



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال دهم / شماره سی‌وهشتم / تابستان ۱۴۰۰

آزمون وجود حساب سهام با استفاده از تکنیک‌های سوپریمم راست دنباله و توابع عکس‌العملی و تجزیه واریانس

محمد رضا محجوب

گروه مدیریت مالی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران.

سید علی نبوی چاشمی

گروه مدیریت مالی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. (نویسنده مسئول)
Anabavichashmi2003@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۸/۰۴ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۲/۳۰

چکیده

هدف از این پژوهش بررسی وجود حساب در بازار سرمایه ایران با استفاده از کاربرد تکنیک‌های ریشه واحد راست دنباله سوپریمم دیکی فولر - تعمیم یافته (SADF) و سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF)، توابع عکس‌العملی و تجزیه واریانس است. بدین منظور با استفاده از داده‌های ماهانه چهار شاخص (نسبت قیمت به سود هر سهم، شاخص کل قیمت بازار، نرخ ارز و نرخ تورم) طی دوره زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۶ به بررسی و کشف حساب قیمت سهام پرداخته شد. نتایج حاصل از آزمون‌ها، رفتار انفجاری و وجود حساب‌های چندگانه در بازار سرمایه ایران را تایید کرده و هر دو شاخص مورد ارزیابی (نسبت قیمت به سود هر سهم و شاخص‌های کل قیمت) بطور مشترک وجود حساب در بازه‌های ۱:۱۳۹۰ - ۵:۱۳۹۳ و ۷:۱۳۹۴ - ۲:۱۳۹۶ تایید و شکست حساب را در تاریخ ۶:۱۳۹۳ و ۳:۱۳۹۶ نشان داده است. نتایج حاصل از توابع عکس‌العملی تایید کرد که به دنبال وارد کردن یک شوک به نرخ تورم و نرخ ارز، شاخص سهام دارای حساب شده، بطوری که حساب ایجاد می‌شود در نرخ تورم باعث شکست حساب در ماه یازدهم گردیده، ولی نرخ ارز در ماه پانزدهم حساب شاخص سهام را سرریز نموده است نتایج حاصل از خطای پیش‌بینی ناشی از این تکانه (VDC) حاکی از آن است که خطای پیش‌بینی متغیر نرخ تورم بر شاخص سهام کاملاً بی اثر بوده است، ولی این خطای پیش‌بینی در نرخ ارز در بلندمدت تاثیر بسزایی بر شاخص و در نهایت تشکیل و ترکیدن حساب داشته است.

واژه‌های کلیدی: حساب قیمتی، سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته، توابع عکس‌العملی، تجزیه واریانس.

۱- مقدمه

در تاریخ اقتصاد، نمونه‌های شناخته شده‌ای از بحران‌های اقتصادی وجود دارد که به دنبال افزایش‌های حباب‌گونه در قیمت دارایی‌ها به وقوع پیوسته‌اند. یکی از اولین نمونه‌ها، که در ادبیات حباب غالباً از آن به عنوان نقطه ارجاع یاد می‌شود، بحران ناشی از سفته‌بازی در پیاز گل لاله هلندی طی دوره زمانی ۱۶۳۷-۱۶۳۴ است (گومز گونزالو و همکاران، ۲۰۱۳).^۱ بطوریکه پیاز گل لاله در یک وضعیت سفته‌بازی شدید فرو رفته بود، تا حدی که قیمت یک عدد پیاز گل لاله از ۱۵۰۰ گوینا^۱ در ۱۶۳۴ به ۷۵۰۰ گوینا در سال ۱۶۳۷، برابر با قیمت یک خانه مسکونی در بریتانیا رسیده بود. اوایل ۱۶۳۷ قیمت گل لاله افزایش می‌یافت و حباب قیمتی بطور مداوم منبسط می‌شد. تا اینکه حباب قیمتی گل لاله ترکید. بعد از فوریه ۱۶۳۷، قیمت گل لاله ۹۰٪ نسبت به قیمت سال قبل کمتر شده بود (گاربر ۱۹۸۹). بسیاری از پژوهشگران برای پدیده حباب از دو جنبه به موضوع توجه می‌کنند: اولین جنبه تعریف اقتصاد ریاضی است که حباب‌های موجود در قیمت دارایی‌ها را توصیف می‌نماید و دومین مورد آن، اقتصاد نظری است که به بحث و بررسی حباب موجود در بازار سهام می‌پردازد (زیموس^۲ و همکاران، ۲۰۰۵). به طور کلی در ادبیات تعریف حباب و علت‌های وقوع آن، توافقی وجود ندارد (فیلاردو، ۲۰۰۴). همچنین کشف حباب نیز به علت غیر قابل مشاهده بودن مؤلفه‌های بنیادی بازار، با مشکل مواجه است. بنابراین می‌توان گفت این تعاریف و توضیحات به دلیل سوء تفاهم و تعبیرهای اشتباه از سفته‌بازی است. رفتارهای سفته‌بازی در بورس اوراق بهادار بطور عمده‌ای به قابلیت پیش‌بینی وجود اضافه ارزش سرمایه در قیمت‌های سهام، حداقل در کوتاه‌مدت بر می‌گردد. سفته‌بازی قیمت سهام اغلب به دنبال پیش‌بینی و انتظار تغییرات آتی قیمت‌ها و وجود بازدهی و در نتیجه افزایش‌های بیشتر حقیقی قیمت سهام به وجود می‌آید. این امر تنها زمانی اتفاق می‌افتد که اعتقاد بر آن باشد که قیمت‌ها تغییر خواهند کرد. البته این اعتقاد به دنبال بالا بودن قیمت‌های سهام در گذشته، شکل می‌گیرد که خود یکی از دلایل انحراف از ارزش‌های بنیادی و در نتیجه جز اصلی ایجاد و گسترش حباب‌ها می‌باشد (تیرلو^۳، ۱۹۸۲).

بلانچارد و واتسون^۴ (۱۹۸۲) حباب قیمتی دارایی را از منظر ریاضی اختلاف بین قیمت جاری و ارزش بنیادی دارایی تعریف کردند. کلیندل برگر^۵ (۲۰۰۱) حباب را افزایش قیمت دارایی در یک فرآیند مستمر می‌داند که در آن، افزایش اولیه قیمت، انتظار افزایش‌های آتی قیمت را به دنبال داشته و منجر به جذب خریداران جدید می‌شود. اما معمولاً پس از مدتی، این افزایش قیمت با انتظارات معکوس و در نتیجه کاهش ناگهانی قیمت‌ها همراه است که اغلب زمینه‌ساز بحران مالی می‌شود (راسخی و همکاران، ۱۳۹۴). بنا به نظر راعی و همکاران (۱۳۸۰) هنگامی که انتظارات در بازار خودجوش می‌شود حباب شکل می‌گیرد. فلود و گاربر^۶ (۱۹۹۴) نیز اعتقاد دارند که عامل اساسی ایجاد حباب انتظارات خودجوش می‌باشد. اگر چه تفسیرهای مختلف از چرخه حباب وجود دارد، الگوی کلی از فعالیت‌های حباب نسبتاً تکراری است. لذا حباب زمانی شکل می‌گیرد که قیمت بازار سهم، فاصله‌ی معناداری با ارزش واقعی (بنیادین) سهم پیدا می‌کند؛ اما در عمل محاسبه ارزش واقعی سهم با

مشکلات جدی رو به رو می‌شود. در واقع در برابر هر تحقیقی که در مورد حسابی بودن قیمت‌ها در یک مقطع زمانی در بازارهای معتبر مالی دنیا صورت گرفته است، تحقیق دیگری نیز ارائه شده است که نشان‌دهنده عدم وجود حساب در بازار بوده و یا اینکه بعد از گذشت چندین سال محققین به این نتیجه رسیده‌اند که قیمت‌ها در آن مقطع حسابی نبوده است. لذا حسابی بودن قیمت‌ها را باید در یک مقطع زمانی معین تعریف کرده و از سرایت آن به دوره‌های بعد خودداری کرد. در حال حاضر مهمترین عوامل مؤثر بر ایجاد حساب عوامل روانی بازار محسوب می‌شوند که در مالی رفتاری از آنها بحث می‌شود. معاملات بر اساس اطلاعات نامرتبط^۲ نیز تأثیر قابل توجهی بر تشکیل حساب قیمتی دارد. زمانی که اینگونه معاملات در بازار افزایش یابد و بدین ترتیب حجم معاملات افزایش معنی‌داری داشته باشد می‌توان منتظر تشکیل حساب در بازار بود. لذا بر این اساس هدف از پژوهش حاضر آزمون وجود حساب در بازار سرمایه ایران است. اهمیت این موضوع به آنجا بر می‌گردد که آزمون وجود حساب‌ها به نوعی آزمون اعتبار قیمت‌گذاری سهام در بازار و اثر شوک های نرخ ارز و تورم بر حساب بازار سهام است. در این راستا ابتدا نگاهی به مبانی نظری و پیشینه‌ای از پژوهش‌های گذشته داشته، سپس با معرفی روش‌شناسی تحقیق در این پژوهش به آزمون وجود حساب قیمتی در بازار سهام ایران و اثر شوک‌های ارزی و تورمی در ایجاد این حساب پرداخته خواهد شد تا تایید گردد ۱- که رفتار انفجاری در بازار بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. ۲- تکانه‌های وارده به نرخ ارز باعث تشکیل حساب و در نهایت ترکیدن آن در بورس می‌شود. ۳- تکانه‌های وارده بر نرخ تورم باعث تشکیل حساب و در نهایت سرریز شدن آن پس از چند دوره در بازار سهام می‌گردد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

بحث‌های نظری بیان می‌کنند حساب بورس بازانه زمانی است که قیمت یک دارایی در یک دوره زمانی به دلایلی غیر از حرکت‌های تصادفی، هماهنگ با عوامل بنیادین نباشد. عوامل بنیادین به تعادل بلندمدت گفته می‌شود که با تعادل عمومی همسو و هم جهت می‌باشد. بلانچارد و واتسون (۱۹۸۲)، معتقدند که حساب می‌تواند از طریق تحت تأثیر قراردادن عوامل بنیادین بازار و اصلاح بیشتر رفتار قیمت‌ها، اثرات واقعی با اهمیتی داشته باشد. بیرمن^۴ (۱۹۹۱) ادعا می‌کند بسیاری از «به اصطلاح حساب‌ها» در واقع کارهای مخاطره آمیز شکست خورده یا کلاهبرداری‌های از پیش طراحی شده هستند. فلود و گاربر^۵ (۱۹۹۴) اعتقاد دارند هر چند موارد خاصی وجود دارد که امکان وجود حساب در حالت تصادفی وجود ندارد، مدل‌های دیگری وجود دارند که وجود حساب را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، بررسی های نظری نمی‌تواند مساله وجود و اهمیت حساب را حل کند ولی آنچه که مسلم است اصلی‌ترین مشخصه حساب، وجود بی‌اعتقادی و بی‌اعتنایی شدید در بین اکثر مشارکت‌کنندگان در بازار در طول مرحله ایجاد حساب می‌باشد. بایستی توجه داشت که تشخیص اینکه چه موقع مشارکت‌کنندگان در بازار روش‌های منطقی و قاعده‌مند ارزشگذاری سهام شرکت‌ها را کنار گذاشته و دچار رفتارهای سوداگرانه می‌شوند، کار مشکل و پیچیده‌ای است. از طرفی تجربه گذشته نشان می‌دهد که معمولاً حساب‌ها زمانی شناسایی شده‌اند

که ترکیده باشند. در تمامی زمان‌ها بازار بورس اوراق بهادار تهران شاهد نوسانات زیادی بوده است. یکی از عوامل به وجود آورنده این نوسانات، حباب‌های قیمتی بوده است (صالح آبادی و همکاران، ۱۳۸۹).

روش‌های متفاوتی برای تعیین حباب توسط محققین مورد استفاده قرار گرفته است. یکی از روش‌های ابتدایی ارزیابی وجود حباب در قیمت‌داری‌ها آزمون کرانه واریانس^{۱۱} است. در این آزمون، بیان می‌شود که با فرض وجود انتظارات عقلایی، تفاوت میان سود واقعی و انتظاری قابل پیش‌بینی نبوده و دارای میانگین صفر است. همچنین واریانس قیمت‌ها نیز به طور طبیعی کراندار است؛ زیرا افزایش انتظاری قیمت‌ها با اطلاعات موجود در بازار ناهمبسته است؛ بنابراین اگر داده‌ها از کرانه یا مرز واریانس عبور کنند، می‌تواند نشانه‌ای از این امر باشد که قیمت‌داری از یک معادله قیمت‌گذاری بنیادی بدون حباب پیروی نمی‌کند. از جمله مطالعاتی که از این روش استفاده کرده‌اند می‌توان به شیلر^{۱۱} (۱۹۸۱) اشاره کرد. با این حال به واسطه انتقادات واردشده، این روش در مطالعات اخیر مربوط به بررسی حباب‌ها استفاده نمی‌شود (منکیو و دیگران، ۱۹۸۵). دسته دیگر از روش‌های بررسی حباب‌ها با عنوان آزمون دو مرحله‌ای وست^{۱۲} می‌باشد در این روش، دو سری از تخمین‌های ضرایب مورد نیاز به منظور محاسبه ارزش فعلی تنزیل شده جریان سود سهام مورد انتظار مورد نظر را با یکدیگر مقایسه قرار می‌گیرند. این روش نیز بعدها با انتقاداتی مواجه شد. از جمله دژبخش و دمیرگوچ-کانت^{۱۳} (۱۹۹۰) که بیان کردند این آزمون در نمونه‌هایی با مشاهدات اندک، نتایج معتبری به همراه ندارد. وو^{۱۴} (۱۹۹۵) جهت محاسبه حباب به عنوان یک انحراف از الگوی ارزش حال را مطرح کرد. دیبا و گروسمن^{۱۵} (۱۹۸۷) روش‌های بررسی حباب‌ها بر اساس مفهوم انباشتگی را مطرح نمودند که در اکثر مطالعات داخلی و خارجی از این روش استفاده شده و بیان گردید که در صورت عدم وجود حباب و با وجود یک درجه مشخص از مانایی، یک رابطه انباشتگی صریح میان دو متغیر سود و قیمت برقرار است و وجود حباب موجب گسست این رابطه خواهد شد. یکی از مهمترین انتقاد به این روش که توسط اوانس^{۱۶} (۱۹۹۱) مطرح شد. وی در مطالعه خود نشان داد که اگر یک حباب افزایشی غیریکنواخت، دچار فروپاشی به صفر نگردد و به مقداری بیش از صفر برسد، امکان تشخیص آن توسط این دسته از آزمون‌ها وجود ندارد؛ به عبارت دیگر، این آزمون‌ها امکان تشخیص فروپاشی یا ترکیدن حباب را ندارند؛ زیرا این فروپاشی‌ها بیش از آنکه رفتارشان شبیه یک فرآیند انفجاری باشد، رفتاری شبیه یک فرآیند مانا از خود نشان می‌دهند. بنابراین رد فرضیه عدم وجود حباب در چارچوب این روش، ممکن است موجب تغییر برخی دیگر از اجزای الگوی ارزش جاری باشد. به بیانی دیگر، با توجه به مطالعه اوانس (۱۹۹۱) عدم رد فرضیه H0 از طریق این آزمون نمی‌تواند به طور قطع تأییدکننده و نشان‌دهنده عدم وجود حباب در سری زمانی مشاهدات باشد. لذا به دلیل ایرادهای وارده بر آزمون ریشه واحد و هم انباشتگی، فیلیپس و همکاران در سال ۲۰۱۱ آزمون ریشه واحد راست دنباله سوپریم دیکی-فولر تعمیم یافته (SADF) را پیشنهاد دادند. این آزمون، امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطی در سری زمانی را فراهم کرده و قدرت معناداری را نسبت به آزمون‌های پیشین افزایش می‌دهد، به علاوه، دارای این مزیت است که قابلیت بررسی رفتار انفجاری و برآورد تاریخ‌های ایجاد و فروپاشی حباب را فراهم می‌کند. ولی به دلیل اینکه برای تجزیه و تحلیل یک دوره حبابی منفرد مناسب بوده و در بسیاری از دوره‌ها با حباب‌های چندگانه مواجهیم این روش دارای یک محدودیت می‌باشد لذا فیلیپس

و همکاران در سال ۲۰۱۲ جهت رفع این مشکل، آزمون ریشه واحد راست دنباله سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته (SADF) را ارتقا داده و روش (GSADF) را برای شناسایی حساب های قیمتی چندگانه پیشنهاد نمودند. لذا از آنجایی که اکثر مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته، جنبه تاریخی داشته، به دلیل پیچیدگی هایی از جمله قدرت پایین در تشخیص حساب ها، ناتوانی در تشخیص زمان شکل گیری و ترکیدن حساب ها و صادق بودن تنها برای فرآیندهای خطی، به چالش کشیده شده اند. (راسخی و همکاران، ۱۳۹۴) در این پژوهش سعی بر آن است با توجه به داده های تاریخی شرکت های پذیرفته شده در بورس در گام اول با روش سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته (SADF و GSADF) که توسط فیلیپس و همکاران ۲۰۱۲ مطرح گردیده به بررسی حساب چندگانه بازار سهام پرداخته و بعد زمانی حساب های موجود در بازار سهام را شناسایی و گزارش کرده و در گام بعدی با وارد کردن یک شوک به اندازه یک انحراف معیار به داده های تاریخی شرکت های بورسی با روش تحلیل های تجزیه واریانس^{۱۷} (VDC_s) و توابع عکس العملی^{۱۸} (IRF_s)، عکس العمل بازار سهام را بررسی کرده تا بتواند زمان ترکیدن حساب، وضعیت بازار را بسنجند.

انگ هو و همکاران^{۱۹} (۲۰۱۸)، با بررسی حساب قیمت دارایی ها را در کشور ژاپن برای یک دوره ده ساله وجود حساب را در دو بازار سهام و املاک و مستغلات را تایید کردند. تارلی مارتین^{۲۰} و همکاران (۲۰۱۸)، حساب ها و ضد حساب را در بازار سهام ایالت متحده آمریکا بررسی و و تایید کردند که پویایی ارزشگذاری سهام موقتا انفجاری بوده و نشانگر آن است که بازار سهام ایالات متحده در سال ۲۰۱۷ حسابی است. هو و آکسلی^{۲۱} در سال (۲۰۱۷) به بررسی رفتارهای انفجاری در سهام بریتانیا پرداختند و نشانه هایی از رفتار انفجاری در سهام راه آهن بریتانیا در دهه ۱۸۴۰ پیدا کردند. عرب و همکاران^{۲۲} (۲۰۱۶) در مطالعه خود تصریح نمودند که بین حساب قیمت و ارزش غیر بنیادی سهام دارای رابطه مثبت و معناداری است و ریسک گریزی رفتار سهامداران نیز به صورت مثبت و معناداری بر ارزش غیر اساسی سهام تاثیر داشته است. هو و آکسلی (۲۰۱۶) جهت آزمون حساب های عقلایی در بازارهای ارز کشورهای گروه ۱۰ و نیز کشورهای بازار نوظهور، نیز با در نظر گرفتن قیمت های نسبی کالاهای قابل تجارت، به عنوان متغیرهای بنیادین نرخ ارز، از آزمون سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته بهره بردند. بالسیلار و همکاران (۲۰۱۶)^{۲۳} وجود حساب سفته بازی را در افریقای جنوبی تایید کردند. فیگورولافرتی و مک کروری (۲۰۱۶)^{۲۴} به کمک آزمون GSADF در قبل و در طول و بعد از بحران ۲۰۰۷ - ۲۰۰۸ رفتار انفجاری متوسط در قیمت نقد و آتی فلز را تایید کردند. ژائو و زنگ^{۲۵} در سال ۲۰۱۵ تصریح کردند که روند ماهانه بازده را می توان به دو حالت تداوم حساب ها و حالت سقوط حساب ها تقسیم بندی کرد، نانچی (۲۰۱۵)^{۲۶} در مطالعه خود تایید کرد که شوک نقدینگی و بازار ممکن است در بازار سهام حساب ساخته و نقدینگی بازار اثر مثبت بر حساب در بازار سهام داشته و شوک نقدینگی هشدار برای وقوع نزدیک حساب در بازار سهام می باشد. کوثری و همکاران (۲۰۱۵)^{۲۷} نشان دادند که افزایش سرمایه گذاری پیش بینی رشد سود منفی و بازده کم آن به عنوان داده های سرمایه گذاری عمومی می باشد و افزایش سرمایه گذاری در همان زمان با اخبار بد وجود دارد. چانگ و همکاران (۲۰۱۴) در بازارهای سهام ۵ کشور برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی از آزمون پیشنهادی توسط فیلیپس و شی و یو ۲۰۱۲ برای بررسی وجود حساب چندگانه استفاده نمودند.

نتایج حاصل، وجود حساب‌های چندگانه در این بازارها را تایید نمود. پله و مارینسکیو^{۲۸}(۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های روزانه شاخص BET-FI در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ نتیجه گرفتند مدل LPPL ابزار مفیدی برای تشخیص رفتار حساب است و قابلیت پیش‌بینی نقطه بحرانی را داراست. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۲) نسبت به تعمیم آزمون ریشه واحد راست دنباله سوپریمم دیکی- فولر تعمیم یافته (SADF) اقدام و آن را ارتقا داده و روش (GSADF) را برای شناسایی حساب‌های قیمتی چندگانه پیشنهاد نمودند به دنبال آن، بیشتر مطالعات، جهت کشف حساب در بازارهای دارایی از این روش استفاده شده است. یانگانگ یه و همکاران^{۲۹} (۲۰۱۱) با استفاده از روش اخیرا توسعه یافته ی آزمون ریشه واحد و آزمون مرتبه ای غیر پارامتریک برای هم انباشتگی نشان دادند که فرضیه صفر ریشه واحد در قیمت‌های سهام برای کشورهای کانادا، فرانسه، ایتالیا و انگلستان رد می‌شود. نتایج مربوط به آزمون مرتبه $I(I)$ نیز تایید می‌کند که در دوره مذکور در بورس کشورهای جی -۷ حساب عقلانی وجود ندارد. چن و یان^{۳۰} (۲۰۱۱) براساس مدل فضای حالت و روش سوئیچینگ مارکوف، حساب‌های خاص بازار سهام را در چین و آمریکا بررسی کردند. اوکپرا^{۳۱} (۲۰۱۰) تایید کرد که حساب قیمتی ناشی از سفته‌بازی در طی سال ۱۹۸۴-۲۰۰۶ در بورس ویتنام وجود ندارد و سلسله‌های مثبت و منفی ایجاد شده از تغییرات قیمت مستقل از هم هستند و هیچ‌گونه وابستگی دیرشی ناشی از سلسله‌های مثبت و منفی وجود ندارد. نانز و دی‌ای‌سیلوا^{۳۲} (۲۰۰۷)، با استفاده از مدل‌های هم انباشتگی متعارف و هم انباشتگی آستانه‌ای به بررسی وجود حساب‌های عقلایی در ۱۸ بازار سهام پرداختند. طبق نتایج برآورد هر دو مدل، در بازارهای سهام شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین حساب‌های منفجر شونده و در بازارهای سهام چین، برزیل، ونزوئلا، کلمبیا، شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین، حساب‌های تحلیل رونده وجود دارد.

در ایران نیز عباسی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از آزمون ADF (دیکی-فولر تعمیم یافته) بر متغیر P/E تایید کردند در سطح اطمینان ۹۹ درصد ۶۳ درصد و در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد، ۵۰ درصد شرکت‌های مورد بررسی دارای حساب در قیمت هستند خیری و همکاران (۱۳۹۶) در بررسی نوسانات ناگهانی ارزش سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران با تکیه بر ترجیحات سرمایه‌گذاران و کیفیت اطلاعات حسابداری نشان دادند کیفیت اطلاعات حسابداری و تمایلات سرمایه‌گذاران اثر مثبت و معناداری بر نوسانات ناگهانی ارزش بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارند. انصاری و همکاران (۱۳۹۶) در بررسی خود تصریح کردند که بین سطح شفافیت اطلاعات مالی و حسابی بودن قیمت سهام شرکت‌ها، رابطه‌ی منفی و معنی‌دار وجود دارد. مهربان پور و همکاران (۱۳۹۶) تایید کردند که سرمایه‌گذاران حقیقی عامل ایجاد حساب می‌باشند و سرمایه‌گذاران حقوقی استراتژی معکوس را در پیش می‌گیرند. این در حالی است که بررسی معاملات در دوران رونق و رکود بورس تهران نشان‌دهنده ثبات الگوی رفتاری هر دو گروه است، به گونه‌ای که سرمایه‌گذاران حقیقی عمدتاً زمینه‌ساز تشکیل حساب در سهام شرکت‌های با اندازه کوچک می‌باشند. سهیلی و همکاران (۱۳۹۵) نشان دادند که قیمت سهام در دوره مورد پژوهش حساب داشته و نتایج به دست آمده از مانایی شرکت‌های مورد بررسی حاکی از وجود حساب قیمتی در اکثر شرکت‌های مورد بررسی می‌باشد. دارابی و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند که ۱. تغییرات قیمت سهام بر حساب قیمتی تاثیر دارد. ۲. تغییرات قیمت سهام بر حساب قیمت در دوران ثبات نیز تاثیر دارد.

عبدملکی و همکاران، (۱۳۹۲) در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۴ از مدل قانون توانی تناوب لگاریتمی تایید کردند یک دوره حساب در دوره زمانی تحقیق وجود داشته، همچنین پیش‌بینی معقولی از زمان بحرانی این حساب ارائه داده است. فلاح شمس و همکاران (۱۳۹۲) تایید کردند که آزمون‌های کشیدگی و تسلسل و تابع مخاطره برای بازده روزانه وجود حساب در بورس تهران را ثابت کرده، اما آزمون چولگی وجود حساب در بورس را رد می‌کند. وکیلی‌فرد و همکاران، (۱۳۸۹) نشان دادند که بین سهام شناور آزاد شرکت‌ها و بروز حساب قیمتی ارتباط معناداری وجود داشته است و شرکت‌هایی که دارای میزان سهام شناور آزاد کمتر از ۲۰ درصد هستند در مقایسه با سایر شرکتها بیشتر در معرض حساب قیمتی قرار می‌گیرند.

۳- روش تحقیق

تحقیق حاضر از حیث هدف تحقیق، از جمله تحقیقات کاربردی است. از نظر طبقه‌بندی بر مبنای روش و ماهیت از نوع تحقیقات همبستگی است که با استفاده از داده‌های مشاهده شده انجام می‌شود. موضوع تحقیق از حیث روش، ماهیتاً کتابخانه‌ای است و از آغاز تا انتها متکی بر یافته‌های تحقیق کتابخانه‌ای است. اطلاعات مربوط به تئوری تحقیق از طریق مجلات، نشریات داخلی و خارجی گردآوری شده و همچنین داده‌های مربوط به متغیرهای تحقیق طی دوره زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۶ بصورت ماهانه از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران و سایت‌های مربوط به گزارش مالی شرکت‌ها و سایت بانک مرکزی استخراج شده است.

فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) یک استراتژی تشخیص حساب بر اساس آزمون‌های ریشه واحد را بیان نمودند. آنها فرایند تولید داده‌ها را برای فرضیه صفر به عنوان یک گام تصادفی را به شرح ذیل تنظیم کردند:

$$H_0: y_t = d_T + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن $d_T = dT^n$ ، $n > 0.5$ می‌باشد. فرضیه جایگزین یا فرضیه یک به عنوان فرآیند با یک ریشه واحد در معنای آن بیان شده است. فیلیپس و مگدالینس (۲۰۰۷).

$$H_1: y_t = \delta_T y_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن $\delta_T = 1 + cT^{-\theta}$ با $c > 0$ و $0 < \theta < 1$ می‌باشد.

بطور کلی آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) جهت بررسی مانا یا نامانا بودن سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این چارچوب یک الگوی خودرگرسیون با K وقفه به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta p_t = \mu + (\rho - 1)p_t - 1 + \Sigma \Phi_i \Delta p_t - i + \varepsilon_t$$

در این رابطه p_i بیانگر قیمت سهام و ε_i جز خطا می‌باشد. در آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته چپ-دنباله (LTADF) متعارف، فرضیه صفر وجود ریشه واحد ($H_0: P=1$) و فرضیه مقابل مانایی متغیر را نشان می‌دهد ($H_1: P<1$).

اما دیبا و گروسمن (۱۹۸۸) آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته راست دنباله (RTADF) را معرفی می‌کنند. که در آن فرضیه مقابل رفتار انفجاری ($H_1: P>1$) را در متغیر نشان می‌دهد. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) آزمون سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته را ارائه و نشان دادند با توجه به اینکه آزمون (SADF) قدرت تشخیص یک حباب را دارد اما در دنیای واقعی امکان تکرار شونددگی و وقوع بیش از یک حباب در سری زمانی وجود دارد فیلیپس در سال ۲۰۱۲ آزمون سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته (GSADF) را مطرح نمودند. به طور کلی، آماره آزمون‌های RTADF بر مبنای رگرسیون‌های بازگشتی چندگانه محاسبه می‌شود، که تعداد مشاهدات و نیز مشاهده اولیه در رگرسیون‌ها با یکدیگر متفاوت است.

تاریخ شروع یک حباب برابر با تاریخی است که در آن، آماره ADF راست دنباله بزرگتر از مقدار بحرانی در آن تاریخ باشد. به‌طور مشابه نیز زمان فروپاشی حباب نیز تاریخی است که این آماره پایین تر از مقدار بحرانی قرار گیرد. فرض کنیم که r_0 نشانگر حداقل مشاهده در میان رگرسیون‌ها و به عبارتی اندازه کوچکترین پنجره و r_1 نقطه شروع باشد. بعلاوه فرض کنیم که r_2 آخرین مشاهده مربوط، به هر رگرسیون، r_w اندازه پنجره جزئی رگرسیون‌ها و اندازه کل نمونه برابر با ۱ باشد. فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ در چارچوب آزمون ریشه واحد RTADF، آماره‌های SADF و GSADF را بصورت زیر معرفی نمودند که تابعی غیر خطی از R_0 هستند.

$$SDAF(r_0) = \sup_{r_0 \leq r_2 \leq 1} ADF_0^{r_2}$$

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

بطوریکه :

$$ADF_0^{r_2} = \frac{\int_0^{r_2} w \, dw}{[\int_0^{r_2} w^2 \, dw]^{1/2}}$$

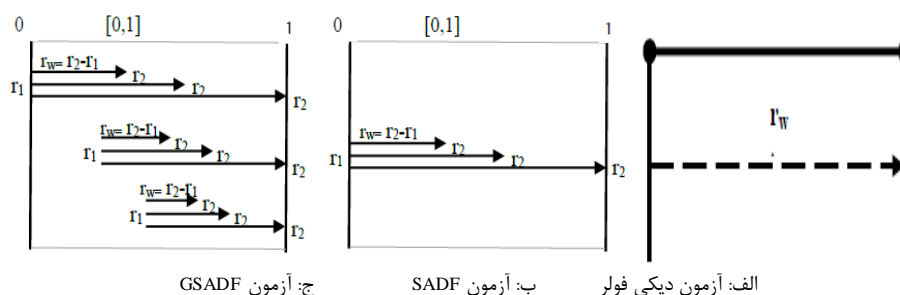
که در آن w و w' فرایند براونی استاندارد هستند و :

$$W(r_2) = w(r_2) - \left(\frac{1}{r_2}\right) \int_0^{r_2} w \, dw$$

$$ADF_{r_1}^{r_2} = \frac{\frac{1}{2} r_w [w((r_2)^2) - w(r_1)2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} w(r) dr [w(r_2 r_2) - w(r_1)]}{r_w^{1/2} \{r_w \int_{r_1}^{r_2} w(r)^2 dr - [\int_{r_1}^{r_2} w(r) dr]^2\}^{1/2}}$$

در آزمون‌های SADF و GSADF آزمون ریشه واحد راست دنباله به‌طور پی‌درپی روی هر زیر مجموعه در حال گسترش به جلو اجرا می‌شود، با این تفاوت که در آزمون SADF نقطه آغاز ثابت فرض می‌شود، اما در آزمون

GSADF نقطه آغاز متحرک است و دنباله نمونه در حال گسترش به سمت جلو با تغییر نقاط شروع هر پنجره نمونه ای، به مرور بزرگتر می شود. در نمودار زیر فرایند آزمون SADF و GSADF و تفاوت آنها مشاهده می شود.



نمودار آزمون های فیلیپس پرون ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲

منبع فیلیپس پرون و همکاران ۲۰۱۲

در گام بعدی این پژوهش محقق در نظر دارد برای تحلیل شوک ایجاد می در اثرات متقابل پویا از تکانه های ایجاد شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار داده تا زمان ترکیدن حباب را تشخیص دهد. تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس (VDC_s) و توابع عکس العملی (IRF_s) انجام می شود. در این روش، سهم تکانه های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می شود. بطور مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش بینی، تنها بر اساس تکانه های وارد بر آن متغیر شرح داده می شود. با تجزیه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می شود. به این ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم.

توابع عکس العملی (IRF_s) همانند تجزیه و تحلیل خطای پیش بینی یک نمایش میانگین متحرک از الگوی VAR یا $VECM$ است. رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می دهد. این تکانه ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می شوند، لذا به آنها تکانه یا ضربه واحد می گویند. مبداء مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ ($Response$)، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار^{۳۳} دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده از تابع عکس العملی (IRF_s)، پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می شود (معماربان، ۱۳۸۶).

در این پژوهش از تاثیر سه متغیر مستقل نسبت قیمت به سود هر سهم، نرخ ارز و نرخ تورم در ایجاد حباب (تغییرات ایجاد می بر شاخص کل سهام) استفاده شده است. نسبت قیمت به درآمد^{۳۴} یکی از ابزارهای مهم برای ارزش گذاری سهام شرکتها است. این نسبت به صورت نسبت قیمت بازار برحسب سهمی که بر درآمد سالیانه هر سهم تقسیم شده، به دست می آید (روشن و همکاران، ۱۳۹۱). نرخ ارز نیز بهای خرید یا فروش یک

واحد پول خارجی به پول رایج کشور است در این پژوهش از نرخ ارز رسمی صادره از اطلاعات و آمار بانک مرکزی استخراج و استفاده گردید. متغیر نرخ تورم هم از نظر علم اقتصاد اشاره به افزایش سطح عمومی تولید پول، درآمدهای پولی یا قیمت است. تورم عموماً به معنی افزایش غیرمتناسب سطح عمومی قیمت در نظر گرفته می‌شود. تورم، روند فزاینده و نامنظم افزایش قیمت‌ها در اقتصاد است. براساس استانداردهای جهانی، مرجع محاسبه و اعلام نرخ تورم بانک مرکزی است نرخ تورم کل، نرخ تورم تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده در ۱۲ ماهه منتهی به ماه موردنظر نسبت به دوره مشابه قبل است، که در این پژوهش از سایت بانک مرکزی استخراج شده است. شاخص قیمتی بازار سهام نیز یک معیار آماری است که تغییرات در یک اقتصاد یا بازار بورس را نشان می‌دهد. شاخص کل میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در زمان پایه که با توجه به شاخص قیمتی لاسپیرز محاسبه گردید.

۴- یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۱) حاوی آماره توصیفی می‌باشد.

جدول شماره (۱) آماره توصیفی

شرح	نرخ ارز	شاخص قیمتی سهام	E/Pنسبت	نرخ تورم
میانگین	۲۹۲۱۹	۵۶۲۵۸	۶,۴۲	۲۰,۹۱
میانه	۳۲۶۴۸	۶۳۷۵۷	۶,۲۳	۱۹,۴
حداکثر	۳۹۸۴۸	۸۶۹۵۷	۹,۰۱	۴۰,۴
حداقل	۱۱۱۸۸	۲۴۲۷۹	۴,۵۹	۸,۶
انحراف معیار	۸۴۵۳	۲۱۷۸۶	۰,۹۷	۹,۴
کشیدگی	-۱,۰۸	-۰,۳۹	۰,۳۵	۰,۶۳
چولگی	۲,۷	۱,۴۹	۲,۳۷	۲,۳۷

منبع محاسبات محقق

همانطور که در جدول ۱ آمده است میانگین نرخ تورم در کشور در زمان مورد بررسی ۲۰,۹۱ درصد می‌باشد. همچنین انحراف معیار بالای مقدار شاخص قیمتی سهام بیانگر پراکندگی این گروه در بین نمونه‌های مورد بررسی است. داده‌های مورد بررسی از جهت نسبت P/E نشان می‌دهد که این نسبت از پراکندگی زیادی برخوردار نیستند. و در نهایت مقدار کشیدگی و چولگی داده‌های موجود در جدول که بیانگر مناسب بودن آمار مورد استفاده می‌باشد.

۴-۱- نتایج حاصل از آزمون (GSADF) و (SADF)

نتایج حاصل از آزمون های GSADF در جدول شماره ۲ نشان داده شده است. مشاهده می شود که برای هر دو شاخص آزمون SADF حاکی از رد فرضیه صفر وجود ریشه واحد در فاصله اطمینان ۹۹ درصد است. به عبارت دیگر نتایج نشان دهنده وجود زیر دوره های انفجاری در شاخص هاست.

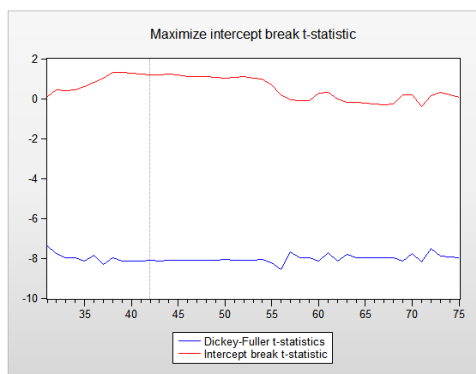
بعلاوه، بر اساس آزمون ریشه واحد GSADF رفتار انفجاری و وجود حساب های چندگانه را در دو دوره با فراتر رفتن شاخص های سهام و نسبت p/e از ارزش بنیادی خود طی دوره بازه های ۱:۱۳۹۰-۵:۱۳۹۳ و ۷:۱۳۹۴-۲:۱۳۹۶ در بازار بورس اوراق بهادار تهران را رد نمی کند. به عبارتی در این دوره شاهد چندین شکل-گیری و سپس فروپاشی حساب در بازار سهام بوده ایم و بسیاری از مطالعات پیشین داخلی، این شاخص ها را مبنای اصلی تشخیص حسابی بودن بازار سهام قرار داده اند (صالح آبادی و همکاران، ۱۳۸۹). البته شایان ذکر است با توجه به نوسانات بالای اقتصادی و ناکارای بودن بازار سهام در ایران، نسبت به تفسیر آن بهتر است با احتیاط عمل شود خصوصاً که از یک طرف سود سهام یک متغیر حسابداری است و مدیریت شرکتها قادر هستند در چارچوب قواعد حسابداری بر مقدار آن تاثیر گذار باشند (بخشیشانی و همکاران، ۱۳۹۳) و از طرفی دیگر طبق نظر شیلر ۲۰۱۵ از آنجا که نسبت p/e متداول مبتنی بر عایدی تنها یک دوره است و چرخه های اقتصادی را نادیده می گیرد، از قدرت پیش بینی بالایی برخوردار نیست.

جدول شماره (۲) آزمون SADF و GSADF

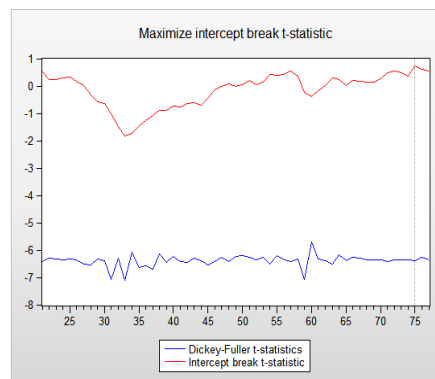
شاخص	آزمون	مقدار احتمال	مقدار آماره	مقدار بحرانی ۱	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار بحرانی ۱۰ درصد
شاخص قیمت کل	آزمون SADF	<۰,۰۱	۷,۱۲	۴,۹۴	۴,۴۴	۴,۱۹
	آزمون GSADF	<۰,۰۱	۶,۳۹	۴,۷۳	۴,۱۹	۳,۸۶
نسبت p/e	آزمون SADF	<۰,۰۱	۸,۶۰	۴,۹۴	۴,۴۴	۴,۱۹
	آزمون GSADF	<۰,۰۱	۸,۱۴	۴,۷۳	۴,۱۹	۳,۸۶

منبع: محاسبات محقق

نمودارهای زیر نیز دوره های حساب قیمتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران و شکست های آن را برای شاخص کل قیمت و نسبت قیمت به سود هر سهم را نشان می دهند.



نمودار ۲: نتایج آزمون شکست نسبت P/E



نمودار ۱: نتایج آزمون شکست شاخص قیمتی بازار

به منظور بهره‌گیری از سیستم مدل فضای حالت جهت جداسازی مولفه حبابی از مولفه بنیادی در بازار سهام، از نسبت p/e و مقدار شاخص کل قیمت به عنوان دو متغیر بنیادین استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون جهت بررسی مانایی متغیرها در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول شماره ۳ آزمون مانایی

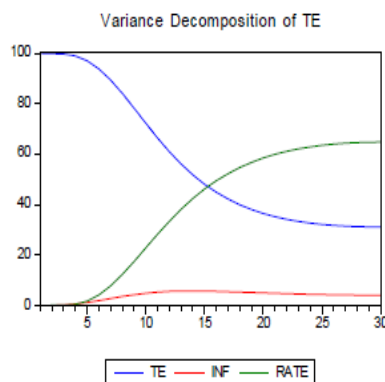
نتیجه	تفاضل مرتبه اول		سطح		متغیر
	احتمال وجود ریشه واحد	مقدار آماره	احتمال وجود ریشه واحد	مقدار آماره	
I(1)	۰,۰۰۰	۸,۰۶	۰,۳۰	۰,۹۳	شاخص سهام
I(1)	۰,۰۰۰	۶,۴۲	۰,۸۱	۰,۷۷	نسبت p/e

همانطور که از جدول ۳ استنباط می‌شود شاخص نسبت P/E و شاخص کل قیمت در سطح نامانا هستند. با توجه به اینکه متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا هستند، جهت تصریح مدل فضای حالت، از فرم تفاضل متغیرها استفاده می‌شود. پس از تصریح مدل فضای حالت غیر خطی برای بازار سهام این مدل با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برآورد و سپس با استفاده از فیلتر نقطه سیگما بهترین برآورد از متغیر مشاهده نشده حباب قیمتی استخراج شده است.

۴-۲- تحلیل تجزیه های واریانس (VDCs) و توابع عکس عملی (IRF_s)

الف: نتایج تجزیه واریانس

تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس (VDC_s) و توابع عکس عملی (IRF_s) انجام می شود. در این روش، سهم تکانه های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می شود. بطور مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش بینی، تنها بر اساس تکانه های وارد بر آن متغیر شرح داده می شود. با تجزیه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می شود به این ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم.



نمودار ۳

جدول شماره ۴ تجزیه های واریانس (VDCs) برای متغیرهای شاخص سهام، نرخ ارز و نرخ تورم

Variance Decomposition of TE			
دوره	شاخص سهام	نرخ تورم	نرخ ارز
۱	۱۰۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰
۲	۹۲,۸۲۱۶۳	۰,۰۳۰۴۴۳	۰,۱۴۷۹۲۶
۳	۹۹,۶۹۰۸۱	۰,۲۱۰۱۰۳	۰,۰۹۹۰۸۳
۴	۹۸,۹۱۹۲۸	۰,۶۰۵۷۶۳	۰,۴۷۴۹۵۶
۵	۹۷,۰۰۵۷۶	۱,۲۰۹۰۸۱	۱,۷۸۵۱۶۲
۶	۹۳,۷۸۹۷۵	۱,۹۶۲۷۰۷	۴,۲۴۷۵۴۲
۷	۸۹,۳۷۹۰۶	۲,۷۸۵۲۹۱	۷,۸۳۵۶۵۲
۸	۸۴,۰۶۲۶۵	۳,۵۹۲۵۰۶	۱۲,۳۴۴۸۵

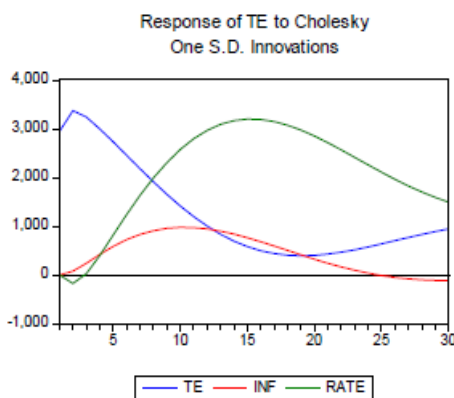
Variance Decomposition of TE			
دوره	شاخص سهام	نرخ تورم	نرخ ارز
۹	۷۸,۲۱۹۱۱	۴,۳۱۳۹۲۷	۱۷,۴۶۶۹۷
۱۰	۷۲,۲۲۹۳۲	۴,۹۰۳۱۳۹	۲۲,۸۶۷۵۴
۱۱	۶۶,۴۱۲۰۷	۵,۳۳۹۸۱۹	۲۸,۲۴۸۱۱
۱۲	۶۰,۹۹۳۰۲	۵,۶۲۵۵۱۸	۳۳,۳۸۱۴۶
۱۳	۵۶,۱۰۳۳۲	۵,۷۷۶۵۱۲	۳۸,۱۲۰۱۶
۱۴	۵۱,۷۹۶۲۲	۵,۸۱۶۶۸۲	۴۲,۳۸۷۱۰
۱۵	۴۸,۰۶۹۸۳	۵,۷۷۲۰۳۵	۴۶,۱۵۸۱۴
۱۶	۴۴,۸۸۸۴۷	۵,۶۶۷۲۱۲	۴۹,۴۴۴۳۱
۱۷	۴۲,۱۹۹۲۷	۵,۵۲۳۶۶۵	۵۲,۲۷۷۰۷
۱۸	۳۹,۹۴۳۴۱	۵,۳۵۸۹۷۹	۵۴,۴۹۷۶۱
۱۹	۳۸,۰۶۳۱۰	۵,۱۸۶۸۵۶	۵۶,۷۵۰۰۴
۲۰	۳۶,۵۰۵۲۸	۵,۰۱۷۴۳۵	۵۸,۴۷۷۲۹
۲۱	۳۵,۲۲۳۱۹	۴,۸۵۷۷۴۵	۵۹,۹۱۹۰۷
۲۲	۳۴,۱۷۶۷۴	۴,۷۱۲۱۹۱	۶۱,۱۱۱۰۷
۲۳	۳۳,۳۳۲۰۶	۴,۵۸۳۰۱۴	۶۲,۰۸۴۹۳
۲۴	۳۲,۶۶۰۷۲	۴,۴۷۰۷۴۱	۶۲,۸۶۸۵۴
۲۵	۳۲,۱۳۸۸۲	۴,۳۷۴۵۹۵	۶۳,۴۸۶۵۸
۲۶	۳۱,۷۴۶۰۴	۴,۲۹۲۸۷۹	۶۳,۹۶۱۰۹
۲۷	۳۱,۴۶۴۷۶	۴,۲۲۳۳۴۰	۶۴,۳۱۱۹۰
۲۸	۳۱,۲۷۹۳۷	۴,۱۶۳۴۸۳	۶۴,۵۵۷۱۴
۲۹	۳۱,۱۷۵۶۸	۴,۱۱۰۸۴۹	۶۴,۷۱۳۴۷
۳۰	۳۱,۱۴۰۴۹	۴,۰۶۳۲۲۲	۶۴,۷۹۶۲۹

در جدول ۴ تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی متغیر شاخص سهام برای ۳۰ ماه، با سهم هر یک از متغیرهای دستگاه بر اثر تغییرات متغیر نرخ تورم و نرخ ارز را نشان داده می‌شود. تجزیه‌های واریانس (VDCs) به گونه‌ای تعریف شده‌اند که در دوره اول (کوتاه مدت) معمولاً نوسانات هر متغیر، توسط تکانه‌های مربوط به خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. اما در افق‌های زمانی دورتر (بلندمدت) سهم سایر متغیرهای دستگاه در پیش‌بینی رفتار یک متغیر با توجه به اهمیت آنها افزایش پیدا می‌کند. نتایج حاصل از (VDCs) حاکی از آن است که بطور کلی نوسانات متغیر شاخص سهام در افق‌های زمانی مختلف، عمدتاً از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود و در واقع، این تکانه‌ها ۱۰٪ واریانس خطای پیش‌بینی حباب ایجاد می‌دهند. این سهم در طول دوره‌های بعدی کاهش یافته و در بلند مدت، در دوره بازار را در دوره اول توضیح می‌دهند.

دهم به حدود ۷۲,۲۲٪ و در دوره بیستم تا ۳۶,۵۰٪ بالغ می شود. در این رابطه، متغیر نرخ ارز در درجه دوم اهمیت قرار دارد، بطوری که در کوتاه مدت و در دوره دوم حدود ۰,۱۴٪ و در طول دوره های بعدی، این رقم افزایش یافته، در دوره دهم ۲۲,۸۶٪ و دوره بیستم به ۵۸,۴۷٪ خطای پیش بینی ناشی از ایجاد حباب را توضیح می دهد. از طرفی متغیر نرخ تورم به عنوان سومین شاخص از لحاظ درجه اهمیت قرار داشته، بطوری که در کوتاه مدت و در دوره دوم حدود ۰,۰۳٪ و در بلند مدت حدود ۵,۱۷٪ خطای پیش بینی حباب بازار سرمایه را توضیح می دهد. نکته قابل توجه در این ارتباط اثر کوتاه مدت تکانه ها در ایجاد و شکستن حباب تغییرات مداوم و تاثیر بسزای نرخ ارز بر شاخص سهام می باشد.

ب: نتایج توابع عکس عملی

در گام بعدی با استفاده از تخمین الگوی VAR در جدول ذیل، توابع عکس عملی (IRF_s) شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران را در برابر یک انحراف معیار تغییر در نرخ تورم و نرخ ارز نشان می دهیم. همانطور که از جدول آمده است، به دنبال وارد کردن یک شوک به نرخ تورم به اندازه یک انحراف معیار، در ماه اول هیچ اثری بر شاخص سهام نداشته و از ماه دوم شوک وارده بر تورم باعث تغییر مثبت ۷۸,۲ واحدی بر شاخص سهام شده است. در ماه سوم این افزایش شدت گرفته و به حدود ۲۴۱,۳۹ می رسد این شوک وارده تا دوره دهم باعث افزایش شاخص سهام شده و به بالاترین حد خود یعنی ۹۷۶,۲۷ می رسد. در ماه یازدهم حباب ترکیده و باعث کاهش شاخص سهام می گردد، بطوری که این افول و ترکیدن حباب باعث کاهش شاخص سهام در ماه ۲۵ و رسیدن به عدد ۱۱,۱۰- واحدی نسبت به مبنای اول دوره داده ها می رسد.



نمودار ۴

جدول ۵ توابع عکس‌العملی برای متغیرهای شاخص سهام، نرخ ارز و نرخ تورم

Response of TE			
دوره	شاخص سهام	نرخ تورم	نرخ ارز
۱	۲۹۴۹,۶۳۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰
۲	۳۳۶۹,۳۸۳	۷۸,۲۰۲۱۱	-۱۷۲,۳۸۵۱
۳	۳۲۳۹,۹۴۶	۲۴۱,۳۹۳۱	۲۵,۴۴۳۱۹
۴	۲۹۹۸,۱۱۶	۴۲۱,۵۹۵۹	۳۹۹,۳۵۰۳
۵	۲۷۳۰,۵۲۳	۵۸۶,۱۸۶۱	۸۲۱,۵۷۳۵
۶	۲۴۵۵,۴۷۹	۷۲۳,۷۹۲۳	۱۲۳۹,۵۶۷
۷	۲۱۸۰,۵۴۶	۸۳۱,۲۲۰۴	۱۶۳۲,۱۷۳
۸	۱۹۱۱,۹۵۸	۹۰۸,۲۵۲۶	۱۹۸۹,۰۹۴
۹	۱۶۵۵,۴۳۶	۹۵۵,۹۸۰۵	۲۳۰۴,۱۱۸
۱۰	۱۴۱۵,۹۶۰	۹۷۶,۲۷۸۸	۲۵۷۳,۲۳۳
۱۱	۱۱۹۷,۶۰۴	۹۷۱,۵۸۹۱	۲۷۹۷,۱۱۸
۱۲	۱۰۰۳,۴۷۲	۹۴۴,۷۷۶۲	۲۹۶۵,۹۵۸
۱۳	۸۳۵,۷۰۱۸	۸۹۹,۰۰۱۳	۳۰۸۹,۲۹۹
۱۴	۶۹۵,۴۹۹۰	۸۳۷,۶۰۳۶	۳۱۶۵,۹۰۱
۱۵	۵۸۳,۲۰۲۹	۷۶۳,۹۸۹۵	۳۱۹۸,۵۶۳
۱۶	۴۹۸,۳۶۵۸	۶۸۱,۵۳۰۹	۳۱۹۰,۹۴۶
۱۷	۴۳۹,۸۴۸۱	۵۹۳,۴۷۶۶	۳۱۴۷,۳۸۳
۱۸	۴۰۵,۹۲۱۸	۵۰۲,۸۷۵۵	۳۰۷۲,۶۹۶
۱۹	۳۹۴,۳۸۰۵	۴۱۲,۵۱۴۲	۲۹۷۲,۰۱۵
۲۰	۴۰۲,۶۴۹۸	۳۲۴,۸۶۷۷	۲۸۵۰,۶۰۳
۲۱	۴۲۷,۸۹۷۸	۲۴۲,۰۶۵۰	۲۷۱۳,۷۰۶
۲۲	۴۶۷,۱۳۹۸	۱۶۵,۸۶۷۵	۲۵۶۶,۴۰۸
۲۳	۵۱۷,۳۳۶۹	۹۷,۶۵۶۴	۲۴۱۳,۵۱۶
۲۴	۵۷۵,۴۸۵۰	۳۸,۴۵۱۵۹	۲۲۵۹,۴۵۲
۲۵	۶۳۸,۶۹۴۴	-۱۱,۱۰۸۴۵	۲۱۰۸,۱۸۰
۲۶	۷۰۴,۲۵۶۴	-۵۰,۷۱۲۹۵	۱۹۶۳,۱۴۶
۲۷	۷۶۹,۶۹۹۱	-۸۰,۳۶۶۷۰	۱۸۲۷,۲۳۸
۲۸	۸۳۲,۸۲۹۶	-۱۰۰,۳۵۲۸	۱۷۰۲,۷۷۲
۲۹	۸۹۱,۷۶۴۸	-۱۱۱,۱۹۴۶	۱۵۹۱,۴۸۴
۳۰	۹۴۴,۹۴۹۷	-۱۱۳,۶۱۵۲	۱۴۹۴,۵۵۴

منبع: محاسبات محقق

به دنبال وارد کردن یک شوک به اندازه یک معیار به نرخ ارز، همانطور که انتظار می‌رفت در ماه اول بر شاخص بورس تاثیری ایجاد نکرده است ولی شوک ایجاد بر نرخ ارز در ماه دوم باعث کاهش ۱۷۲,۳۸ واحدی شاخص سهام شده و از ماه سوم این شوک تاثیر مثبت خود را بر شاخص سهام گذاشته و شاخص سهام را بر ۲۵,۴۴ بالغ کرده است. این روند صعود شاخص سهام از ماه سوم نیز به شدت خود اضافه کرده و تا ماه هفدهم به عدد ۳۱۴۷,۳۸ رسیده است. ولی این شوک وارده بر نرخ ارز در ماه پانزدهم تاثیر خود را از دست داده و حباب بورس ترکیده و باعث کاهش میزان شاخص سهام شده، بطوری که در بلند مدت و در دوره بیستم و یکم ۲۷۱۳,۷ و دوره سیام به بعد ۱۴۹۴,۵ کاهش پیدا کرده و این وضعیت تاییدی بر معنادار بودن شوک نرخ ارز و نرخ تورم بر بازار سهام و تعیین زمان ترکیدن حباب (نرخ ارز بعد از ۱۵ دوره و نرخ تورم بعد از ۱۱ دوره) می باشد.

۵- نتیجه گیری و بحث

در سال‌های اخیر، تحریم‌های شدید باعث شد تا بخش‌های مختلف اقتصادی کشور تحت تاثیر قرار گیرد. این بحران همزمان با مجموعه ای از بحران های مالی باعث آزاد شدن اعتبارات از بانک ها، بروز هیجان، شکل گیری حباب و پس از مدتی، یک شکست مالی ناگهانی، ایجاد وحشت در افراد، تلاش برای سبقت در نقد کردن دارایی و سقوط بازار شده است. فرایندی که پس از فروکش کردن بحران می تواند به مرور زمان دوباره باز تکرار شود و زمینه ایجاد بحرانی دیگر را فراهم نماید. رونق و رکودهای مالی یک ویژگی چشم انداز اقتصادی بوده و همچنان وجود دارد. چن و همکاران (۲۰۱۵) معتقدند در بسیاری از سری‌های زمانی، به خصوص سری‌های بلند، پتانسیل وقوع حباب‌های متعدد به خودی خود وجود دارد. از این رو، سیاست‌گذاران باید درک خود را برای برخورد علمی با حباب های سفته‌بازی به منظور کاهش احتمال وقوع بحران‌های مالی عمیق‌تر کنند. از آنجایی که تشکیل حباب در بازار عمدتاً در پی خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شود. این امر معمولاً زمانی اتفاق می‌افتد که وضعیت اقتصادی کشور بهبود پیدا کرده و چشم انداز مثبتی از آینده بوجود آید. افزایش قیمت‌ها با یک صعود اولیه آغاز می‌شود و سرمایه‌گذاران، که به آینده خوش‌بین هستند، جهت کسب سود به بازار هجوم آورده و اقدام به خرید سهام می‌کنند و به این ترتیب حجم تقاضا افزایش پیدا می‌کند. بیشتر سرمایه‌گذاران در این مقطع به دنبال کسب سود کوتاه مدت بوده و قصد آنها از خرید سهام، فروش آن در اولین فرصت به سرمایه‌گذار بعدی با قیمت بالاتر می‌باشد. به این ترتیب قیمت‌ها در بازار به شدت افزایش کرده و باعث حبابی شدن قیمت‌ها می‌شود.

طبق بررسی به عمل آمده از وضعیت بازار سهام ایران مشخص گردید که از تابستان ۱۳۹۱ تا تابستان ۱۳۹۲ شاخص بورس و ثبت رکوردهای آن، روز به روز باعث ورود پول تازه به کالبد نبض اقتصادی کشور شده و در چنین شرایطی بازارهای نقد به شدت از توجه سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران دور شده است (دعایی، ۱۳۹۳). از طرفی از سال ۱۳۹۳ تاکنون دولت و سیاستمداران با پیش گرفتن سیاست‌های کاهش تورمی، نقدینگی در جامعه را کاهش داده‌اند و اقتصاد دچار یک رکود شده است اما در کنار این رکود مقدار شاخص هنوز در سطح

صعودی مانده که این نیز سوال دیگری در ذهن سرمایه‌گذاران و سهامداران ایجاد کرده است. وقتی روند آتی اقتصاد کلان کشور از رشد برخوردار نیست و قیمت سهام بی‌دلیل با افزایش روبرو شده، می‌توان از وجود حباب قیمت‌ها در بازار صحبت کرد اما در حال حاضر بازار سرمایه ایران با مفروضات روانی و رفتاری مبتنی بر پیش‌بینی رشد اقتصادی روبرو است که با عادی شدن روابط مالی و آثار لغو تحریم‌ها با دنیا می‌توان به این رشد دست یابد. بنابراین نمی‌توان براحتی گفت در بازار سهام حباب وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیات پژوهش و بررسی مدل‌های بکار رفته در پژوهش حاضر بیانگر وجود حباب قیمتی در دوره زمانی ۱۳۹۰:۱ - ۱۳۹۳:۵ و ۱۳۹۴:۷ - ۱۳۹۶:۲ می‌باشد. بروز این حباب‌ها در دوره‌های مختلف می‌تواند دلایلی مختلفی داشته است. به طور نمونه سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ ارز و ابهامات در مورد موفقیت این طرح و همچنین سیاست‌های تعدیل اقتصادی در اوایل سال ۱۳۹۲ و همچنین خوش‌بینی به آینده سیاسی کشور پس از انتخابات سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۶ موجب تغییرات نرخ ارز در آن سال‌ها گردید. هر چند دولت در آن سال‌ها با اعمال سیاست‌هایی از جمله مقابله با خرید و فروش ارز خارج از سیستم بانکی و یا سیاست‌های پولی انقباضی و کاهش حجم نقدینگی سعی در کنترل نرخ ارز داشت. در ادامه، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بار دیگر موجب افزایش قیمت ارز در آن سال‌ها گردید. از جمله دلایل احتمالی ایجاد حباب قیمتی نرخ ارز در اواخر سال ۱۳۹۶ می‌توان به افزایش تقاضای طلا و ارز توسط مردم به دلیل کاهش ارزش ریال (که خود تابعی از سیاست‌های اقتصادی اتخاذ شده در آن سالها بود در مقابل سایر ارزهای خارجی با هدف حفظ ارزش دارایی) اشاره کرد. نتایج آزمون‌های پژوهش مطابق با یافته‌های آنگ و هوا (۲۰۱۸)، تارلی مارتین (۲۰۱۸) در کشور ژاپن و ایالات متحده آمریکا می‌باشد. فیگورولافرتی و مک‌کروری (۲۰۱۶) نیز به کمک آزمون GSADF در قبل و در طول و بعد از بحران ۲۰۰۷ - ۲۰۰۸ رفتار انفجاری متوسط در قیمت نقد و آتی فلز را تایید کردند. اکسلی، (۲۰۱۶) و ژائو و ژانگ (۲۰۱۵)، نانجی (۲۰۱۵)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۵) دارابی و همکاران (۱۳۹۲) عبدالملکی و همکاران، (۱۳۹۲) در مطالعه خود تایید کردند در بازار سهام در دوره‌های مورد مطالعه دارای حباب بوده است که با نتایج تحقیق هم راستا بوده است.

با توجه به یافته‌های تحقیق برای جلوگیری از بروز حباب در بازار سرمایه‌گذاری ایران یا کاهش تأثیر سوء آن می‌توان پیشنهاد کرد ۱- طبق شوک‌های وارده به نرخ ارز و خروجی‌های مشاهده شده از نرم افزار، و مطابق بودن شرایط حاکم در بازار وضعیت نرخ ارز در شرایط کنونی، بازار بورس می‌تواند جایگزین بازاری همچون سکه، ارز و مسکن و تلاطم‌های پیش‌بینی نشده‌ای باشد که معامله‌گران آن بازارها به دنبال گزینه دیگری با ریسک کمتر و سود بیشتر هستند که به طور قطع آن گزینه می‌تواند بازار سهام باشد. لذا اتخاذ تصمیمی توسط سیاست‌گذاران جهت جلوگیری از سفته‌بازی جهت ایجاد اعتماد بر سرمایه‌گذاران می‌تواند راهکار مناسبی باشد. ۲- سازمان بورس می‌بایست قوانین نظارتی قوی‌تری برای جلوگیری از بروز حباب قیمتی در بازار سرمایه هنگام ورود سرمایه‌گذاران جدید به بورس و افزایش نقدینگی در این بازار در نظر گیرد. ۳- همانطور که در یافته‌های پژوهش مشخص گردید، نسبت قیمت به سود هر سهم شرکت‌ها نیز به عنوان متغیر درونزا در بروز حباب تأثیر گذار خواهد بود؛ لذا سازمان بورس باید نسبت به رشد بی‌رویه این نسبت دقیق بوده و با اطلاع‌رسانی به بازار از رشد غیر واقعی این شاخص در شرکت‌ها و یا صنایع جلوگیری نماید.

فهرست منابع

- * انصاری سامانی، حبیب، دانش، سیدحسین علی، نظری، فرهان، (۱۳۹۶)، مسئولیت اجتماعی بنگاه و حساب قیمتی: مطالعه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۱۰، شماره ۳۳، صفحه ۱-۱۶.
- * بیابانی خامنه، کاظم، خزایی، سعید، افشاریان، امیر حسین، (۱۳۹۵)، آزمون وجود حساب و رفتار انفجاری در بازار سهام ایران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال نهم، شماره بیست و نهم.
- * بخشینانی، عباس، راعی، رضا، (۱۳۹۳)، ارزش گذاری سهام و تحلیل بازار، سازمان مدیریت صنعتی، چاپ دوم.
- * ترکی، لیلا، واعظ، محمد، (۱۳۸۷)، حساب قیمتها و بازار سرمایه ایران، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۳۱، شماره ۳، ص ۲۰۷.
- * خیری، محمد، اسماعیل پور مقدم، هادی، دهباشی، وحید، (۱۳۹۶)، بررسی نوسانات ناگهانی ارزش سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران با تکیه بر ترجیحات سرمایه گذاران و کیفیت اطلاعات حسابداری، حسابداری مدیریت، دوره ۱۰، شماره ۳۵، صفحه ۵۷-۶۶.
- * دارابی، رویا، حاجی، غلامرضا، وهمیان، عارفه، (۱۳۹۲)، بررسی حساب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل داده های ترکیبی، دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه گذاری، گرگان، انجمن علمی و حرفه ای مدیران و حسابداران گلستان.
- * دعایی، میثم، فرهانیان، محمدجواد، کیان، علیرضا، (۱۳۹۳)، بررسی تحولات بورس اوراق بهادار تهران همراه با بازارهای موازی، اولین کنفرانس بین المللی اقتصاد، مدیریت، حسابداری و علوم اجتماعی، رشت.
- * راسخی، سعید، شهرازی، میلاد، میلاد، زهرا، (۱۳۹۵)، تعیین دوره های حساب قیمتی: یک مطالعه موردی برای بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۱۳، شماره ۳.
- * روشن، سیدعلی قلی، آرین، ابوالفضل، حسینی، سیدحسن، نوابی زند، کامبیز، دریکنده، علی، (۱۳۹۱)، ارزیابی عوامل موثر بر نسبت قیمت به درآمد (P/E) سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، دوره ۵، شماره ۱۴، از صفحه ۴۱ تا صفحه ۵۷.
- * سهیلی، سیروس، احمدی، بهار، (۱۳۹۵)، بررسی و شناسایی حساب در بورس اوراق بهادار تهران، دومین کنفرانس بین المللی پژوهش های نوین در مدیریت، اقتصاد و علوم انسانی.
- * صالح آبادی، علی و دلیریان، هادی (۱۳۸۹)، بررسی حساب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۳(۹)، ۶۱-۷۵.
- * صمدی سعید، نصراللهی، زهرا، زاهد مهر، امین، (۱۳۸۶) آزمون کارایی و وجود حساب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده فیلتر و الگوی CAPM، بررسی های اقتصادی شماره ۴، ۹۱-۱۱۳.

- * عباسی، غلامرضا محمدی، هادی، نشاط آور، محمدمبین، (۱۳۹۷)، بررسی نقش حباب قیمتی در ایجاد نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران (شرکت‌های منتخب صنایع پترو شیمی و خودرو)، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۳، تابستان ۱۳۹۷، صفحه ۱۳۳-۱۵۲.
- * عباسیان، عزت‌اله و نظری، محسن و فرزنانگان، الهام. (۱۳۹۱)، "اثر سیاست پولی در پیدایش حباب قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۸، تابستان ۹۱، سال پنجم.
- * عبدالملکی حجت‌اله، محمدی شاپور، کمالی ساجده، وزیری رضا، (۱۳۹۲)، بررسی وجود حباب قیمتی در بازار سهام تهران با استفاده از رهیافت LPPL، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، بهار ۱۳۹۲، دوره ۴، شماره ۱۴.
- * فلاح شمس، میرفیض، زارع، عظیم، (۱۳۹۲)، بررسی عوامل تأثیرگذار در بروز حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران، بورس اوراق بهادار، سال ششم، بهار ۱۳۹۲، شماره ۲۱.
- * فلاح شمس، میرفیض، زمردیان، غلامرضا، دوستارگان، رقیه. (۱۳۹۲)، بررسی وجود حباب در قیمت سهام مبتنی بر تخمین ARIMA و با استفاده از تکنیک‌های کشیدگی، چولگی، تسلسل و تابع مخاطره، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره پانزدهم.
- * مهربان پور، محمدرضا، عزآبادی، بهاره، جفاکش، شهاب، (۱۳۹۶)، بررسی نقش انواع سرمایه‌گذاران در شکل‌گیری حباب رفتاری در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل خودرگرسیو برداری، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۱۰، شماره ۳۵، صفحه ۱۲۱-۱۳۴.
- * معماریان، عرفان، (۱۳۸۶)، آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکنانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی J براساس یک الگوی VECM)، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
- * وکیلی‌فرد، حمیدرضا، طالب نیا، قدرت اله، کیانی، مهرداد، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه میزان سهام شناور آزاد با ایجاد حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران، مهندسی مالی و پورتفوی، شماره ۴.
- * Arab, H., Raeesian, M., Shamsi, f., Eshghi, M., (2016). The impact of price bubble and loss aversion of shareholders on non Fundamental value of companies listed on TSE., Academic Journal of Research in Business and Accounting, vol. 4, No. 5, March.
- * Blanchard O.J., & Watson, M.W. (1982). Bubbles, rational expectations and financial markets, NBER Working Paper Series, NO.945.
- * Balcilar, M., R. Gupta, C. Jooste & M.E. Wohar. (2016). Periodically Collapsing Bubbles in the South African Stock Market. University of Pretoria, Working paper, No. 201624.
- * Chang, T., & Gupta, R. (2014). Testing for Multiple Bubbles in the BRICS Stock Markets". Department of Economics working Q, 7.
- * Chen, M.P., Lin, Y.H., Tseng, Ch.Y., & Chen, W.Y. (2015). Bubbles in health care: Evidence from the U.S., U.K., and German stock markets. North American Journal of Economics and finance, 31, 193-205.
- * Chen, H., P. De, Y. Hu, and B. H. Hwang. (2012). Customers as advisors: The role of social media in financial markets. Working Paper. www. ssn. com.
- * Diba, B., Grossman, H., 1988. Explosive rational bubbles in stock prices? Am. Econ. Rev. 98, 746-754.

- * Dezhbakhsh, H., & Demirguc-Kunt, A. (1990). On the Presence of Speculative Bubbles in Stock Prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 101-112.
- * Evans, G.W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *American Economic Review*, 81, 922-930.
- * Filardo, A. (2004). Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-Offs, Bank of International Settlements, BIS Working Paper, 155, 2-8.
- * Figuerola-Ferretti, I., & McCrorie, J. R. (2016). The shine of precious metals around the global financial crisis. *Journal of Empirical Finance*.
- * Flood, R.P., & P.M. Garber. (1994). *Speculative Bubbles, Speculative Attacks, and Policy Switching*. MIT Press, Cambridge (Mass).
- * Garber, P.M. (2000). *Famous First Bubbles: The Fundamentals of Early Manias*. Cambridge, MA: MIT Press.
- * Gomez-Gonzalez, J.E. & Ojeda-Joya, J.N. & Rey-Guerra, C. & Sicard, N. (2013). Testing for Bubbles in Housing Markets: New Results Using a New Method. Federal Reserve Bank of Dallas, Working Paper, No. 164.
- * Grrenwood, Robin. Nagel Stefan.(2009), Inexperienced investors and bubble. *Jornal of Financial Economics*
- * Hu, Y., & Oxley, L. (2016). Are there Bubbles in Exchange Rates? Some New Evidence from G10 and Emerging Markets Countries (No. 16/05).
- * Hu, Y., Oxley, L., 2017. Exuberance in British share prices during the Railway Mania of the 1840s: Evidence from the Phillips, Shi and Yu test. *Working Papers in Economics 17/09*, University of Waikato.
- * Hu, Yang., & Oxley, L. (۲۰۱۸). Bubble contagion: Evidence from Japan's asset price bubble of the 1980-90s, *Journal of The Japanese and International Economies*, www.elsevier.com/locate/jjie.
- * Kothari S.P., Jonathan L., Jerold B. W.(2015), The behavior of aggregate corporate investment.
- * Johansen, A. ,(2003). Characterization of Large Price Variations in Financial Markets; *Physica A 324*, PP. 157-166.
- * Pele, . T., Mazurencu-Marinescu, M ,(2012) ,Modelling stock market crashes: the case of Bucharest Stock Exchange, *Procedia-Social and Behavioral Sciences 58*, 533 – 542
- * Kindleberger, C. P. (2001). Bubbles. In *The World of Economics* (pp. 20-22). Palgrave Macmillan UK.
- * Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. (2015). Speculative bubble spillovers across regional housing markets. Working Paper
- * Nunes, M. & S.D. Silva. (2007). Rational Bubbles in Emerging Stock Markets. MPRA Paper2007, 4641: 1-10.
- * Okpara, G. (2010). Do Rational Speculative Financial Bubbles Exist in the Nigerian Stock Market? *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*.
- * Phillips, P.C.B., Magdalinos, T., (2007). Limit theory for moderate deviations from a unit root. *J. Econom.* 136 (1), 115–130.
- * Phillips, P.C.B. & Wu, Y. & Yu, J. (2011). Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values? *International Economic Review*, 52, 201-226.
- * Phillips, P.C.B. & Shi, S. & Yu, J. (2012). Testing for Multiple Bubbles. Cowles Foundation Discussion Paper, (1843).
- * Phillips, P. C. B., Shi, S. & Yu, J. (2013). Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500. Singapore Management University, School of Economics.

- * Phillips, P.C.B., Shi, S., Yu, J., (2015). Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *Int. Econ. Rev. (Philadelphia)* 56 (4),1043–1078.
- * Shiller, R.J. (1981). Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review*, 71, 421-436.
- * Tarliea ,M B., Sakoulisb, G., Henrikssona, R., (2018). *International Review of Financial Analysis*, 10.1016/j.irfa.2018.07.012.
- * Tirole, Jean. (1982). "On the Possibility of Speculation under Rational Expectations", *Econometrica*, 5(50).
- * Wu, Y. (1995). Are there rational bubbles in foreign exchange markets? Evidence from an alternative test, *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 27-46.
- * Zhao, Y., Chang, H. L., Su, C. W., & Nian, R. (2015). Gold bubbles: When are they most likely to occur?. *Japan and the World Economy*, 34, 17-23.
- * Zisimos , Kostas, & Serletis, Apostolos. Rational Bubbles or Persistent Deviations from Market Fundamentals?, *Journal of Banking and Finance*2005; 29: 2523-2539, 1-15.

یادداشت‌ها

-
- ¹ Gomez-Gonzalez, et al.
 - ² Zisimos, Kostas,
 - ³ Tirole
 - ⁴ Blanchard O.J., & Watson
 - ⁵ Kindleberger
 - ⁶ Flood, R.P., & P.M. Garber
 - ⁷ Noise Trading
 - ⁸ Beyerman
 - ⁹ Flod and Galber
 - ¹⁰ Variance Bound Test
 - ¹¹ Shiller
 - ¹² West's Two-Step Test
 - ¹³ Dezbakhsh and Demirguc-Kunt
 - ¹⁴ Wu
 - ¹⁵ Diba and Grossman
 - ¹⁶ Evans
 - ¹⁷ - Variance Decomposition.
 - ¹⁹ . Impulse – Response Function
 - ¹⁹ Yang Hu, Les Oxley
 - ²⁰ Tarlie, Martin B.
 - ²¹ Hu and Oxley
 - ²² Arab, at al
 - ²³ Balcilar, M., Gupta, R., Jooste, C., Wohar, M
 - ²⁴ Figuerola-Ferretti, I. & J.R. McCrorie.
 - ²⁵ P Zhao and J.Y Zeng
 - ²⁶ Nneji,
 - ²⁷ Kothari S.P., Jonathan L.,Jerold B. W.
 - ²⁸ Pele,T., Mazurencu(2012)
 - ²⁹ Yonggang Ye et al
 - ³⁰ Guojin Chen& Cheng Yan
 - ³¹ Okpara G, (2010)
 - ³² . Nunes, Mauricio & Sergio, D.Silva.(2007)
 - ³³ .Steady – State.
 - ³⁴ .:(P/E)