] Blanchard,O. & Watson, M. (1982), Shiller ,R.(1984), Tirole,J. (1982, 1985), Evans (1989), Evans, G. & Honkapohja, S .(1992), Olivier,J. (2000)

[9] Shiller, R. (1981), West, K. (1987, 1988), Campbell, J. & Shiller, R. (1987, 1989), Diba, B. & Grossman, H. (1988 ,1988b), Froot, K.& Obstfeld ,M.(1991), Wu,Y. (1997)

رفتاری در مدل های خودرگرسیون مرتبه اول $y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ و به لحاظ آماری در شرایطی تحقق می یابد که در بازه های زمانی مورد تحلیل و به صورت مقطعی ضریب عامل خودرگرسیون بزرگ تر از یک ($\gamma > 1$) باشد(Phillips, et al.,2011).

بدیهی است مبنای مطالعاتی الگوهای تحلیل حباب‌های عقلایی دارایی‌های مالی بر مبنای رویکرد استاندارد الگوی ارزش فعلی با نرخ تنزیل ثابت شکل می‌گیرد:

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r_f})^i \, E_t(\, d_{t+i} \, + \, u_{t+i} \,) + b_t \qquad (۱)$$

$$p_t^f = p_t - b_t \qquad (۲)$$

که در آن p_t قیمت پس از تقسیم سود سهام دارایی ، d_t سود تقسیمی هر سهم به عنوان بنیان های قابل مشاهده ، r_f نرخ بهره بدون ریسک ، u_t بنیان‌های غیرقابل مشاهده، و b_t مولفه‌ی حباب عقلایی و p_t^f مقدار ارزش عامل بنیان بازار را نشان می‌دهد. مولفه حباب عقلایی ، نیز فرآیند تصادفی است که بر اساس معادله (۳) به صورت ویژگی زیرمارتینگل[10] تعیین شده است.

$$E_t(b_{t+1}) = (\, 1 + r_f \,) b_t \qquad (۳)$$

همانطور که از معادله (۲) مشهود است ، خصوصیت تصادفی p_t توسط دو مولفه p_t^f و b_t تعیین می گردد، به طور مشخص تربراساس این معادله میتوان دو رویکرد را در نظرگرفت:۱. در نبود حباب عقلایی و برای هر دوره زمانیt،$(b_t = 0)$، قیمت هر دارایی پس از تقسیم سود سهام ان برابر با میزان ارزش عامل بنیانی بازار خواهد بود$(p_t = p_t^f)$. بر این اساس، درجه نامانایی قیمت دارایی (p_t) متاثر از تغییرات رفتاری عامل بنیانی بازار(p_t^f)، یا به بیانی صریح‌تر، متاثر از تغییرات رفتاری عامل بنیان قابل مشاهده (d_t) و عامل بنیان غیرقابل مشاهده (u_t)بازار مورد تحلیل است. به طور مشخص‌تر، اگرسود تقسیمی هر سهم(d_t) به عنوان یک عامل بنیان قابل مشاهده هم انباشته از مرتبه یک، $I(1)$، باشد و متغیر یا عامل بنیانی غیرقابل مشاهده(u_t)، هم انباشته از مرتبه صفر$I(0)$ ویا یک$I(1)$ باشد، در این شرایط قیمت دارایی نیز حداکثر هم انباشته از مرتبه یک، $I(1)$، خواهدبود (Phillips, et al.,2015).

۲. در حضور مولفه حباب عقلایی$(b_t \neq 0)$ و بر اساس رابطه(۳)، ماهیت رفتاری قیمت پس ازتقسیم سود سهام دارایی همانند مولفه حباب وبه علت داشتن ریشه بزرگ‌تر از یک انفجاری است (Phillips, et al.,2015). براین اساس در شرایطی که ارزش عامل بنیان غیرقابل مشاهده حداکثر هم انباشته از مرتبه یک $I(1)$ باشدو عامل بنیان غیرقابل مشاهده پس از یکبارتفاضل گیری از فرایندی مانا پیروی نمایند. نتایج بدست آمده از شواهد تجربی رفتار انفجاری در قیمت دارایی ها یا نسبت قیمت به سود تقسیمی را می توان برای استنباط وجود حباب استفاده نمود(Phillips, et al.,2015).اگر شدت رفتارانفجاری متغیر قیمت دارایی نسبت به شدت رفتارانفجاری ارزش عوامل بنیان محرک خود بیشتر باشد می توان وجود حباب عقلایی در بازار مورد تحلیل را تائید نمود.

از دیدگاه ایوانز(۱۹۹۱) این نوع حباب، حباب معینی است که تا بی نهایت ادامه خواهد داشت. وجود حباب معین موجب خواهد شد که ماهیت انفجاری در سری زمانی قیمت دارایی های مالی شکل گیرد. بر این اساس قیمت دارایی مورد تحلیل و ارزش عوامل بنیانی تعیین کننده آن، هم انباشته نبوده و بواسطه حضور عامل نامانای حباب نسبت بهم انحراف می‌یابند. در این شرایط از جمله حباب‌هایی که در بازار دارایی نظیر سهام به دفعات رخ می‌دهند ، حباب‌هایی هستند که شکل می گیرند و به صورت دوره‌ای یا تصادفی ریزش می نمایند.

[10] submartingale property

اگر معادله b_t ، یک معادله تصادفی باشد، آنگاه در هر لحظه از زمان احتمال ریزش این حباب اجتناب‌ناپذیر است(طیب‌نیا وهمکاران،۱۳۹۸).

بلانچارد [11](۱۹۷۹)و بلانچارد و واتسون[12](۱۹۸۲) در رویکرد مطالعاتی خود که معطوف به تحلیل و درک بخشی از ویژگی‌های انفجاری در شاخص‌های قیمتی بازارهای سهام است که با تغییرات رفتاری عوامل بنیانی بازار مطابقت ندارند ، حباب‌های عقلائی را به دو صورت معین وتصادفی در نظر گرفتند. در حالت اول حباب‌ها به صورت نمایی رشد می‌نمایند. از دیدگاه فلود وگاربر[13](۱۹۸۴) این نوع حباب مشکل‌ساز است. در حقیقت میزان تاثیرپذیری این نوع حباب‌های قیمتی عقلایی نسبت به تغییرات عوامل بنیانی بازاربه عنوان یک متغیر غیر قابل مشاهده قابل تشخیص نیست.

دیبا وگروسمن[14](۱۹۸۸) با ارائه یک استراتژی جهت رفع این مشکل و بر اساس آزمونهای ریشه‌واحد برای بررسی حبابهای عقلایی قیمت دارایی ، با فرض نرخ تنزیل ثابت و در شرایطی که متغیرهای غیرقابل‌مشاهده می‌توانند بر عوامل بنیانی بازار موثر باشند، نشان دادند، نتایج حاصل وجود حباب‌های عقلایی انفجاری در قیمتهای بازار سهام را رد نمود. با این حال، آنها در مطالعه دیگری(۱۹۸۸b)نشان دادند از دیدگاه نظری عدم وجود حباب‌های عقلایی منفی در قیمتهای سهام نشان می‌دهد، در شرایطی که حباب‌ها ریزش نمایند و به صفر برسند، شروعی دوباره نخواهند داشت. مطالعات تجربی در پاسخ به این پرسش، تا چه می‌توان منشا تغییرات و تحولات قیمتی دارایی‌های مالی را نسبت به تحولات تعادلی عوامل بنیانی اقتصادی نسبت داد و شکل گیری حباب‌های عقلایی تائید نمود، سه رویکرد مطالعاتی آزمون کرانه واریانس یا آزمون نوسانات (Shiler,1981)، آزمون تصریح (Hausman,1978) و آزمونهای ریشه‌واحد وهم‌انباشتگی (Diba & Grossman,1988)مطرح نمودند(Balcilar,et al.,2016).

در حالت دوم، بلانچارد (۱۹۷۹) مدلی از حباب‌های در حال‌فروپاشی دوره‌ای را پیشنهاد نمودکه به صورت تصادفی و با احتمالات‌گذار برونزا رشد نموده و ریزش می‌نمایند. این دیدگاه در مطالعات همیلتن[15](۱۹۸۹) و در چارچوب الگوهای تغییر مارکوف به‌نحوی گسترش یافت که حضور پارامترهای وابسته به رژیم‌های انفجاری وریزشی محقق شد. سپس این دیدگاه در مطالعات ایوانز(۱۹۹۱) به نحوی تعدیل یافت که تحقق حباب‌های عقلایی مثبتی که با ریزش‌های دوره‌ای همراه هستند بدیهی است و تجدید حیات حباب اجتناب‌ناپذیر است. از این رو ایوانز توانمندی آزمون‌های ریشه‌واحد وهمبستگی را نسبت به شناسایی چنین حبابی زیر سوال برد وآن را مردود دانست (Balcilar,et al.,2016). در پاسخ به انتقاد ایوانز رویکردهای مطالعاتی نظیر هال و همکاران(۱۹۹۹)، شی وسانگ(۲۰۱۲)، فیلیپس وهمکاران(۲۰۱۱،۲۰۱۵) به عنوان روش های متعارف شناسایی حباب های عقلایی و با رویکردی کاملا کاربردی بسیار مورد توجه قرارگرفته اند

[11] Blanchard, O.J.
[12] Blanchard,O.J. & Watson, M.W.
[13] Flood, P.F.&Garber, P.M.
[14] Diba, B.T. & Grossman, H.I.
[15] Hamilton, J.D.

۳. پیشینه پژوهش

در چارچوب مطالعات خارجی و مطالعات داخلی تلاش‌های بسیاری در مسیر شناسایی حباب‌های قیمتی و بهبود روش های شناسایی آنها انجام گرفته است. جدول (۱)خلاصه‌ای از ادبیات موضوع است و نشاندهنده اهمیت بررسی وشناسایی دوره‌های حباب‌های عقلایی در بازارهای مالی و به طور خاص بازار سهام است. بررسی تجربی روش‌های شناسایی حباب‌های عقلایی، ماهیت حبابی نمونه های مورد تحلیل را تایید می‌نماید .

جدول ۱. **خلاصه پژوهش های تجربی صورت گرفته نسبت به شناسایی و تایید دوره های حباب های عقلایی**

نویسندگان	مکان و دوره پژوهش	روش	نتایج
بیابانی و همکاران(۱۳۹۵)	بازار سهام ایران ۱۳۸۷:۱۰-۱۳۹۳:۰۶،	SADF GSADF	شناسایی حباب بازار سهام در دوره ۱۳۹۲:۱۰-۱۳۹۲:۰۴
راسخی وهمکاران(۱۳۹۵)	بازار بورس اوراق بهادار، ۱۳۸۷:۱۰- ۱۳۹۳:۰۶	SADF GSADF	تائید وشناسایی حباب های چندگانه در بازه های ۱۳۸۲:۰۳- ۱۳۸۲:۰۵،۱۳۸۸:۰۶-۱۳۸۸:۰۸ ، ۱۳۸۹:۱۲-۱۳۹۰:۰۲ و عدم تائید حباب در سال۱۳۹۴
صادقی شریف وهمکاران(۱۳۹۶)	بازار بورس اوراق بهادار تهران وبازار مسکن ۱۳۷۰-۱۳۹۳	LADF SADF GSADF	شناسایی ۲۴ دوره حبابی در بازار سهام و۱۲ دوره حبابی در بازار مسکن
هاتفی مجومرد وهمکاران(۱۳۹۶)	بازار اوراق بهادار ایران ۱۳۷۶:۰۷-۱۳۹۵:۰۸	RTADF	کشف حباب ۶ دوره حبابی در بازار اوراق بهادار

حسین‌زاده (۱۳۹۹)	بازار بورس اوراق بهادار تهران ۱۳۸۰:۰۱ - ۱۳۹۳:۰۳	Markov-switching ADF test	تایید ماهیت رفتارانفجاری تسبت قیمت به سود در چندین بازه زمانی از سال ۱۳۸۰ تا کنون
محجوب ونبوی چشمی(۲۰۱۹)	بازار سهام ایران ۱۳۹۰:۰۱-۱۳۹۶:۱۲	State – Space approach	شناسایی وتائید چهار دوره حبابی ۱۳۹۰:۰۷-۱۳۹۰:۰۸، ۱۳۹۱:۱۱ - ۱۳۹۲:۰۷ ۱۳۹۴:۰۹-۱۳۹۵:۰۵، ۱۳۹۶:۰۵-۱۳۹۶:۰۹
سدیدی وهمکاران(۲۰۲۱)	بازار بورس اوراق بهادار تهران، ۲۰۱۷-۲۰۲۰	Markov-Switching approach	شناسایی روند تشکیل حباب قیمت در صنعت بیمه در بورس اوراق بهادار تهران و شاخص کل قیمت بورس
نمکی وهمکاران(۲۰۲۱)	بازار بورس اوراق بهادار تهران، ۲۰۰۹-۲۰۲۰	approach LPPLS	شناسایی ریزش های معنادار در سالهای ۲۰۱۳ و ۲۰۲۰
بروکس وکاتساریس(۲۰۰۳)	شاخص S&P500 بازار بورس امریکا ، ۱۸۸۸-۲۰۰۲	Markov-switching approach	شناسایی دوره حبابی
هیگینز و همکارش(۲۰۱۸)	شاخص S&P500 بازار بورس امریکا، ۱۸۸۸-۲۰۱۰	Markov-switching approach	شناسایی رژیم های حبابی در بازه زمانی ۱۸۸۸-۲۰۱۰
چان وسنتی(۲۰۲۱)	بازارهای بورس کشورهای مورد بررسی ۱۹۹۷:۱۱-۲۰۱۷:۱۰	Beysian Markov-Switching approach	تایید ماهیت حبابی بیش از ۵۰٪ تغییرات شاخص قیمت-سودسهام در همه کشورهای مورد بررسی بجز برزیل

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مروری بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد ، علیرغم پیچیدگی ودشواری روش‌های شناسایی حباب عقلایی در بازارهای سهام، لکن اهتمام محققان بر آن بوده است تا با ارائه رویکردهای جدید نسبت به کاهش خلاهای مطالعاتی در این زمینه و بویژه مدلهای مارکوف مبادرت ورزند. یکی از فروض اصلی در الگوهای حباب‌های عقلایی مبتنی بر تغییر رژیم مارکوف، ماهیت برونزای زنجیره مارکوف است. به بیانی دیگر، استقلال و عدم وابستگی زنجیره مارکوف نسبت به سایر اجزای الگوی

مورد مطالعه است. این فرضیه به شدت محدودکننده و غیرواقعی در شرایطی طیف وسیعی از خلاهای مطالعاتی نسبت به درک واقعی ماهیت پدیده حباب‌های عقلایی را تایید می‌نماید که به واقع در این زنجیره، وابستگی احتمال وقوع هر رژیم نه تنها به رژیم کنونی بلکه به رژیم‌های گذشته بدیهی است(Chang ,et al.,2017). از دیدگاه اقتصادسنجی، عدم توجه محقق نسبت به درک میزان تاثیرگذاری رابطه درونزای میان تغییرات رفتاری قیمت دارایی مورد تحلیل و بنیان‌ها ی محرک آن، نه تنها میزان اریب پارامترهای برآوردشده را افزایش خواهد داد بلکه میزان دقت پارامترهای براوردشده مدل را نیز کاهش خواهد داد(Chang ,et al.,2021). از سوی دیگر ماهیت درونزایی الگوهای تغییر مارکوف شرایطی را محقق می‌سازد که در آن می توان زنجیره مارکوف را به منزله مبنای حرکت بنیان‌های غیرقابل مشاهده در نظر گرفت(Chang ,et al.,2017). در این شرایط محقق می‌تواند همزمان با بررسی ماهیت حباب‌گونه نوسانات شاخص‌های قیمتی بازار سهام، با توجه به بنیان‌های پنهان، منشا تغییرات وتحولات نوسانات قیمتی نسبت به تغییرات بنیان‌های محرک خود را مورد مطالعه قرار داده و در حقیقت خلا الگوهای مارکوف نسبت به این امر را کاهش دهد.

٤. روش تحقیق پژوهش

در این بخش به منظور بررسی و شناسایی پدیده حباب‌های عقلایی در بازار اوراق بهادار ایران در طی بازه زمانی ۱۳۸۸:۰۱-۱۳۹۹:۰۵، در وهله اول آزمون‌های تجربی متعارف جهت شناسایی حباب‌های عقلایی (آزمون ریشه‌واحد چپ دنباله دیکی_فولر تعمیم‌یافته(ADF) و آزمون‌های ریشه‌واحد راست دنباله (SADFوGSADF) برای نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم شده (**P/ D**) و هریک از شاخص کل قیمت و سود سهام تقسیم شده که برمبنای شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) حقیقی شده‌اند مورد بررسی قرار خواهند گرفت. همچنین متغیر نرخ بهره اسمی برمبنای داده های نرخ تورم ماهانه حقیقی شده است[۱]. در وهله بعد پس از گسترش وتعمیم الگوی

[۱] همانطور که در قسمت مبانی نظری پژوهش بیان شد، مبنای مطالعاتی الگوهای تحلیل حباب‌های عقلایی دارایی‌های مالی برمبنای رویکرد استاندارد الگوی ارزش فعلی با نرخ تنزیل ثابت بیان می‌کند ، قیمت دارایی پس از تقسیم سود سهام برابراست با مقدار ارزش بنیادی بازار بعلاوه مولفه حباب. نرخ بهره بانکی یکی از متغیرهای تاثیرگذار در شکل‌گیری متغیر حباب است که به اعتقاد اقتصاددانان و محققان پولی تحولات نرخ این متغیر نیز می تواند به نوبه خود

تغییر رژیم مارکوف با لحاظسازی تعامل متغیرهای مورد بررسی با عامل پنهان، نتایج حاصل از ان با رویکردهای فوق الذکر و الگوی تغییر رژیم مارکوف متعارف جهت شناسایی حباب‌های عقلایی مورد مقایسه تطبیقی قرار خواهد گرفت. بر این اساس بمنظور برآورد آزمون‌ها و حصول نتایج از داده‌های ماهانه مربوط به شاخص کل قیمت، سود سهام تقسیم شده، نرخ بهره وداده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ تورم که به ترتیب از پایگاه سازمان بورس واوراق بهادار تهران[1] و سایت بانک مرکزی استخراج شده‌اند ، استفاده شده است.

٤.١.آماره‌های توصیفی

در ابتدای این بخش خلاصه ویژگی‌های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده دراین پژوهش در جدول۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد بررسی در پژوهش

متغیرها	شاخص حقیقی کل قیمت	سود حقیقی سهام تقسیم شده	نرخ بهره حقیقی	نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم شده
میانگین	۹۵۶.۶۳	۱۲۲۵/۸۱۴	-۰/۱۵۳۹	۲۳/۵۱۵
میانه	۷۵۷/۲۵	۸۸۷/۳۸	-۰/۱۳۲۷	۱/۰۵۷
ماکسیمم	۷۳۱۹/۳۰۵	۳۳۹۱/۹۸	-۰/۰۶۷۲	۱۲۰۸/۹۷
مینیمم	۲۹۸/۹۷۸۷	۰/۷۰۵	-۰/۳۲۰۰	۰/۲۴۵
انحراف معیار	۹۳۸/۶۱	۱۰۷۳/۵۸	۰/۰۷۵۱	۱۱۷/۴۹۸

روند رشد ارزش دارایی را متاثر سازد. ازاین رو با توجه به تحولات زیاد نرخ بهره حقیقی در اقتصاد ایران، بررسی تحولات نرخ بهره حقیقی به عنوان یکی از متغیرهای مورد بررسی در پژوهش حاضر امری ضروری مینماید. لازم به ذکر است شاخص بکارگرفته شده به عنوان نماینده نرخ بهره اسمی ، سود سپرده سرمایه گذاری یکساله(نرخ های سود علی الحساب سپرده های بانکهای دولتی) می باشد.

[1] لازم به ذکر است داده های مذکور از بانک اطلاعاتی "ره اورد نوین" استخراج و مورد استفاده قرار گرفت.

چولگی	۴/۸۰۳	۰/۳۲۳	-۰/۶۶۰	۸/۵۵
کشیدگی	۲۸/۵۵	۱/۵۸۷	۲/۲۱۷	۸۱/۵۳
مقدار احتمال آزمون جارک- برا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اصلی‌ترین شاخص مرکزی ، میانگین است که نشاندهنده نقطه مرکزی توزیع است وشاخص خوبی جهت نشان دادن مرکزیت داده‌های مورد بررسی است. با توجه به نتایج بدست امده متغیر سود حقیقی سهام تقسیم‌شده با مقدار ۱۲۲۵/۸۱۴ دارای بیشترین میانگین و متغیر نرخ بهره حقیقی با مقدار ۰/۱۵۳۹-دارای کمترین مقدار میانگین است. پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنان نسبت به میانگین است. از جمله مهمترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است که در میان متغیرهای مورد بررسی نرخ بهره حقیقی دارای کمترین انحراف معیار و سود حقیقی سهام تقسیم شده با مقدار ۱۰۷۳/۵۸ دارای بیشترین مقدار انحراف معیار است. بیشترین مقدار چولگی و کشیدگی مربوط به متغیر نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم‌شده می باشد. به همین ترتیب بر اساس برآوردهای بدست آمده از آزمون جارک- برا [1] از انجا که درهمه متغیرهای مورد بررسی مقدار احتمال برآوردشده کوچکتر از ۰/۰۵ است، فرضیه چولگی صفر رد می‌گردد و تمام متغیرهای مورد بررسی در محدوده غیر نرمال قرار گرفته اند.

٤.۲. بررسی آزمون‌های متعارف شناسایی حباب‌های عقلایی

بدیهی است مبنای مطالعاتی آزمون‌های تجربی متعارف چپ دنباله(ADF) و راست دنباله(SADF, GSADF) جهت شناسایی دوره‌های حبابی، بررسی شرایطی است که در آن علت و منشا پیدایش روند نامانایی سری‌های زمانی را بتوان نسبت به وجود رفتارهای انفجاری تایید نمود. درگام نخست با تایید فرضیه صفر وجود روند ریشه‌واحد یا گام تصادفی، بررسی فرضیه صفر

[1] Jarque-Bera test

وجود رفتار انفجاری درسری زمانی مورد تحلیل نیز امکان‌پذیر خواهد بود. یکی از ویژگی‌های برجسته ای که عموما در روش دیکی_فولر تقویت‌شده‌برترتعمیم‌یافته(GSADF) عنوان‌شده است ان است که ضمن لحاظ‌سازی ساختار غیر خطی و ساز و کارهای شکست قادر است که وجود چندین حباب بالقوه را در طول دوره مورد بررسی شناسایی نماید. بمانند فلیپس و دیگران(۲۰۱۵) ما نیز در این زمینه ابتدا بر نسبت قیمت به سود سهام تقسیم شده(P/ D) برای دوره مورد بررسی خود متمرکز شدیم. نتایج حاصل از ازمون‌های(GSADF, SADF ,ADF) در رابطه با نسبت(P/ D) در جدول۳ اورده شده است. براساس ارقام مندرج در این جدول در طول دوره مورد بررسی هیچ دوره حبابی با توجه به ازمون‌های (SADF, GSADF) وجود نداشته است. نمودارهای (۱-۱) و (۱-۲) نیز بوضوح موید این نتیجه میباشند. اما به منظورواکاوی دقیقتر این نتیجه در ادامه، ما اقدام به بررسی تفکیکی پویایی‌های هر یک از متغییرهای شاخص حقیقی کل قیمت، سود حقیقی سهام تقسیم‌شده و همچنین نرخ بهره حقیقی در قالب انجام ازمون‌هایی که در بالا ذکر شده است و برای هر متغیر انجام شده است. بر این اساس، نتایج حاصل از آزمون دیکی_فولر تقویت‌شده در جدول۳ نشان می‌دهد، با توجه به مقدار آماره واحتمال آزمون دیکی_فولر تقویت‌شده، در هر سه متغیر شاخص حقیقی کل قیمت، سود حقیقی سهام تقسیم شده و نرخ بهره حقیقی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه‌واحد در سطح ٪۱۰ و ٪۵ را نمی‌توان در برابر فرضیه جایگزین رد نمود. در حالیکه در رابطه با نسبت قیمت به سود سهام توزیع‌شده فرضیه صفر رد میگردد.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های ریشه واحد چپ دنباله (ADF) و راست دنباله(SADF, GSADF)

	ADF				SADF				GSADF			
	شاخص حقیقی کل قیمت	سود حقیقی سهام تقسیم شده	نرخ بهره حقیقی	نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم شده	شاخص حقیقی کل قیمت	سود حقیقی سهام تقسیم شده	نرخ بهره حقیقی	نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم شده	شاخص حقیقی کل قیمت	سود حقیقی سهام تقسیم شده	نرخ بهره حقیقی	نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم شده
مقدارآماره	۱/۵۱	-۰/۹۱۹	-۰/۰۱۲	-۱۱/۱۵	۹/۷۸	۳/۵۹	۲/۴۶۶	۰/۹۹	۹/۷۸	۳/۵۹	۱/۶۲۷۰	۰/۹۹
مقداراحتمال	۰/۹۶	۰/۳۱	۰/۶۷۶	۰/۰۰۰	۰/۰۲۹	۰/۰۹	۰/۱۱۷	۰/۹۷	۰/۰۲	۰/۱۰۲	۰/۰۰۱	۰/۹۹
مقداربحرانی ٪۱	-۲/۵۸	-۲/۵۸	-۲/۵۸	-۲/۵۸	۱۲/۷۶	۵/۵۷	۴/۱۲	۱۳۸/۳۹	۱۲/۷۶	۵/۶۱	۵/۷۴۵	۱۳۸/۳۹
مقداربحرانی ٪۵	-۱/۹۴	-۱/۹۴	-۱/۹۴	-۱/۹۴	۸/۳۱	۴/۰۹	۳/۰۴	۴۶/۹۳	۸/۳۱	۴/۱۲	۴/۲۳۷	۴۶/۹۳
مقداربحرانی ٪۱۰	-۱/۶۱	-۱/۶۱	-۱/۶۱	-۱/۶۱	۶/۲۰	۳/۵۵	۲/۶۵	۲۰/۸۰	۶/۲۳	۳/۶۱	۳/۷۲۳	۲۰/۸۰
نتایج آزمون فرضیه	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪	رد فرضیه صفر درسطح ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪	رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪، ۹۰٪	رد فرضیه صفر درسطح ۹۰٪ و عدم رد فرضیه صفر در سطح ۹۵٪	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪، ۹۰٪	رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪، ۹۰٪	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪، ۹۰٪ ،	رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪، ۹۰٪	عدم رد فرضیه صفر درسطح ۹۵٪، ۹۰٪ ،

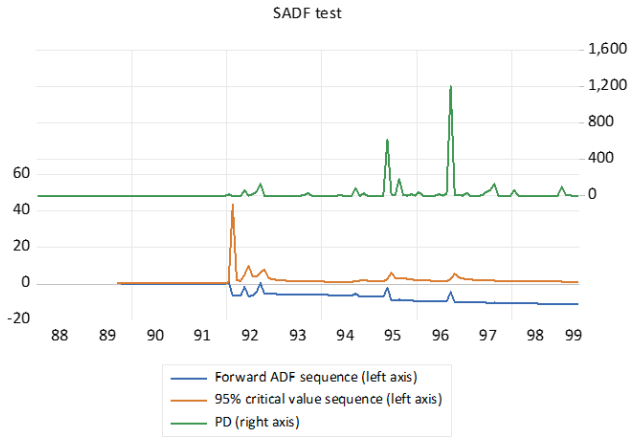
منبع: یافته‌های پژوهش

از سوی دیگر بررسی نتایج حاصل از آزمون‌های راست دنباله (SADF, GSADF) در جدول مذکور نشان می‌دهد، براساس مقدار آماره آزمون‌های مذکوربرای شاخص حقیقی کل قیمت، فرضیه صفر وجود ریشه‌واحد در سطح ۵٪ و ۱۰٪ رد می‌شود و ماهیت انفجاری رفتار این متغیر تایید می‌گردد. با این وجود بررسی مقدار آماره این آزمون برای متغیر سود حقیقی سهام تقسیم‌شده حاکی از عدم رد فرضیه صفر وجود ریشه‌واحد در سطح۵٪ و برای نرخ بهره حقیقی، حاکی از عدم رد فرضیه صفر وجود ریشه‌واحد در سطح ۵٪ برمبنای آزمون SADF و رد فرضیه صفر وجود ریشه‌واحد در سطح ۵٪ برمبنای آزمون GSADF است. در حقیقت نمودارهای (۳-۱) و (۴-۱) نشاندهنده وجود زیر دوره‌های انفجاری در شاخص حقیقی کل قیمت برای دوره‌های ۱۳۹۲:۰۲-۱۳۹۳:۰۱ و ۱۳۹۸:۰۹-۱۳۹۹:۰۵ است، و وجود زیر دوره‌های انفجاری در شاخص عامل بنیانی قابل مشاهده سود حقیقی سهام تقسیم شده (نمودار های ۱-۵ و ۱-۶) تایید نمی‌شود. در رابطه با نرخ بهره حقیقی (نمودار ۱-۷) وجود زیر دوره‌های انفجاری برای دوره زمانی ۱۳۹۲:۰۱-۱۳۹۲:۱۱ تایید می‌شود. همچنین برای این متغیر(نمودار ۱-۸) وجود زیر دوره‌های انفجاری در دو دوره زمانی ۱۳۹۳:۰۳-۱۳۹۱:۰۱ و ۱۳۹۹:۰۲-۱۳۹۸:۰۱تایید می‌شود.

با این رویکرد، براساس آزمون‌های راست دنباله فوق برخلاف نتیجه مربوط به نسبت قیمت به سود سهام تقسیم‌شده، می‌توان به نوعی فرضیه نوسانات شاخص حقیقی کل قیمت نسبت به تغییرات عامل غیربنیانی بازار را تایید نمود و در نهایت حضور حباب‌های عقلایی را برای دو دوره مذکور به نوعی تایید کرد.

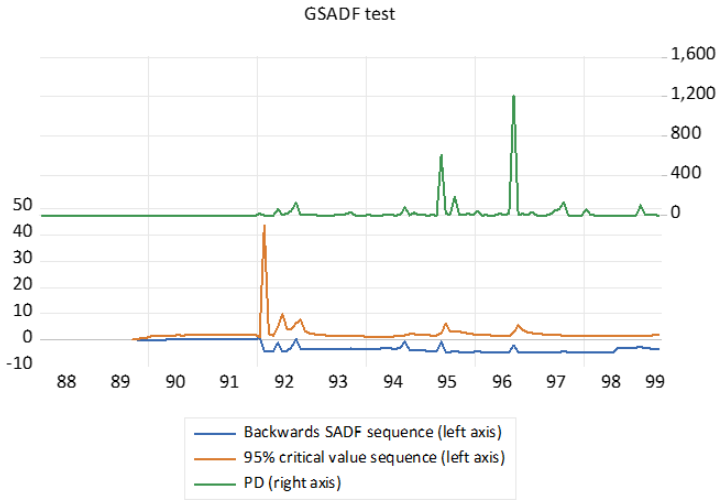
نمودارهای ۱: آزمون‌های متعارفSADF و GSADF براساس نسبت قیمت به سود سهام توزیع شده، شاخص حقیقی کل قیمت، سود سهام تقسیم‌شده ونرخ بهره حقیقی

نمودار (۱-۱): نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم‌شده



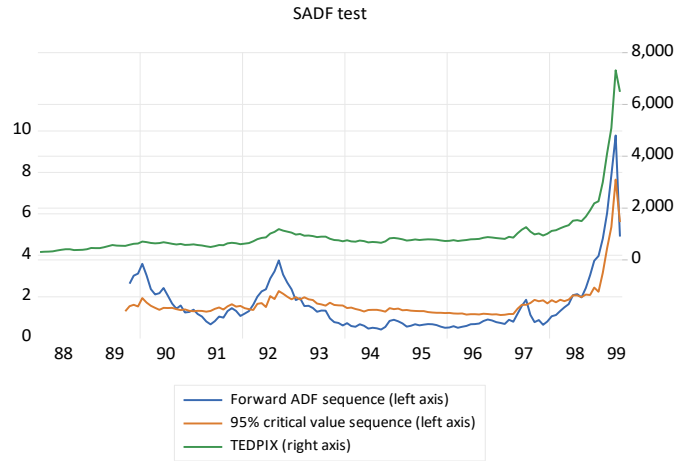
منبع:یافته های پژوهش

نمودار (۲-۱): نسبت شاخص کل قیمت به سود سهام تقسیم شده



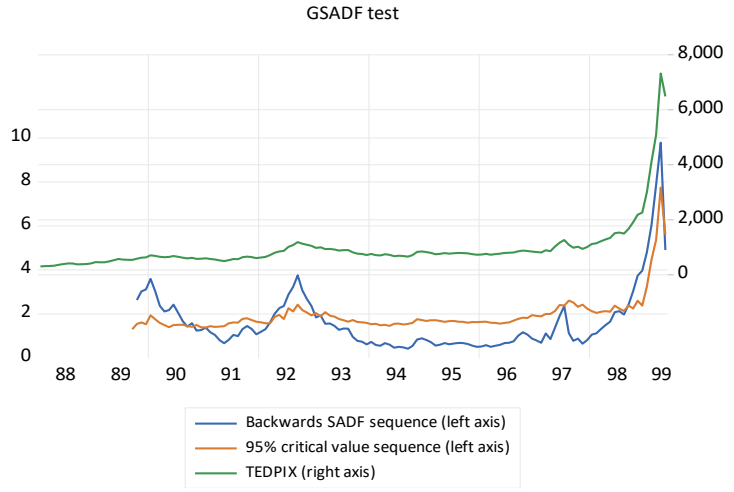
منبع:یافته های پژوهش

نمودار (۳-۱): شاخص حقیقی کل قیمت



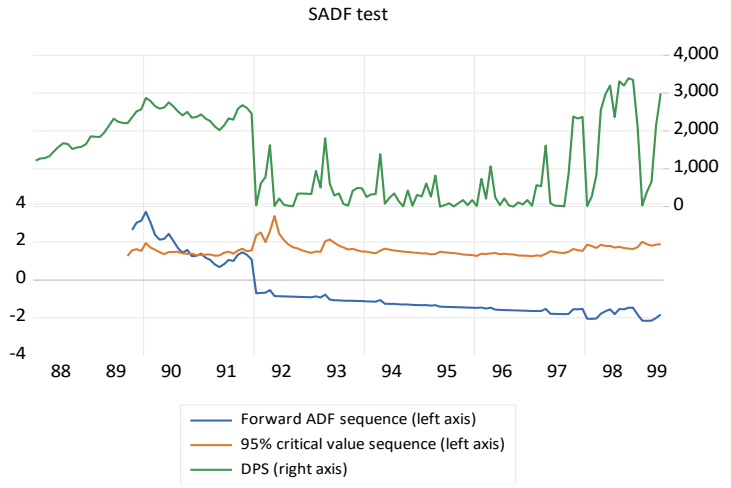
منبع:یافته های پژوهش

نمودار (٤-۱): شاخص حقیقی کل قیمت



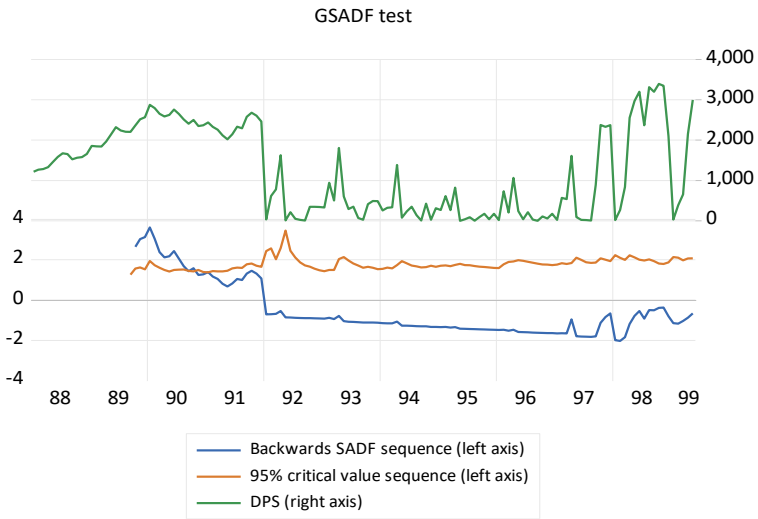
منبع:یافته های پژوهش

نمودار (۵-۱): سود حقیقی سهام تقسیم شده



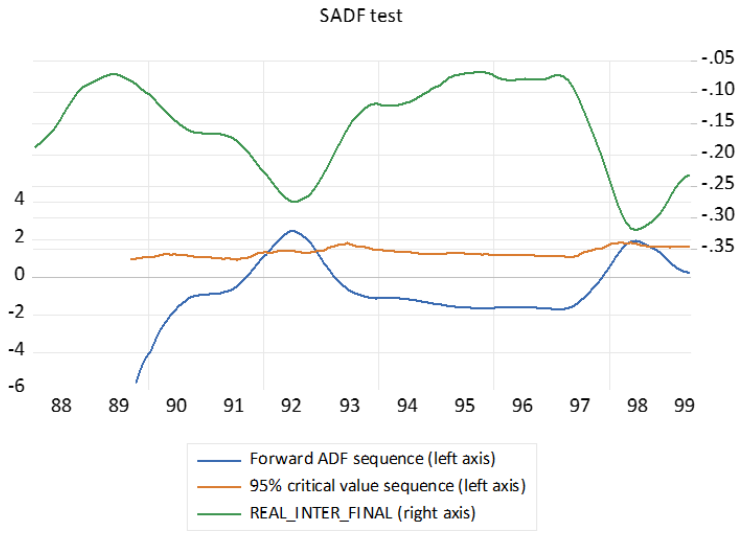
منبع:یافته های پژوهش

نمودار (٦-۱): سود حقیقی سهام تقسیم شده



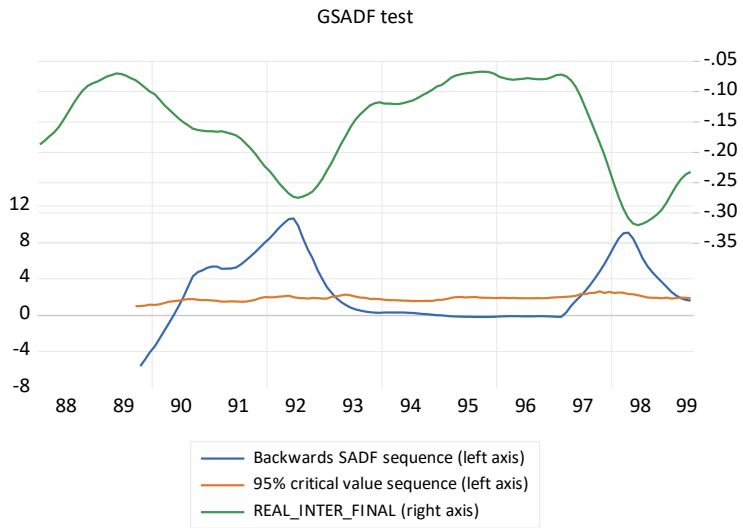
منبع:یافته های پژوهش

نمودار (۷-۱): نرخ بهره حقیقی



منبع:یافته های پژوهش

نمودار (۸-۱): نرخ بهره حقیقی



منبع:یافته های پژوهش

٤.٢. تصریح الگوی پژوهش

در ادامه به منظورتبیین وشناسایی حباب‌های عقلایی، پس از گسترش وتعمیم الگوی تغییر رژیم مارکف متعارف در راستای تعمیم مطالعات (Kim, et al.,2008 ; Chang , et al.,2017) ، مدل خودرگرسیون مرتبه اول به شرح زیردر نظر گرفته شد:

$$y_t - \mu_{s_t} = \gamma_{s_t}(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + e_t \qquad e_t \sim i.i.d.N(0,R) \qquad (٤)$$

در این الگو ضرایب خود رگرسیون (γ_{s_t}) و میانگین شرطی(μ_{s_t}) به عنوان پارامترهای وابسته به جریان وضعیت، متاثر از تغیرات رفتاری با عامل پنهان به عنوان یک متغیر بنیانی غیر قابل مشاهده (ω_t) می‌باشند که فرض میشود از یک فرآیند مانای خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می کند، و حضورضریب خودرگرسیون عامل پنهان(متغیر بنیانی غیر قابل مشاهده)، $\alpha \in (-1,1]$ ، درجه مداومت این عامل پنهان را کنترل می‌نماید.

$$\boldsymbol{\omega_t = \alpha\omega_{t-1} + \vartheta_t \qquad \vartheta_t \sim i.i.d.N(0,1) \qquad t = 1,2,..} \qquad (٥)$$

از این روی ، نسبت به اینکه ماهیت رفتاری عامل پنهان تعیین کننده جریان وضعیت (s_t) بتواند امکان عبور عامل پنهان (ω_t) از سطح آستانه (τ) را فراهم سازد$\{\omega_t \geq \tau\}$ یا خیر $\{\omega_t < \tau\}$ ، شکل گیری رژیم‌های متناوب امکان‌پذیر است. در حقیقت این دو رژیم با توجه به ارزش تحقق یافته عامل پنهان (ω_t) و سطح آستانه (τ) تغییر پذیر است. از این رو پارامترهای ضریب خودرگرسیون وابسته به رژیم حبابی (γ_{s_t}) و میانگین وابسته به رژیم (μ_{s_t}) بر اساس معادله‌های (٦) و (٧)قابل تصریح خواهند بود.

$$\gamma_{s_t} = \gamma_{s_t}(\omega_t) = \underline{\gamma}\, 1\{\omega_t < \tau\} + \overline{\gamma}\, 1\{\omega_t \geq \tau\} \qquad (٦)$$

$$\mu_{s_t} = \mu_{s_t}(\omega_t) = \underline{\mu}\, 1\{\omega_t < \tau\} + \overline{\mu}\, 1\{\omega_t \geq \tau\} \qquad (٧)$$

در این اینجا بمانند رویکرد برونزای مارکوف فرض بر آن است که $s_t = 1\{\omega_t \geq \tau\}$ و جریان وضعیت (s_t) بسته به اینکه مقادیر ۰ و یا ۱ را بپذیرد، رژیم‌های پایین و بالا را معین می‌نماید.

$$\gamma_{s_t} = \left[\underline{\gamma}(1-s_t) + \overline{\gamma}s_t\right] \quad , \quad \underline{\gamma} < \overline{\gamma} \; , \quad s_t \begin{cases} 0 & \text{رژیم پایین} \\ 1 & \text{رژیم بالا} \end{cases} \tag{۸}$$

$$\mu_{s_t} = \left[\underline{\mu}(1-s_t) + \overline{\mu}s_t\right] \quad , \quad \underline{\mu} < \overline{\mu} \quad , \quad s_t \begin{cases} 0 & \text{رژیم پایین} \\ 1 & \text{رژیم بالا} \end{cases} \tag{۹}$$

با این وجود ، متغیر عامل پنهان، تاثیرگذار براین جریان وضعیت است و این جریان وضعیت تحت تاثیر حضور پارامتر درونزایی ρ درونزا است، که به صورت ارتباط وهمبستگی میان جز اخلال پارامترهای وابسته به رژیم مشروط به حباب (γ_{s_t}) و جز اخلال سری زمانی مورد تحلیل (y_t) در الگواست، که درچارچوب روابط (۱۰) - (۱۲) امکان‌پذیر است.

(۱۰)

$$e_t = \rho\vartheta_{t-1}, \quad \begin{pmatrix} e_t \\ \vartheta_{t+1} \end{pmatrix} =_d N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

(۱۱)

$$e_t = \rho\vartheta_t \quad , \begin{pmatrix} e_t \\ \vartheta_t \end{pmatrix} =_d N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

(۱۲)

$$e_t = \rho\vartheta_{t+1} \; , \quad \begin{pmatrix} e_t \\ \vartheta_{t-1} \end{pmatrix} =_d N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

بر اساس رابطه (۱۰) فرض بر ان است که جز اخلال عامل سری زمانی با جزاخلال عامل پنهان مورد بررسی در دوره قبل همبستگی دارد. بر اساس رابطه (۱۱) فرض بر ان است که جز اخلال عامل سری زمانی با جزاخلال عامل پنهان مورد بررسی در همان دوره همبستگی دارد. همچنین بر اساس رابطه

(۱۲) فرض بر ان است که جز اخلال عامل سری زمانی با جزاخلال عامل پنهان مورد بررسی در دوره بعد همبستگی دارد.

با توجه به سه ساختار زمانی مطرح‌شده، ماتریس احتمالات‌گذار تابعی از ضریب خودرگرسیون عامل پنهانα و سطح آستانهτ و جزاخلال سری زمانی y_t بشرح روابط(۱۳)-(۱۵) تصریح می‌گردند.

(۱۳)

$$\begin{cases} P\{s_t = 0|\omega_{t-1}\} = P\{\omega_t < \tau|\omega_{t-1}, e_{t-1}\} = \emptyset(\tau - \alpha\omega_{t-1} - \rho e_{t-1}) \\ P\{s_t = 1|\omega_{t-1}\} = P\{\omega_t \geq \tau|\omega_{t-1}, e_{t-1}\} = 1 - \emptyset(\tau - \alpha\omega_{t-1} - \rho e_{t-1}) \end{cases}$$

(۱٤)

$$\begin{cases} P\{s_t = 0|\omega_{t-1}\} = P\{\omega_t < \tau|\omega_{t-1}, e_t\} = \emptyset(\tau - \alpha\omega_{t-1} - \rho e_t) \\ P\{s_t = 1|\omega_{t-1}\} = P\{\omega_t \geq \tau|\omega_{t-1}, e_t\} = 1 - \emptyset(\tau - \alpha\omega_{t-1} - \rho e_t) \end{cases}$$

(۱۵)

$$\begin{cases} P\{s_t = 0|\omega_{t-1}\} = P\{\omega_t < \tau|\omega_{t-1}, e_{t+1}\} = \emptyset(\tau - \alpha\omega_{t-1} - \rho e_{t+1}) \\ P\{s_t = 1|\omega_{t-1}\} = P\{\omega_t \geq \tau|\omega_{t-1}, e_{t+1}\} = 1 - \emptyset(\tau - \alpha\omega_{t-1} - \rho e_{t+1}) \end{cases}$$

۵. یافته‌های پژوهش

در این قسمت، نتایج بدست‌آمده از بررسی رفتار تغییر رژیم سه متغیر شاخص حقیقی کل قیمت، سود سهام حقیقی تقسیم‌شده ونرخ بهره حقیقی در یک الگوی خودرگرسیون مرتبه اول[۱] به طور مشخص در دو بازه زمانی ۱۳۹۱:۰۱-۱۳۹۳:۰۵ و ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵ براساس الگوی تغییر رژیم متعارف و الگوی تغییر رژیم متضمن تعامل پویای قیمت دارایی و مقدار عامل پنهان به عنوان یک متغیر بنیانی غیر قابل مشاهده در چارچوب سه رویکرد زمانی جلونگر، همزمان وعقب‌نگر با استفاده از فیلتر تعدیل‌شده تغیر رژیم مارکوف بهمراه الگوریتم برودن-فلچر-گلدفارب-شانو[۲] (bfgs) در جداول ۴ و ۵ به شرح زیر حاصل امد. براین اساس، مقایسه تطبیقی برآوردهای حداکثر راستنمایی بدست امده از الگوی متعارف با محدودیت وارد شده در مدل ($\rho = 0$) و برآوردهای مشابه بدست امده از الگوی بدون محدودیت($\rho \neq 0$) با ساختارهای زمانی متفاوت صورت پذیرفت. این تفاوت ارزش‌های بدست‌آمده برای پارامترهای درونزایی (ρ)، پارامترهای مشروط به حباب ($\underline{\gamma}$، $\overline{\gamma}$) و پارامترهای میانگین وابسته به رژیم ($\underline{\mu}$،$\overline{\mu}$) در دو دوره زمانی نیز درخور توجه میباشد.

---

[۱] لازم بذکر است که مدل‌های خودرگرسیونی مراتب بالاتر نیز مورد بررسی و براورد قرار گرفته شدند ولیکن باتوجه به جمیع اماره‌های براوردی نهایتا مدل خودرگرسیونی مرتبه اول مناسب تشخیص داده شد و لذا تحلیل تجربی براساس ان صورت پذیرفته است.

[2] Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno algorithm

جدول٤: نتایج حاصل از براورد الگوی تغییر رژیم مارکوف متعارف و متضمن تعاملات پویا در بازه

زمانی ۱۳۹۱:۰۱–۱۳۹۳:۰۵

	شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی			
	عقب نگر	همزمان	جلونگر	متعارف	عقب نگر	همزمان	جلونگر	متعارف	عقب نگر	همزمان	جلونگر	**متعارف**
$\underline{\mu}$	۹۲/۲٤ (۰/۹٤۳۱)	−۱٤/٤۸ (۰/٦۸۹۳)	−۸۵/۹۵ (۰/۹۱۳۸)	− ۳٤۷۵/۲۷ (۰/۹۳۹۳)	۳۵/۷۲ (۰/۹۹۸)	−۴۴/۸۴ (۰/۰۰۲۲)	−۸٤/٦۱ (۱/٤۰۰٦)	−۳٤۵۸/۰٤ (۰/۹۷۲٤)	۵/۸٤۷٤ (۰/۰۰۰)	−۸۸۱/٦۳ (۱/٦۳۷)	−۱/٤۱٤۷ (۰/۱۱٦٤)	٤۵۵۳/۲۰۹ − (۰/۹٦۷٤)
$\overline{\mu}$	−۲٦٤/۸۸ (۰/٦۰۵۵)	−۸/۹۵٤۱ (۰/۱٦۷٦)	−۵/۱۱ (۲/٤۵٤۲)	۱/۸٦٤ (۰/۰۱٤۵)	−۱۱۰/۳۱ (۰/۹۷٤)	−۱۷/۳۹ (۰/۱۵۹)	−۵/۳۷ (۱/۰۰۰۱)	۳/۰۷٦ (۰/۰۱۳٦)	٦/۱٤٦۳ (۰/۰۰۰)	−۱۲/۷۷ (۱/۲۹۹)	−۱/۳۷۳۳ (۰/۱۰٤۷)	−۷۷۷/۷۰۷ (۰/۹۸۵)
α	−۰/٦۹۹ (۰/۰۰۷۱)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹۹۳ (۰/۰۰۲٤)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۵۵ (۰/۰۵۷۱)	۰/۹۹۷۸ (۰/۰۰۷)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰٤۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹۱۹ (۰/۰۰۲۲)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)
τ	۸/٤۰۹ (۰/۰۲۱۳)	۳/٦۳۸ (۰/۳۵٦٦)	−۱۹/۱۷ (۰/۹۹۸۵)	٦/۲۵۹ (۰/۰۱۲۹)	−۵/٤٤ (۰/۳۵٦)	−۷/۴۰۶ (۰/۰۰۳۴)	−۲٦/۰۰۷۲ (۰/۹۹۹۱)	٦/۲۵٦ (۰/۰۰۸۲)	۱/۰٤۷۳ (۰/۰۰۰)	−۱۵/٦۵ (۰/۰۰٦۳)	−۲/۸٤۰٤ (۰/٦۰۵۸)	۸/۱٤۹ (۰/۰٤۹۱)
σ	۱۱۱۹/۹۷ (۰/۲۲۲٤)	۲۷۲/۹۷ (۰/۱۲۷۱)	٦۳۲/۸۵ (۰/۱۳٦۷)	۸۱٤۰/٦۷ (۰/۰۲٤٤)	٦۵٦/۱٤ (۰/۲۸۷)	۴۵۱/۷۵ (۰/۱۱۱۲)	٦۹۳/۳۰ (۰/۳۹٦۰)	۸۰۱۷/۲٦ (۰/۰۷۰۹)	۰/۱۲۵۷ (۰/۰۰۰)	۲۱۲۳/٤۰ (۰/۰٤۸۸)	۰/۲۲٤٦ (۰/۰۰۹)	۸۷۷۱/۷٦ (۰/۱۸۸۳)
$\underline{\gamma}$	−٤۸۸/۷۱ (۰/۸۳٦۲)	−۸٤/۰۹ (۰/۷۰٦۰)	−۳٦۱/۲۹ (۱/۰۱۲۲)	۱۱۱۷/۵۸ (۰/۹۳۵٦)	−۲٤۰/٤۵ (۰/۸۸٦)	−۱۸۶/۹۶ (۰/۰۰۲۳)	−۳۷۵/۱۸ (۱/۰٤۹۲)	۱۰۹۸/٦۵ (۰/۹٦۷۹)	۰/۹۵۳۸ (۰/۰۰۰)	۵۷۳/۸۰ (۱/٦۷۱)	−۲/۳۳۲۹ (۰/۱٦٦)	**۵۳۸/۳۸ (۰/۹۸۹٤)**
$\overline{\gamma}$	۱/۰۱۱ (۰/۰۰۱٤)	−۱/۱٦ (۰/۱۸۹۳)	۰/٤۹۲۲ (۰/۰۲۳۲)	−٤۳/۷۷۷ (۰/۹۳۸۳)	۰/۹۸۹ (۰/۵۲۷)	−۵/۸۹ (۰/۲۰۳۰)	−۰/٤۵۳۹ (۰/۲٦۰۹)	−٤۸/۹۸۷ (۰/۹٦۸۹)	۱/۰۲۲ (۰/۰۰۰)	−۳۹/۸٤۰ (۰/۰۵۸٤)	۰/۹٦۳۷ (۰/۰۳۵۸)	**۰/۹۳۹ (۰/۰٤۳۵)**
ρ	۰/۵۵٦ (۰/۱۱۱۳)	۰/۹۷۲۲ (۰/۱۹۱٤)	−۰/۹۹۹ (۰/۰۰٦۵)	-----	۰/٤۹۱۲ (۰/۱٦۲)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۲)	−۰/۹۹۹٦ (۰/۰۱۳۳)	------	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹۹ (۰/۰۷۳۵)	۰/۲۸۲۱ (۰/۱۳۷٤)	--------
LL K	−۲۱٤/۳۸	۱۷۷/۰۲٦ −	−۱۹۹/۲٤	−۲٦۸/٦۱	−۲۰۰/٦۲	−۱۹۱/۰۷	−۲۰۱/٦۲	−۲٦۸/۲۰	۱۷/۷۱	−۲۳۲/٤٦	۱/٤۲	**−۲۷۰/٦٤**

منبع: یافته‌های پژوهش–ارقام داخل پرانتز انحراف معیار های مجانبی براوردها میباشند

جدول۵: نتایج حاصل از براورد الگوی تغییر رژیم مارکوف متعارف و متضمن تعاملات پویا در بازه زمانی ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵

	شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده				نرخ بهره حقیقی			
	عقب نگر	همزمان	جلونگر	متعارف	عقب نگر	همزمان	جلونگر	متعارف	عقب نگر	همزمان	جلونگر	متعارف
$\underline{\mu}$	۱۸/۰۶ (۰/۹۱۲)	-۱۷/۰۱۶ (۰/۱۹۸۹)	-۱/۲۶۹۲ (۰/۸۹۴۶)	-۱۸۴/۴۳ (۰/۹۹۱۵)	۹/۴۷۲ (۱/۰۵۵)	۹۰/۶۷ (۰/۸۵۴۵)	۰/۲۴۰۸ (۰/۳۳۰۶)	۴۸۶/۱۳ - /۹۷۲۴) (۰	-۱/۲۰۸۷ (۰/۰۲۱۲)	-۷۲/۸۱ (۰/۳۱۶۱)	-۰/۹۷۱۶ (۰/۲۳۴۴)	۴۵/۳۰۴۷ - (۰/۹۰۸۶)
$\overline{\mu}$	-۱۳۲/۱۷ (۰/۴۰۵۹)	-۱/۶۸۹ (۰/۷۴۳۵)	۱۴/۱۸۵۳ (۰/۷۰۷۱)	۴/۲۸۰۴ (۰/۴۳۷۸)	-۶/۹۲۵ (۱/۳۲)	۶/۳۸۵ (۰/۸۹۶۴)	۴/۸۳۴۲ (۰/۸۹۸۵)	-۲۹/۶۲ /۶۸۶۶) (۰	-۱۹/۳۲۷ (۰/۰۲۱۰)	-۰/۰۷۳۷ (۰/۵۶۱۸)	۳/۸۲۹۸ (۰/۹۳۱۷)	-۱/۵۹۴۱ (.۰/۳۵۸۵)
α	۰.۹۹۹ (۰.۰۰۰)	۰/۸۴۱۵ (۰/۲۹۱۱)	۰/۱۵۹۱ (۰/۰۲۷۷)	۰.۹۹۹ (۰.۰۰۰)	۰/۴۷۸۱ - ۰/۰۴۶۶) (	-۰/۹۳۱۹ (۰/۰۲۲۶)	۰.۹۹۹ (۰.۰۰۱۲)	۰.۹۹۹ (۰.۰۰۱) ۱)	-۰/۹۹۹ (۰/۲۷۸۸)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹۹ (۰.۰۰۰)
τ	-۰/۴۹۸۲ (۰/۲۴۷۵)	-۵/۶۳۸۳ (۰/۰۴۳۵)	-۷/۴۷ (۰/۰۲۲۵)	۱۵/۹۶ (۱/۰۰۱۴)	۹/۴۴ (۳/۵۱۳)	-۱۰۶/۰۹۵ (۰/۸۴۳۲)	-۴/۳۲۱۹ (۰/۶۶۲۴)	۳/۰۰۹ /۱۵۹۳) (۰	۴/۵۰۶۹ (۰/۴۰۵۹)	-۲۴/۹۵ (۰/۴۷۴۸)	-۱/۲۷۱۰ (۰/۵۱۸۸)	-۱/۸۶۳ (۰/۰۵۰۸)
σ	۰/۵۸۹۲ (۰/۰۲۴۶)	۰/۲۹۴۴ (۰/۰۴۳۴)	۰/۳۰ (۰/۰۴۱۵)	۶۰۷/۳۶ (۰/۹۸۶۲)	۱۴/۶۷ ۰/۰۱۶۸) (	۱۰/۸۷ (۰/۵۰۳۲)	۰/۷۰۴۸ (۰/۰۸۲۸)	۳۳۳/۰۶ ۱ /۸۲۱۱) (۰	۲۶/۰۶۱ (۰/۰۱۱۸)	۲۲/۴۱۶ (۰/۰۲۸۱)	۰/۱۳۱۹ (۰/۰۱۰۴)	۱۳۸/۹۶۳ (۰/۰۱۵۲)
$\underline{\gamma}$	-۱۶۳/۸۳ (۰/۵۸۲۶)	-۶/۶۶۲ (۰/۴۶۵۴)	۱/۱۰۴۳ (۰/۰۶۴۷)	-۳۱۹/۶۱ (۰/۹۸۵۷)	-۴۱/۲۳ (۱/۹۴۴)	-۹۳/۰۷۰۲ (۰/۸۳۷۸)	۰/۷۰۲۶ (۰/۱۷۰۳)	۲۰۲/۲۱ -۶ /۰۰۲۳) (۱	-۳/۷۴۶ (۰/۰۰۰۲)	-۳۳/۹۸۷ (۰/۷۹۴۳)	۰/۹۲۸۰ (۰/۰۲۲۲)	-۷۸/۶۳۹ (۰/۷۹۶۸)
$\overline{\gamma}$	۰/۹۹۹۳ (۰/۰۰۰۱)	۱/۰۷۷ (۰/۰۵۵۵)	۱۳/۳۶۴۲ (۰/۷۰۷۱)	-۱۲/۰۳۹ (۱/۱۴۶۶)	۰/۹۸۷ (۰/۲۷۵)	۱/۷۰۸۶ (۰/۷۵۵۱)	۱/۸۷۱۲ (۰/۷۱۹۶)	-۳۳/۷۱ /۷۶۳۷) (۰	۱۴/۸۷۶ (۰/۰۰۰۱)	۸/۵۱۷ (۰/۰۲۵۴)	۴/۰۲۵۱ (۰/۹۰۸۸)	-۰.۳۰۵۸ (۰/۷۰۰)
ρ	-۰/۹۶۳۹ (۰/۱۲۶۷)	۰/۸۴۰۶ (۰/۰۸۵۱)	-۰/۲۹۲۱ (۰/۱۰۴۳)	-------	-۰/۹۵۹ (۰/۳۴۷)	۰/۹۷۷۵ (۰/۱۱۶۴)	۰/۷۰۲۳ (۰/۱۵۴۴)	-------- -	۰/۰۶۹۲ (۰/۰۲۸۱)	-۰/۹۹۹۷ (۰/۰۳۴۵)	-۰/۸۶۰۷ (۰/۳۳۷۵)	------
LLK	-۱۶/۹۶	-۵/۹۰۴۶	-۵/۸۰۳	-۱۹۸/۶۶	-۹۷/۳۸	-۹۱/۸۲	-۲۹/۵۶	۲۴۵/۷۸ -	-۱۱۵/۳۶	-۱۱۰/۸۶	۱۶/۲۰	۱۵۸/۷۳۳ -

منبع: یافته‌های پژوهش-ارقام داخل پرانتز انحراف معیار های مجانبی براوردها میباشند

نتایج بدست امده از برآورد الگوهای مورد بررسی نشان می‌دهد، ارزش تابع حداکثر راستنمایی بدست امده برای الگوی بدون محدودیت در هر سه ساختار زمانی بزرگ تر از ارزش مشابه برای الگوی متعارف با محدودیت وارد شده ($\rho = 0$) است. از این رو براساس اماره آزمون نسبت راستنمایی(LR)، اهمیت لحاظ‌سازی تعاملات پویای مابین قیمت دارایی‌ها با عامل پنهان به عنوان یک متغیر بنیانی غیر قابل مشاهده در مدل‌های تغییر رژیم مارکوف ($\rho \neq 0$) با در نظر گرفتن سه ساختار زمانی متفاوت به عنوان فرضیه جایگزین، در برابر فرضیه صفرمطرح در مدل‌های مارکوف متعارف ($\rho = 0$) براساس آزمون نسبت راستنمایی ($-۲(\ell(\hat{\theta}) - \ell(\tilde{\theta}))$ برای هر سه متغیر شاخص حقیقی کل قیمت، سود حقیقی سهام تقسیم‌شده و نرخ بهره حقیقی در جداول (۶) و (۷) و در دو دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵ و ۱۳۹۷:۰۱–۱۳۹۹:۰۵ مورد بررسی قرار گرفت. در این آزمون که یک توزیع محدود شده کای دو با درجه آزادی یک است، ℓ لگاریتم تابع حداکثر راستنمایی و پارامترهای $\hat{\theta}$ و $\tilde{\theta}$ به ترتیب به عنوان برآوردهای حداکثر راستنمایی مدل مارکوف متعارف ($\rho = 0$) و مدل مارکوف متضمن تعاملات پویا ($\rho \neq 0$) در نظر گرفته‌شده است، براساس نتایج بدست‌آمده فرضیه عدم وجود تعاملات پویا ($H_0: \rho = 0$) در سطح معناداری $p < ۰/۰۰۱$ درصد در هر دودوره زمانی برای هر سه متغیر مورد بررسی رد می‌گردد.

جدول٦: آزمون نسبت راستنمایی در دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵

$-2(\ell(\widehat{\theta})-\ell(\widetilde{\theta}))$								
شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی		
عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر
۱۰۸/٤٦	۱۸۳/۱٦۸	۱۳۸/۷٤	۱۳۵/۱٦	۱٥٤/۲٦	۱۳۳/۱٦	٥۷٦/۷	۷٦/۳٦	٥٤٤/۱۲
p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱

منبع : یافته های پژوهش

جدول۷ : آزمون نسبت راستنمایی در دوره زمانی ۱۳۹۷:۰۱ – ۱۳۹۹:۰۵

$-2(\ell(\widehat{\theta})-\ell(\widetilde{\theta}))$								
شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی		
عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر
۳٦۳/٤	۳۸٥/٥۱	۳۸٥/۷۱٤	۲۹٦/۸	۳۰۷/۹۲	٤۳۲/٤٤	۸٦/۷٤٦	۹٥/۷٤٦	۳٤۹/۸٦٦
p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱	p<۰,۰۰۱

منبع : یافته های پژوهش

۵.۱ استراتژی تعیین الگوی بهینه تغییر رژیم مارکوف متضمن تعاملات پویا

در این پژوهش، نظر به اینکه برای تعاملات پویا در خصوص پارامترهای مشروط به حباب نسبت به عامل پنهان سه ساختار زمانی متفاوت عقب‌نگر، همزمان وجلونگر در نظر گرفته شده است لذا جهت تعیین الگوی بهینه برای هر یک از متغیرهای مورد بررسی در دو دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵ و ۱۳۹۷:۰۱–۱۳۹۹:۰۵، متریک های معیار اطلاعات آکاییک[1] و معیار اطلاع بیزی–شوارتز [2] در سه ساختار زمانی عقب‌نگر، همزمان و جلونگر برآورد شد و حداقل مقدار این دو متریک برای هریک

[1] Akaike information criterion
[2] Bayesian information criterion

از سه متغیر مورد بررسی به صورت AIC_{m_1} و $B\mathrm{IC}_{m_1}$ در نظر گرفته‌شد. سپس با توجه به متریک راستنمایی نسبی تعمیم یافته[1] و براساس معادله‌های $exp\left(\frac{\mathrm{AIC}_{m_1}-\mathrm{AIC}_{m_2}}{2}\right)$ و $exp\left(\frac{\mathrm{BIC}_{m_1}-B\mathrm{IC}_{m_2}}{2}\right)$ روابط میان AIC_{m_1} و $B\mathrm{IC}_{m_1}$ و دو رویکرد زمانی دیگر برای هر سه متغیر سری زمانی برآورد شد. براساس نتایج بدست آمده برای هر یک از متغیرهای مذکور بهترین ساختار زمانی در الگوی تغییر رژیم متضمن تعاملات پویا، ساختار زمانی است که براساس معیار اطلاعات آکاییک و معیار اطلاع بیزی-شوارتز مقدار متریک راستنمایی نسبی تعمیم یافته آن حداقل باشد. نتایج حاصل از براوردهای اماره های ذکر شده در جداول ۸-۱۵ اورده شده‌اند.

جدول۸ : براورد متریک AIC در دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵

AIC = 2K - 2LLK , K=8								
شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی		
عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر
٤٤٤/٧٦	**۳۷۰/۰۵۲**	۴۱۴/۴۸	۴۱۷/۲۴	**۳۹۸/۱٤**	۴۱۹/۲۴	**-۱۹/٤۲**	۴۸۰/۹۲	۱۳/۱۶

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول ۹ : براورد متریک AIC در دوره زمانی ۱۳۹۷:۰۱ – ۱۳۹۹:۰۵

AIC = 2K - 2LLK , K=8								
شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی		
عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر
٤۹/۹۲	۲۷/۸۰۹۲	**۲۷/٦۰٦**	۲۱۰/۷۶	۱۹۹/۶۴	**۷۵/۱۲**	۲۴۶/۷۲	۲۳۷/۷۲	**-۱٦/٤**

منبع : یافته‌های پژوهش

[1] Generalized Relative likelihood of models

جدول ۱۰ : براورد راستنمایی نسبی تعمیم یافته متریک AIC در دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵

شاخص حقیقی کل قیمت		سود حقیقی سهام تقسیم شده		نرخ بهره حقیقی	
$exp\left(\frac{AIC_c - AIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_c - AIC_f}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_c - AIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_c - AIC_f}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_b - AIC_f}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_b - AIC_c}{2}\right)$
۵/۹۸۹۱۳e-۱۷	۲/۲۵۲۰۷e-۱۰	۷/۱۲۰۱۳e-۰۵	۲/۶۱۹۳۵e-۰۵	۸/۴۲۰۶e-۰۸	۲/۲۵۱۹e-۱۰۹

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱ : براورد راستنمایی نسبی تعمیم یافته متریک AIC در دوره زمانی ۱۳۹۷:۰۱ – ۱۳۹۹:۰۵

شاخص حقیقی کل قیمت		سود حقیقی سهام تقسیم شده		نرخ بهره حقیقی	
$exp\left(\frac{AIC_f - AIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_f - AIC_c}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_f - AIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_f - AIC_c}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_f - AIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_f - AIC_c}{2}\right)$
۱/۴۲۷۵e-۰۵	۰/۹۰۳۳۹۱	۳/۵۱۶۸e-۳۰	۹/۱۳۷۴۶e-۲۸	۷/۳۱۵۰۶e-۵۸	۶/۵۸۴۸۱e-۵۶

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول ۱۲: براورد متریک BIC در دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵

BIC = K(log(n)) - 2LLK , K=8 N=29								
شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی		
عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر
۴۴۰/۴۵	**۳۶۵/۷۴۲**	۴۱۰/۱۷	۴۱۲/۹۳	**۳۹۳/۸۳**	۴۱۴/۹۳	**-۲۰/۶۷**	۴۷۶/۶۱	۸/۸۵

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول۱۳ : براورد متریک BIC در دوره زمانی ۱۳۹۷:۰۱ – ۱۳۹۹:۰۵

BIC = K(log(n)) - 2LLK , K=8 N=29								
شاخص حقیقی کل قیمت			سود حقیقی سهام تقسیم شده			نرخ بهره حقیقی		
عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر	عقب نگر	همزمان	جلونگر
۴۵/۶۱	۲۳/۴۹۹۲	**۲۳/۲۹۶**	۲۰۶/۴۵	۳۷۶/۹۵	**۷۰/۸۱**	۲۴۲/۴۱	**۲۳۳/۴۱**	**-۲۰/۷۱**

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول ۱۴ : براورد راستنمایی نسبی تعمیم یافته متریک BIC در دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱ – ۱۳۹۳:۰۵

شاخص حقیقی کل قیمت		سود حقیقی سهام تقسیم شده		نرخ بهره حقیقی	
$exp\left(\frac{BIC_c - BIC_f}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_c - BIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_c - AIC_f}{2}\right)$	$exp\left(\frac{AIC_c - AIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_b - BIC_f}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_b - BIC_c}{2}\right)$
۲/۲۵۲۰۷e-۱۰	**۵/۹۸۹۱۳e-۱۷**	۲/۶۱۹۳۵e-۰۵	۷/۱۲۰۱۳e-۰۵	۸/۴۲۰۶e-۰۸	۲/۲۵۱۹e-۱۰۹

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول ۱۵ : براورد راستنمایی نسبی تعمیم یافته متریک BIC در دوره زمانی ۱۳۹۷:۰۱ – ۱۳۹۹:۰۵

شاخص حقیقی کل قیمت		سود حقیقی سهام تقسیم شده		نرخ بهره حقیقی	
$exp\left(\frac{BIC_f - BIC_c}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_f - BIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_f - BIC_c}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_f - BIC_b}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_f - BIC_c}{2}\right)$	$exp\left(\frac{BIC_f - BIC_b}{2}\right)$
۰/۹۰۳۳۹۱	**۱/۴۲۷۵e-۰۵**	۹/۱۳۷۴۶e-۲۸	۳/۵۱۶۸e-۳۰	۷/۳۱۵۰۶e-۵۸	۶/۵۸۴۸۱e-۵۶

منبع : یافته‌های پژوهش

براساس نتایج بدست امده از متریک‌های محاسباتی قوق در دروه زمانی ۱۳۹۱:۰۱-۱۳۹۳:۰۵ با توجه به ساختار زمانی متفاوت در نظرگرفته شده به ترتیب برای متغیر شاخص حقیقی کل قیمت و سودحقیقی سهام تقسیم‌شده ، ساختار زمانی همزمان، و برای نرخ بهره حقیقی ساختار زمانی عقب‌نگر بهترین الگو درنظر گرفته شد. همچنین نتایج حاصل از براورد متریک‌های محاسباتی نشان می‌دهد در بازه زمانی ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵ ساختار زمانی جلونگر را میتوان بعنوان الگوی بهینه برای

برای متغیر شاخص حقیقی کل قیمت و سودحقیقی سهام تقسیم‌شده و نرخ بهره حقیقی مورد تحلیل در نظر گرفت. نتایج حاصل از براورد الگوهای بهینه در دو بازه زمانی مذکور در جداول ۱۶ و۱۷ مجددا به اختتصار ذکر شده‌اند.

براساس نتایج جدول ۱۶، پارامترهای براورد شده برای هر سه متغیر مذکور در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. از سوی دیگر براوردهای حاصل از پارامتر مشروط به حباب ($\underline{\gamma}$) و ($\overline{\gamma}$) متغیر شاخص حقیقی کل قیمت به ترتیب با مقادیر ۸٤/۰۹- و ۱/۱٦-نشان می‌دهد ماهیت رفتارانفجاری در این شاخص قیمتی تایید نمی‌گردد. در رابطه با متغیر سود حقیقی سهام تقسیم‌شده با درنظر گرفتن مقدار این پارامترها به ترتیب با مقادیر ۱۸٦/۹٦- و۵/۸۹-، ماهیت رفتار انفجاری در پارامتر های ($\underline{\gamma}$) و ($\overline{\gamma}$) تایید نمی گردد.

همچنین با درنظر گرفتن برآوردهای حاصل در رابطه با متغیر نرخ بهره حقیقی برای پارامترهای مشروط به حباب ($\underline{\gamma}$) و ($\overline{\gamma}$) که به ترتیب برابر با ۰/۹۵۳۸و ۱/۰۲۲می باشد، ماهیت رفتار غیرانفجاری ورفتار انفجاری در پارامترهای مذکور تایید می گردد.

جدول ۱۶ : نتایج حاصل از برآورد ساختار زمانی الگوهای بهینه در دوره زمانی ۱۳۹۱:۰۱–۱۳۹۳:۰۵

پارامترها	شاخص حقیقی کل قیمت	سود حقیقی سهام تقسیم شده	نرخ بهره حقیقی
	همزمان	همزمان	عقب نگر
$\underline{\mu}$	-۱۴/۴۸ (۰/۶۸۹۳)	-۴۴/۸۴ (۰/۰۰۲۲)	۵/۸۴۷۴ (۰/۰۰۰)
$\overline{\mu}$	-۸/۹۵۴۱ (۰/۱۶۷۶)	-۱۷/۳۹ (۰/۱۵۹)	۶/۱۴۶۳ (۰/۰۰۰)
α	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۵۵ (۰/۰۵۷۱)	-۰/۰۰۴۳ (۰/۰۰۰)
τ	۳/۶۳۸ (۰/۳۵۶۶)	-۷/۴۰۶ (۰/۰۰۳۴)	۱/۰۴۷۳ (۰/۰۰۰)
σ	۲۷۲/۹۷ (۰/۱۲۷۱)	۴۵۱/۷۵ (۰/۱۱۱۲)	۰/۱۲۵۷ (۰/۰۰۰)
$\underline{\gamma}$	-۸۴/۰۹ (۰/۷۰۶۰)	-۱۸۶/۹۶ (۰/۰۰۲۳)	۰/۹۵۳۸ (۰/۰۰۰)
$\overline{\gamma}$	-۱/۱۶ (۰/۱۸۹۳)	-۵/۸۹ (۰/۲۰۳۰)	۱/۰۲۲ (۰/۰۰۰)
ρ	۰/۹۷۲۲ (۰/۱۹۱۴)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۲)	۰/۹۹۹ (۰/۰۰۰)
LLK	-۱۷۷/۰۲۶	-۱۹۱/۰۷	۱۷/۷۱

منبع : یافته های پژوهش– ارقام داخل پرانتز انحراف معیار های مجانبی براوردها میباشند

براساس نتایج جدول ۱۷، همه پارامترها در الگوهای بهینه هرسه متغیر مورد بررسی بجز پارامتر $\underline{\mu}$ درمتغیر شاخص حقیقی کل قیمت و در متغیر سود حقیقی سهام تقسیم‌شده معنادار می‌باشند. همچنین براوردهای حاصل از پارامتر مشروط به حباب ($\underline{\gamma}$) و ($\overline{\gamma}$) که به ترتیب برابر با مقادیر ۱/۱۰۴۳ و ۱۳/۳٦٤۲می باشد، ماهیت رفتارانفجاری در متغیر شاخص حقیقی کل قیمت را در طول دوره تایید می‌نماید، از سوی دیگر مقادیر برآوردشده این دو پارامتر در متغیر سود حقیقی سهام تقسیم‌شده، به ترتیب برابر با ۰/۷۰۲۶ و ۱/۸۷۱۲ می‌باشد، که به ترتیب ماهیت رفتاری غیر انفجاری و انفجاری در دو پارامتر مذکور را تایید می‌نماید. لازم به ذکر است شدت رفتار انفجاری پارامتر($\overline{\gamma}$) در متغیر سود حقیقی سهام تقسیم‌شده کمتر از شاخص حقیقی کل قیمت می باشد.

از سوی دیگر در رابطه با متغیر نرخ بهره حقیقی مقادیر برآوردشده پارامترهای مشروط به حباب ($\underline{\gamma}$) و ($\overline{\gamma}$) که به ترتیب برابر با مقادیر ۰/۹۲۸۰و ٤/۰۲۵۱ می‌باشد وماهیت رفتار غیرانفجاری و انفجاری در پارامترهای مذکور را تایید می‌نماید.

جدول ۱۷ : نتایج حاصل از برآورد ساختار زمانی بهینه الگوی درونزای تغییر مارکوف در دوره زمانی ۱۳۹۷:۰۱–۱۳۹۹:۰۵

پارامترها	شاخص حقیقی کل قیمت	سود حقیقی سهام تقسیم شده	نرخ بهره حقیقی
	جلونگر	جلونگر	**جلونگر**
$\underline{\mu}$	-۱/۲۶۹۲ (۰/۸۹۴۶)	۰/۲۴۰۸ (۰/۳۳۰۶)	**-۰/۹۷۱۶** **(۰/۲۳٤٤)**
$\overline{\mu}$	۱۴/۱۸۵۳ (۰/۷۰۷۱)	۴/۸۳۴۲ (۰/۸۹۸۵)	**۳/۸۲۹۸** **(۰/۹۳۱۷)**
α	۰/۱۵۹۱ (۰/۰۲۷۷)	۰.۹۹۹ (۰.۰۰۱۲)	**۰/۹۹۹** **(۰/۰۰۰)**
τ	-۷/۴۷ (۰/۰۲۲۵)	-۴/۳۲۱۹ (۰/۶۶۲۴)	**-۱/۲۷۱۰** **(۰/۵۱۸۸)**
σ	۰/۳۰ (۰/۰۴۱۵)	۰/۷۰۴۸ (۰/۰۸۲۸)	**۰/۱۳۱۹** **(۰/۰۱۰٤)**
$\underline{\gamma}$	۱/۱۰۴۳ (۰/۰۶۴۷)	۰/۷۰۲۶ (۰/۱۷۰۳)	**۰/۹۲۸۰** **(۰/۰۲۲۲)**
$\overline{\gamma}$	۱۳/۳۶۴۲ (۰/۷۰۷۱)	۱/۸۷۱۲ (۰/۷۱۹۶)	**٤/۰۲۵۱** **(۰/۹۰۸۸)**
ρ	-۰/۲۹۲۱ (۰/۱۰۴۳)	۰/۷۰۲۳ (۰/۱۵۴۴)	**-۰/۸٦۰۷** **(۰/۳۳۷۵)**
LLK	-۵/۸۰۳	-۲۹/۵۶	**۱٦/۲۰**

منبع : یافته‌های پژوهش– ارقام داخل پرانتز انحراف معیارهای مجانبی براوردها می‌باشند

٦. بحث و نتیجه‌گیری

بررسی دوره‌های تاریخی حباب‌ها در سال‌های اخیر بویژه درطی دهه ۱۳۹۰ به روشنی متضمن وجود انواع اصطکاکات ساختاری، نهادی، و اطلاعاتی در بازار اوراق بهادار ایران می‌باشد که زمینه ساز قیمت گذاری‌های نادرستی است که کاهش یکباره قیمتها و در نهایت ریزش وسقوط بازار سهام را می‌توانسته بهمراه داشته باشد. یکی از پیامدهای پویایی‌های فرایندهای موجود در این بازار افزایش چشمگیر قیمت داراییهای مالی بطور غیر متناسب با ارزش بنیان‌های محرک انها در برهه‌هایی از زمان بوده است که ریزش‌های ناگهانی در این بازار را پس از مدتی در پی داشته است. این امر قطعا متضمن هزینه‌های قابل توجهی برای اقتصاد کشور در سطح خرد و کلان بوده است. در این پژوهش سعی شده است تا با ارائه رویکردی نوآورانه در چارچوب الگوی زنجیره مارکوف از طریق شناسایی بهتر و دقیقتر دوره‌های حبابی بتوان به سرمایه گذاران و سیاست گذاران در زمینه تقلیل هزینه‌های متضمن کمک نمود.

با توجه به این ملاحظات هدف اصلی این پژوهش عبارت بوده است از بررسی تجربی پویایی‌های حباب‌های قیمتی در بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد ارائه شده در پژوهش حاضر که متضمن تعاملات پویای قیمت دارایی های مالی با عامل پنهان به عنوان یک متغیر بنیانی غیر قابل مشاهده می‌باشد. بدین منظور پس از بررسی وارزیابی عملکرد رویکردهای متعارف جهت شناسایی دوره‌های حبابی، محدودیت های انها در زمینه شناسایی این دوره‌ها به لحاظ تجربی در مقایسه با روش ارائه شده در این پژوهش مشخص گردید. نتایج تجربی حاصل از کاربست رویکرد معرفی شده در این پژوهش، بطور خلاصه موید عدم تایید وجود دوره حبابی برای بازه زمانی

۱۳۹۳:۰۵-۱۳۹۱:۰۱ و تایید وجود حباب یرای بازه زمانی ۱۳۹۷:۰۱-۱۳۹۹:۰۵ در بازار اوراق بهادار تهران می‌باشد. اهمیت درنظر گرفتن رویکرد نوین ارائه شده در این مطالعه برطرف سازی یکی از محدودیت‌های موجود در ادبیات شناسایی تجربی پویایی‌های حباب در قیمت دارایی‌ها که همانا نادیده گرفتن تعاملات قیمت دارایی با عوامل بنیانی ان و بویژه کیفیت این تعاملات (جلونگر، همزمان، یا گذشته‌نگر) می‌باشد. این امر با بهبود روش‌های موجود در این حوزه میتواند در سطح خرد، سرمایه گذاران (انفرادی و نهادی) و در سطح کلان مقررات‌گذاران و سیاست‌گذاران را در جهت درک بهتر و کاراتر روندها و پویایی‌های متضمن در قیمت دارایی‌ها و به تبع ان تخصیص منابع و طراحی و اعمال به هنگام و کاراتر مقررات و سیاست‌های پولی و مالی مربوطه یاری رساند. چرا که هرگونه انحراف و اختلال در این حوزه میتواند هزینه‌های قابل توجهی برای ذینفعان در بازارهای مالی اعم از عرضه‌کنندگان اوراق و متقاضیان انها را بدنبال داشته باشد.

Mohammad Feghhi Kashani http://orcid.org/0000-0002-9509-0218
Teymour Mohammadi http://orcid.org/0000-0003-4394-774x
Zahra Aghighi http://orcid.org/0000-0003-0191-2717

منابع

بیابانی، کاظم ، خزایی، سعید و افشاریان، امیرحسین .(۱۳۹۵). آزمون وجود حباب و رفتارانفجاری در بازار سهام ایران. *نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار(مطالعات مالی) ،۹(۲۹): ۱۱۱- ۱۲۵.*

https://sid.ir/paper/200135/fa

حسین زاده، هدایت. (۱۳۹۹). شناسایی حباب‌های چندگانه در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ راست دنباله .*اقتصاد و تجارت نوین*۱۵(۴)،۲۹-۵۰.

doi: 10.30465/jnet.2020.6607

راسخی، سعید ، شهرازی، میلاد و علمی، زهرا . (۱۳۹۵). تعیین دوره های حباب قیمتی: یک مطالعه موردی برای بازار بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی)، ۱۳(۳)، ۲۵-۵۵.*

https://sid.ir/paper/110808/fa.

زارع، محمد حسن ، انصاری سامانی ، حبیب و امینیان ، مریم. (۱۴۰۱). تأثیر کیفیت اطلاعات مالی بر قیمت‌گذاری نادرست سهام در بورس اوراق بهادار تهران .*بررسی مسائل اقتصاد ایران.۹(۲ (شماره پیاپی :۱۸)).۱۰۵-۱۲۹.*

doi:10.30465/CE.2023.38290.1709

صادقی شریف، سید جلال ، اصولیان، محمد و افشاریان، امیرحسین. (۱۳۹۶). آزمون‌های رفتار حباب انفجاری چندگانه در بورس اوراق بهادار و مسکن ایران (۱۳۹۳-۱۳۷۰). *مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۵ (۴) ، ۱۲۹-۱۴۹ .

doi: 10.22108/amf.2017.21169

طیب نیا، علی، مهرآرا، محسن و اختری، آزاده. (۱۳۹۸). حباب سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز ایران و بحران‌های ارزی رویکرد تغییر رژیم مارکف با احتمالات انتقال متغیر. *پژوهشنامه اقتصادی* ۱۹ (۷۴)،۱۱۱-۱۶۴.

https://doi.org/10.22054/joer.2019.11248

هاتفی مجومرد، مجید، زمانیان، غلامرضا و شهیکی تاش، محمد نبی. (۱۳۹۶). معمای پرمیوم دارایی با توجه به ریسک حباب و تابع ترجیحات بازگشتی آپشتین - زین در بورس اوراق بهادار ایران. *پژوهش های اقتصادی ایران۲۲(۷۰).۱۷۵-۲۰۶.*

doi: 10.22054/ijer.2017.7969

References

Al-Anaswah, N., Wilfling, B. (2011). Identification of speculative bubbles using state-space models with markov-switching. *J. Bank. Finance 5*, 1073–1086. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.09.021

Balcilar,M., Gupta,R., Jooste, C., & Wohar,M.E.(2016). Periodically collapsing bubbles in the south african stock market. *Research in International Business and Finance ,38* , 191–201. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.04.010

Biabany ,K.H. K , Khazaie , S & Afsharian ,A.H.(1395). Testing for explosive behavior and bubbles in iran's stock market.*financial knowledge of security analysis (Financial Studies),9(29) ,111-125*.https://sid.ir/paper/200135/fa.[InPersian]

Blanchard, O.J.(1979). Speculative bubbles, crashes and rational expectations, *Economics Letters , 3(4),* 387-389, 2-10. https://doi.org/10.1016/0165-1765(79)90017-X

Blanchard,O.J., Watson, M.W.(1982). Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets .NBER Working Paper No. w0945. https://doi.org/10.3386/w0945

Breitung, J. (2014). Econometric tests for speculative bubbles. *Bonn Journal of Economics, 3(1),* 115-129. *http://www.bje.uni-bonn.de/download-the-latest-issue-1/volume-iii-1-july-2014/breitung*

Breitung, J., Kruse, R.(2013). When bubbles burst: econometric tests based on structural breaks. 54(4), 911-930, November doi: 10.1007/s00362-012-0497-3

Brooks, C., Katsaris, A.(2003).Regime Switching Models of Speculative Bubbles with Volume: An Empirical Investigation of the S&P 500 Composite Index. https://ssrn.com/abstract=822164 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.822164

Brunnermeier, M. K., Schnabel, I.(2015). Bubbles and Central Banks: Historical Perspectives . CEPR Discussion Paper No. DP10528, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2592370

Campbell, J. Y., Shiller,R.(1987). Cointegration and Tests of Present Value Models. *Journal of Political Economy*, *95* (5), 1062- http://dx.doi.org/10.1086/261502

Campbell, J. Y., Shiller, R.(1989). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factor. *Review of Financial Studies 1* , 195–228. https://www.jstor.org/stable/2961997

Chan, J.C.C , Santi, C .(2021). Speculative bubbles in present-value models: A Bayesian Markov-switching state space approach. *Journal of Economic Dynamics and Control.Volume 127*, June 2021, 104101. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104101

Chang, Y., Maih,J., &Tan ,F.(2021). Origins of monetary policy shifts: A New approach to regime switching in DSGE models. *Journal of Economic Dynamics and Control*. *133*, December 2021, 104235. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104235.

Chang, Y., Choi, Y., & Park, J. Y.(2017). A New Approach to Model Regime Switching. *Journal of Econometrics 196 (1)*, 127-143. DOI: 10.1016/j.jeconom.2016.09.005

Diba, B.T., Grossman, H.I. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices? *American Economic Review*. 78 (3), 520–530. http://www.jstor.org/stable/1809149

Diba, B.T., Grossman, H.I.(1988b). The theory of rational bubbles in stock prices. *The Economic Journal* 98 (392),746–754. doi:10.2307/2233912.

Evans, G. W.(1989). The Fragility of Sunspots and Bubbles. *Journal of Monetary Economics 23*,297–317. https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90053-6

Evans, G. W.(1991). Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices. *American Economic Review 81*,922–30. https://www.jstor.org/stable/2006651

Evans, G. W. Honkapohja, S.(1992). On the robustness of bubbles in linear re Models. *International Economic Review 33* , 1–14. https://doi.org/10.2307/2526979

Flood, P.F., Garber, P.M. (1984). Collapsing exchange rate regimes. *International Economic.17(1–2),1–13.* https://doi.org/10.1016/0022-1996(84)90002-3

Froot, K., Obstfeld ,M.(1991). Intrinsic Bubbles: The case of stock Prices . *American Economic Review. 81, 1189–214.* https://www.jstor.org/stable/2006913

Hall, S.G., Psaradakis, Z., & Sola, M.(1999).Detecting periodically collapsing bubbles: a markov-Switching unit root test. *Journal of applied econometrics 14(2), 143–154.* https://www.jstor.org/stable/223273

Hamilton, J., Whiteman, C. (1985). The observable implications of self-fulfilling expectations. *Journal of Monetary Economics. 16(3),* 353–373. https://doi.org/10.1016/0304-3932(85)90041-8

Hamilton, J.D.(1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica 57(2), 357–394.* https://doi.org/10.2307/1912559

Hatefi Madjumerd, M., zamanian, G., & Shahiki Tash, M. N. (2017). Equity premium puzzle and bubble risk and epstein- zin recursive preferences function in Iran's securities market. *Iranian Journal of Economic Research, 22(70), 175-206.* doi:10.22054/ijer.2017.7969.[InPersian]

Hausman, J.A. (1978).Speculation test in econometrics. *Econometrica, 46, 125–171.* https://doi.org/10.2307/1913827

Higgins , M .L ., Ofori - Acheampong , F.(2018).A markov regime-switching model with time-varying transition probabilities for identifying asset price bubbles. *International Journal of Economics and Finance; 10(4)*.doi:10.5539/ijef.v10n4p1

Homm, U., Breitung, J. (2012). Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. *J. Financial Econometrics 10, 198–231*. https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbr009

Hoseinzadeh, H .(2020). Identification of multiple bubbles in tehran Stock exchange using right-tailed markov switching unit root test. *New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS) Quarterly Journal, 15(4), 27-50.* doi: 10.30465/jnet.2020.660. [In Persian]

Kaizoji, T., Leiss,M., & Saichev,A., Sornette , D. (2015). Super-exponential endogenous bubbles in an equilibrium model of fundamentalist and chartist traders. *Journal of Economic Behavior &Organization,112,289–310.* https://doi.org/10.1016/j.jebo.2015.02.001

Kim, C.-J., Piger, J., Startz, R.,(2008). Estimation of markov regime-switching regression models with endogeneous switching. *Journal of Econometrics 143(2), 263–273*. doi:10.1016/j.jeconom.2007.10.002

Lammerding, M., Stephan, P., & Trede, M. B.W. (2013). Speculative bubbles in recent oil price dynamics: evidence from a Bayesian markov-switching state-space. *Energy Economics. 36(c), 491–502*. doi: 10.1016/j.eneco.2012.10.006

Lucas, R. (1978). Asset prices in an exchange economy, *Econometrica, 46(6), 1429-1445*. https://doi.org/10.2307/1913837

Mahjoub , M . R ., Nabavi Chashmi, A .(2019). Identification the periods of formation and bursting of speculative bubbles in Iranian stock market using quantitative models . Advances in *mathematical finance & applications, 4(4), 129-140*.doi: 10.22034/AMFA.2019.585775.1189 [In Persian]

Namaki, A., & Haghgoo, M. (2021). Detection of bubbles in tehran stock exchange using log-periodic power-low singularity model. *Iranian journal of finance, 5(4), 52-63*. https://sid.ir/paper/983188/en. [In Persian]

Olivier, J.(2000). Growth Enhancing Bubbles . *International Economic Review, 41, 133–51*. doi:10.1111/1468-2354.00058

Phillips, P. C., Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values? *International economic review, 52(1), 201-226*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1091830

Phillips, P.C.B., Wu, Y., & Yu, J. (2013a). Testing for multiple bubbles. *International economic review 52, 201–226*. https://doi.org/10.1515/9780773588349-011

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International economic review, 56(4), 1043-1078.* https://doi.org/10.1111/iere.12132

Rasekhi, S, Shahrazi, M, & Elmi, Z. (2016). Detecting the price bubbles periods: A case study of Tehran Stock Exchange Market. *Journal of Quantitive Economics(Quarterly Journal of Economics Review), 13(3), 25-55*. https://sid.ir/paper/110808/en. [In Persian]

Sadeghi Sharif, S. J., Osoolian, M., & Afsharian, A. (2017). Tests of multiple explosive bubbles behavior in tehran stock exchange and real state market in Iran. *Journal of Asset Management and*

Financing, *5*(4), *129-142*. doi: 10.22108/amf.2017.21169. [In Persian]

Sadidi, M., tavakolian, H., & Asim, M. (2021). Analysis of the formation of the price bubble in the financial market: with an emphasis on the price bubble in the insurance industry and the stock market with the Markov-switching approach. *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, *12*, *1-14.* doi: 10.22075/ijnaa.2021.4758 [In Persian]

Shi, S., Song, Y.(2012). Identifying speculative bubbles using an infinite hidden markov model. *Journal of Financial Econometrics 14(1).* doi:10.1093/jjfinec/nbu025

Shiller, R.(1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? . *American Economic Review 71 , 421–36.*

Shiller, R.J. (1984). Stock prices and social dynamics. *Brookings papers on economic activity,1984,457-498.* http://dx.doi.org/10.2307/2534436.

Sornette, D and Cauwels, P.(2014). Financial bubbles: mechanisms and diagnostics . *Swiss Finance Institute Research Paper .14-28.* http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2423790

Tayebnia ,Ali .,Akhtari ,A & Mehrara , M.(1398). Rational speculative bubbles in iran informal exchange rate and currency crisis: time varying probabilities markov regime switching approach . *Economica Reaserch, 19(74), 111-164.*

https://doi.org/10.22054/joer.2019.11248 [In Persian]

Tirole,J.(1982). On the possibility of speculation under rational expectations. *Econometrica 50(5),1163–81*. https://doi.org/10.2307/1911868

Tirole,J.(1985). Asset bubbles and overlapping generations. *Econometrica 53 (6), 1071–1100.* https://doi.org/0012-9682(198511)53:6<1499:ABAOG>2.0.CO;2-N

West, K. (1987). A specification test for speculative bubbles. *Quarterly Journal of Economics 102553–80*. https://doi.org/10.2307/1884217

West, K. (1988). Bubbles , fads, and stock price volatility tests: A partial evaluation, *Journal of Finance 43* . https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb04596.x

Wu, Y.(1997). Rational bubbles in the stock market: Accounting for the U.S. stock-price volatility. *Economic Inquiry 35* , 309–19. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1997.tb01912.x

Zarea, M. H., Ansari Samani, H., & Aminian, M. (2022). Quality of financial information and stock mispricing in the TSE. *Journal of Iranian Economic Issues, 9(2), 105-129.* doi: 10.30465/ce.2023.38290.1709. [In Persian]