

## بررسی رابطه علی سود هر سهم و بازده آتی با توجه به وجود حباب ذاتی عقلایی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

\* محمد حسن قلی زاده

\*\* اسماعیل رمضان پور

\*\*\* مهسا فرخنده

### چکیده

با توجه اهمیت بورس اوراق بهادار در شکوفایی اقتصادی رسیدن به این موضوع که آیا افزایش های قیمت در بازار سهام ناشی از عوامل بنیادی است یا خیر، می تواند سیاست گذاران کشور را در تصمیم گیری برای هدایت این بازار به سمت صحیح کمک نماید؛ بنابراین در این پژوهش ابتدا به بررسی وجود حباب های ذاتی عقلایی ناشی از تغییرات در عوامل بنیادی طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲، پرداخته شد. سپس این مساله بررسی شد که آیا سود هر سهم می تواند بازده آتی را با توجه به وجود حباب ذاتی عقلایی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پیش بینی کند. به منظور بررسی این امر از مدل خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده گردید. داده های مورد نیاز تحقیق به صورت فصلی از طریق نرم افزار رهاورد نوین محاسبه و جمع آوری گردید که در مجموع تعداد ۶۵ شرکت طی دوره زمانی مورد نظر به عنوان نمونه تحقیق در نظر گرفته شد و با استفاده از نرم افزار Eviews7 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده ها نشان می دهد، تعداد ۱۵ شرکت دارای حباب ذاتی ناشی از تغییرات عوامل بنیادی همچون سود تقسیمی می باشند. همچنین نتایج حاکی از آن است که در شرکت هایی که حباب ذاتی وجود ندارد، سود هر سهم می تواند بازده آتی را پیش بینی نماید.

**واژگان کلیدی:** انتظارات عقلایی، فرضیه بازار کارا، عوامل بنیادی، حباب ذاتی عقلایی

\* استادیار مدیریت مالی، دانشگاه گیلان

\*\* استادیار اقتصاد، دانشگاه گیلان

\*\*\* کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی دانشگاه گیلان (نویسنده مسئول) Mahsa.farkhondeh85@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۴/۰۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۰۷

## مقدمه

عنصر کلیدی در تصمیم‌گیری، استفاده از اطلاعات است. این عجیب نیست، زیرا اثر بخشی نهایی هر تصمیم به نتایج وقایعی بستگی دارد که به دنبال هر تصمیم روی می‌دهند. توانایی پیش‌بینی جوانب غیرقابل کنترل این وقایع قبل از انجام تصمیم، انتخاب بهترین تصمیم را تسهیل می‌کند. لذا فعالان این بازارهای سرمایه نیازمند اطلاعاتی مربوط و قابل اتکا جهت تصمیم‌گیری‌های خود هستند؛ بنابراین اینکه کدام اطلاعات و متغیرها که تصمیم‌گیرندگان بازار سرمایه از آنها در جهت پیش‌بینی‌های صحیح خود استفاده می‌نمایند، مربوط و دارای محتوای اطلاعاتی است و منجر به تصمیم درست و به تبع آن پیش‌بینی وقایع آینده می‌شود، موضوعی است که محققین سال‌های مدیدی را جهت جواب دادن به این مسأله صرف کرده‌اند.

اهمیت سود مقوله‌ای است که بر اثر گسترش فنون کمی مدیریت و ضرورت نیاز استفاده‌کنندگان، شکل گرفته است و همچنین سود هر سهم یکی از اقلام بسیار مهم صورت‌های مالی به شمار می‌آید که توجهی بسیاری زیاد را به خود جلب کرده است. علاوه بر این می‌توان گفت که اطلاعات مربوط به سود هر سهم (EPS) و سود توزیع شده هر سهم (DPS) به طور وسیع در ارزیابی بازده سهام و قیمت سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد. این معیارها دارای محتوای اطلاعاتی زیادی می‌باشد زیرا ارزیابی عملکرد بر مبنای ارزش بازار، اطلاعات سرمایه‌گذاران را به خوبی منعکس می‌کند (حسین پور، ۱۳۸۹). پژوهشگران مختلفی به بررسی رابطه‌ی بین بازدهی سهام و سود حسابداری بر مبنای تعاریف مختلف سودآوری پرداختند. بسیاری از شواهد در خصوص محتوای اطلاعاتی سودآوری برای توضیح بازده نشان می‌دهند که سودآوری تبیین‌کننده مناسبی از بازده سهام است، مخصوصاً زمانی که از داده‌ها برای دوره‌ای طولانی میانگین گرفته شود (Eeston & et all, 1992). استون (۱۹۹۹) و کوتاری (۲۰۰۱) در مورد تحقیقات مربوط به این حوزه مطالعات کاملی را ارائه کردند. فرضیه اصلی این مطالعات این است که سود حسابداری عامل مهمی در مدل‌های ارزشیابی شرکت است بسیاری از مطالعاتی که خصوصیات مختلف رابطه سودآوری و بازده را آزمون کرده‌اند، در اصل سعی داشته‌اند ارزش مربوط داده‌های حسابداری را تایید کنند. همچنین کمپل و شیلر (۱۹۸۸) ادعا کردند که زمانی که از داده‌ها در دوره‌های طولانی تر استفاده می‌شود، سود هر سهم از قدرت پیش‌بینی بهتری برای بازده آتی برخوردار می‌باشد؛ اما لامونت (۱۹۹۸) در

پژوهشی نشان داد که این رابطه در کوتاه مدت بر قرار می باشد. لی و همکارانش (۱۹۹۹) بیان کردند که اگر چه معیارهای مبتنی بر حسابداری از جمله سود هر سهم دارای قابلیت پیش بینی بازده آتی می باشد، اما این قابلیت در سطح ضعیفی قرار دارد. بسیاری از شواهد در خصوص محتوی اطلاعاتی سودآوری، به منظور توضیح بازده نشان می دهد که سود هر سهم تبیین کننده‌ی مناسبی از بازده سهام است.

از این رو این پرسش مطرح می شود که تا چه میزان می توان به سود هر سهم برای پیش بینی بازده آتی در هنگام اتخاذ تصمیم اطمینان کرد. پاسخ به این پرسش از آن جهت اهمیت پیدا می کند که اتخاذ تصمیم نادرست به سبب اطلاعات ناکافی و ناصحیح موجب می شود که تسهیم منابع به صورت ناعادلانه انجام شود.

بازار بورس باید ارزیابی مطمئن و ساده ای از وضعیت موجود و دگرگونی‌های پدیدآمده و پیامدهای آن فراهم سازد. بحران های مالی بین المللی چند سال اخیر، به وضوح آشکار کرد که قیمت های بازار می تواند به طور قابل توجهی از ارزش بنیادی، برای دوره های طولانی فاصله بگیرد (جهانگیری راد و همکاران، ۱۳۹۳). در این زمینه نوسانات قیمت اوراق بهادار، اهمیت اساسی دارد. در ضمن قیمت اوراق بهادار داد و ستد شده در بازار باید بتواند ارزش آن اوراق را به درستی نشان دهد و بازار نیز بتواند علایم اقتصادی دریافت شده را درست تعبیر کند؛ به عبارت دیگر سازوکار قیمت گذاری در بازار از کارآمدی قابل قبول برخوردار باشد (ترکی و واعظ، ۱۳۹۰). در ادبیات اقتصادی انحراف قیمت دارایی‌ها از قیمت‌های تعادلی بلندمدت آنها را حباب می گویند. در صورتی که بتوان قیمت روز سهام را ترکیب‌زدایی نمود، هر گونه تفاوت قیمت روز از ارزش فعلی مجموع سودهای قابل انتظار در یک دوره نامحدود قابل تصور، نشان‌دهنده وجود جز حبابی در قیمت روز سهام خواهد بود (اسدی و همکاران، ۱۳۸۵). از جمله دلایل ایجاد حباب های قیمتی در بازار بورس می توان به ناکارایی ساز و کار در بازار، رفتارهای گروهی، عوامل بنیادی، عوامل تکنیکی و عوامل احساسی اشاره کرد (صالح آبادی و دلیریان، ۱۳۸۹) (جهانگیری راد و همکاران، ۱۳۹۳). لازم به توضیح است که وجود یا عدم وجود حباب در قیمت سهام، در چارچوب روش بنیادی قیمت گذاری سهام با لحاظ نمودن الگوی انتظارات عقلایی، مطرح می شود. بر پایه بکار گیری فرض اساسی نظریه انتظارات عقلایی مبنی بر تعدیل و بهینه نمودن انتظارات در زمان گذشته و حال، حباب های قیمتی عقلایی بر این اساس تشکیل می شود که وقتی شخصی سهام بدون سودی را

خریداری می کند تا در سال های بعد با قیمت بیشتری به فروش رسانده و سود ببرد، این نوع تفکر باعث می شود تقاضای آن سهم و در نتیجه قیمت آن سهم بالا رود که به چنین حرکتی در قیمت سهام حساب های قیمتی عقلایی گفته می شود. این نوع حساب به طور مداوم شروع به انبساط کرده و بالاخره زمانی خواهد ترکید و تمامی برنامه ریزی ها و پیش بینی ها را برهم خواهد زد (معدلت، ۱۳۸۱). بر خلاف حساب های عقلایی که در آن قیمت ناشی از انتظارات و پیش بینی های خود انجام، شایعات و عوامل بیرونی می باشد، نوع خاصی از حساب های عقلایی بنام حساب ذاتی وجود دارد که از تغییرات در عوامل بنیادی همچون سود تقسیمی نشات می گیرد؛ به طوری که با رشد عوامل بنیادی همچون سود تقسیمی و انتشار اخبار مربوط به آن حساب نیز رشد می کند (Ma & Kanas, 2004). در واقع این نوع از حسابها بر رابطه غیر خطی بین سود تقسیمی و قیمت سهام دلالت دارند که پیش بینی می کند تغییرات در عوامل بنیادی، انحرافات پایدار و ثابتی را در پی خواهد داشت. از اینرو حساب های ذاتی باعث می شوند که قیمت دارایی واکنش بیش از حدی را در مواجهه با تغییرات عوامل بنیادی نشان دهد (Froot & Obstfeld, 1991).

هدف از این پژوهش بررسی ارتباط بین سود هر سهم و بازده آتی با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (VAR) با توجه به وجود نوع خاصی از حساب های عقلایی به نام حساب ذاتی عقلایی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ می باشد. با توجه به این که هدف از سرمایه گذاری در سهام ایجاد بازده است و اینکه بازده می تواند به شکل سود نقدی سالیانه و رشد قیمت سهام باشد، انطباق رابطه بین سود هر سهم و بازده آتی با توجه به دوره های وجود یا عدم وجود حساب های ذاتی می تواند در هدایت سرمایه گذاران در توضیح و توجیه سیر بلند مدت قیمت های سهام نقش ارزنده ای را ایفا کند. همچنین از طرفی با توجه به اینکه مدیران اختیارات و کنترل کامل بر انتخاب خطی مشی های تقسیم سود دارند، توجه و شناسایی حساب های ذاتی عقلایی می تواند مدیران را در اتخاذ صحیح سیاست های تقسیم سود به منظور جلوگیری از مضرات ناشی از ایجاد این حساب یاری رساند و بدین وسیله بازار به سمت کارایی بیشتر هدایت خواهد شد.

### پیشینه پژوهش

پژوهش شیلر (۱۹۸۱) با مقاله ای تحت عنوان «آیا تغییرات قیمت بسیار بیشتر از آن است که با تغییرات در سود سهام همراه باشد؟» شاید بتوان از اولین پژوهش های انجام گرفته در مورد حساب دانست. شیلر در این مقاله با استفاده از داده های سالانه ۱۹۸۶-۱۹۸۷ و بهر-گیری از آزمون کران واریانس یا فرار بودن بیش از حد قیمتها به این نتیجه رسید که تغییرات قیمتها بوسیله تغییر در ارزش فعلی سود های نقدی قابل توضیح نیستند. در پژوهشی دیگر لروی و پورتر (۱۹۸۱) با مطالعه بازار سهام آمریکا و با استفاده از روش کران واریانس نشان دادند که قیمت های بازار سهام نوسانات بیش از اندازه ای را در مقایسه با ارزش های بنیادی نشان می دهد. عقیده در پشت این آزمون حاکی از آن بود که واریانس قیمت های سهام بازار کارا باید بوسیله ارزشی که وابسته به نوسانات مولفه ای بنیادی قیمت است محدود شود. مارتین و همکارانش (۲۰۰۴) وجود حساب های تورمی عقلایی را در بازارهای سهام برزیل طی سال های ۱۹۹۴-۲۰۰۴ با استفاده از رژیم مارکو سوئیچینگ مورد بررسی قرار دادند. این تجزیه و تحلیل مفهوم منسجم تری از حساب های تورمی را با توجه به وجود رابطه غیر خطی بین قیمت های سهام و عوامل بنیادیشان را ثابت کرد. ما و انگلس و کاناس (۲۰۰۴) به بررسی وجود حساب ذاتی در بازار های سهام آمریکا طی سالهای ۱۸۷۱-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج حاصل از بررسی ها نشان داد که اولاً یک رابطه غیر خطی بین قیمت سهام و سود تقسیمی در بازار های سهام وجود داشت. ثانیاً این بررسی نشان داد که مدل حساب های ذاتی از دو مدل جایگزین بنام های مدل حساب عقلایی و گام تصادفی از الویت و اهمیت بیشتری برخوردار است.

ناودی (۲۰۱۱) نیز در پژوهش خود وجود حساب ذاتی عقلایی در شاخص S&P500 طی دوره زمانی ۱۸۷۱ تا ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار داد. او ابتدا با استفاده از آزمون جوهانسون جولوس نشان داد که بدلیل عدم وجود هم انباشتگی بین قیمت سهام و سود تقسیمی پیش فرض وجود حساب عقلایی مورد تایید قرار می گیرد و در مرحله دوم با نشان دادن وجود رابطه غیر خطی بین قیمت سهام و سود تقسیمی وجود خصوصیات حساب ذاتی عقلایی را مورد اثبات قرار داد. کمپل و شیلر (۱۹۸۸) به این مساله پرداختند که آیا سود هر سهم می تواند بازده آتی را پیش بینی کند؟ که بدین منظور از داده های سالانه S&P500 طی سال های ۱۸۷۱ تا ۱۹۸۷ بر مبنای مدل VAR استفاده کردند و نشان دادند که سود هر سهم می تواند بازده آتی را پیش بینی کند. لامونت (۱۹۸۸) یک تحقیق مشابه ای را در این

رابطه انجام داد و بیان کرد که سود هر سهم می تواند به پیش بینی بازده در کوتاه مدت بازده کمک کند اما در بلند مدت این نتیجه یافت نشد. کوسینیدس (۲۰۰۵) به بررسی رابطه بین بازده سهام و سود حسابداری برای نمونه ای از شرکت ها در یونان پرداخت. ویلسون (۱۹۸۶) در تحقیقی به بررسی این موضوع پرداخت که آیا اجزای تعهدی نقدی سود، دارای محتوی فزاینده اطلاعاتی بر محتوی اطلاعاتی خود هستند یا نه؟ بر اساس این تحقیق نتایج نشان داد که بین بازده سهام شرکت ها و اجزای تعهدی و نقدی سود، همبستگی وجود دارد. انک و بکارت (۲۰۰۷) تحقیق مشابهی انجام دادند؛ اما بر خلاف نتایج پژوهش تنها شواهد بسیار ضعیفی مبنی بر قابلیت پیش بینی بازده آتی توسط سود هر سهم ارائه دادند. بر اساس تحقیق لامونت جیراسکولچ و همکارانش (۲۰۰۷) ارتباط بلند مدت بین قیمت سهام و عوامل بنیادی مثل سود هر سهم و سود تقسیمی را مبنی بر عقیده حباب عقلایی مورد سنجش قرار دادند. آنها از داده های ماهانه بورس اوراق بهادار تایلند از ژوئن ۱۹۷۵ تا ژوئن ۲۰۰۶ بر اساس آزمون های هم انباشتگی ناپارامتریک دیرش بکار بردند. نتایج نشان داد که قیمت های سهام از ارزش بنیادیشان در دوره وجود حباب های ذاتی منحرف می شوند اگرچه که به نظر می رسد که قیمت به طور خطی با ارزش بنیادی در دوره عدم وجود حباب عقلایی همراه باشد. چن و همکارانش (۲۰۰۹) مقاله شیلر را در مورد ارتباط بین سود هر سهم و بازده آتی سهام در دوره های وجود و عدم وجود حباب ذاتی مورد مطالعه قرار دادند. آنها این فرضیه را با استفاده از داده های S&P500 طی سال های ۱۸۷۱ تا ۲۰۰۴ در ۶ دوره فرعی با طول زمانی ۸۰ سال مورد بررسی قرار دادند. یافته ها نتایج یکسانی را به دنبال داشت. نتایج حاکی از آن بود که تغییرات در سود هر سهم تنها در دوره عدم وجود حباب ذاتی، از قابلیت پیش بینی بازده آتی برخوردار می باشد اما در دوره های وجود حباب ذاتی این رابطه برقرار نمی باشد.

همچنین در پژوهشهای داخلی جهانگیری راد و همکارانش (۱۳۹۳) به بررسی رفتارهای گروهس سرمایه گذاران به عنوانیکایز عوامل نوسان قیمت سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که سرمایه گذاران بورس تهران رفتار گروهی دارند و این نوع رفتار در باطارهای افزایشی بیشتر از بازارهای کاهی است. حسین پور (۱۳۸۹) به بررسی مقایسه ای کاهش خطای پیش بینی بین EPS و DPS در ارتباط با بازده سهام شرکتها پرداختند. برای انجام تحقیق داده های مربوط به متغیرها از ۷۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای سالهای ۸۱ الی ۸۵ به عنوان نمونه آماری جمع آوری گردید و پس از

تجزیه و تحلیل داده ها به روش همبستگی، فرضیه ها مورد آزمون قرار گرفتند. یافته های مبتنی بر تجزیه و تحلیل فرضیه ها نشان داد که ارتباط معکوسی بین سود هر سهم و سود تقسیمی با بازده سهام وجود دارد. همچنین یافته ها تفاوت معنی داری بین میزان خطای DPS و EPS با بازده سهام نشان داد. نتایج حاکی از آن بود که شدت ارتباط و یا تاثیر خطای هر دوی این متغیرها نسبت به بازده سهام یکسان است. اسدی و همکاران (۱۳۸۵) به بررسی حساب های قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران بر حسب اندازه شرکت و نوع صنعت پرداختند. نتایج آنها نشان داد که ۵۷ درصد شرکت ها دارای حساب قیمتی هستند. آنها یافتند که اولاً رابطه معناداری بین حساب قیمتی و اندازه شرکت وجود دارد؛ اما وجود رابطه معنی دار بین حساب قیمتی و صنعت مورد تایید قرار نگرفت. در پژوهشی دیگر احمدی (۱۳۸۱) با بررسی رابطه بین سود تقسیمی و بازده دریافت که بین تغییرات سود نقدی هر سهم و سود هر سهم با تغییرات بازده سهام هیچ رابطه معناداری وجود ندارد. مسجد موسوی و قیطاسی نیز رابطه سودآوری و بازده را با توجه به چرخه عمر و اندازه شرکت مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق اطلاعات مورد نیاز در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ بررسی شد. برای بررسی صحت فرضیه های تحقیق، از روش تلفیق داده های زمانی و مقطعی استفاده شد. نتایج به دست آمده حاکی از آن بود که متغیرهای چرخه عمر و اندازه شرکت عوامل تاثیر گذار در رابطه بین سودآوری و بازده می باشند و باعث افزایش ضریب تعیین تعدیل شده می شوند. در رابطه با حساب های ذاتی عقلایی تا کنون پژوهشی در ایران صورت نگرفته است.

### فرضیه های پژوهش

به منظور پاسخ به سوالات پژوهش و به پشتوانه مبانی نظری موجود، فرضیه های زیر تدوین شد.

۱. بین قیمت و سود تقسیمی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار رابطه غیر خطی وجود دارد (وجود حساب ذاتی عقلایی).
۲. سود هر سهم در شرکت های فاقد حساب ذاتی می تواند بازده آتی را پیش بینی نماید.

## روش تحقیق

این پژوهش از لحاظ جهت‌گیری‌های پژوهش، کاربردی می‌باشد. در مطالعات کاربردی نتایج حاصل از مطالعه در رفع نیازها و حل مشکلات به کار می‌آید، بنابراین هدف این نوع تحقیقات به کارگیری آن‌ها در حل مسائل و مشکلات خاص در جامعه می‌باشد (اکبری و دوستار، ۱۳۹۲). همچنین از لحاظ هدف، از نوع علی می‌باشد که درصدد تحلیل روابط بین متغیرها با استفاده از آزمون‌های آماری می‌باشد. در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. همچنین برای گردآوری داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها از روش اسنادکاوی استفاده شده است و داده‌های مورد نیاز به صورت سالانه از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و بانک‌های اطلاعاتی موجود در این زمینه، از قبیل نرم افزار «رهاورد نوین» جمع‌آوری شده است. همچنین به منظور محاسبه متغیرها و تجزیه و تحلیل مدل آماری داده‌ها از نرم افزار Eviews7 استفاده شده است.

به این ترتیب به منظور تخمین مدل حباب ذاتی عقلایی داده‌های قیمت سهام و سود سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار جمع‌آوری گردید، همچنین به منظور بررسی فرضیه دوم پژوهش (مبنی بر اینکه سود هر سهم بازده آتی را در شرکت‌های دارای حباب ذاتی و فاقد حباب ذاتی پیش‌بینی می‌کند)، برای بازده آتی<sup>۲</sup> سه متغیر کنترل شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، سود تقسیمی واقعی و نرخ بهره بدون ریسک که در واقع همان نرخ اوراق مشارکت دولتی در نظر گرفته شد و یک متغیر کنترل ترکیبی برای بازده آتی حاصل رگرسیون این سه متغیر کنترل بوجود آوردیم (Chen & et all, 2009). تمامی داده‌های مربوط به سود هر سهم (EPS) و سود تقسیمی ( $D_t$ ) و قیمت سهام ( $P_t$ ) از نرم افزار رهاورد نوین و سایت بورس اوراق بهادار و داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، نرخ بهره بدون ریسک ( $r$ ) از آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۲ استخراج شده است. پس از انجام محاسبات و پردازش اولیه و تبدیل آن به داده‌های فصلی، اطلاعات خروجی از نرم افزار Eviews7 و Excel برای اجرای مدل و آزمون فرضیه مورد استفاده قرار گرفته است.



## جامعه و نمونه آماری

جامعه مورد مطالعه در این تحقیق شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد که سال مالی آنها به پایان اسفند ماه ختم شده و اطلاعات مربوط به آنها در دسترس باشد. جهت تعیین نمونه های مورد نظر در این پژوهش، با توجه به تعدد شرکتهای بورسی، نوع فعالیت آن ها، اندازه های متفاوت آنها و غیره از روش نمونه گیری هدف مند استفاده می شود. بدین معنی که شروطی جهت همگن نمودن نمونه آماری، تعریف شده و شرکت هایی جز نمونه پژوهش در نظر گرفته می شوند که شرایط مذکور را داشته باشند جامعه آماری در این تحقیق کلیه شرکت های موجود در بورس اوراق بهادار تهران که در طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ که دارای شرایط زیرباشند، مورد بررسی قرار می گیرند:

- ۱) حداقل از ابتدای سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
  - ۲) اطلاعات مورد نیاز جهت متغیر های تحقیق در مورد ان شرکت ها، در طول دوره تحقیق در دسترس باشد.
  - ۳) معاملات سهام شرکت های طی سال های مورد مطالعه وقفه معاملاتی سه ماهه نداشته باشد.
  - ۴) جزو شرکت های خدماتی، تامین مالی و سرمایه گذاری نباشد. زیرا این شرکت ها دارای ساختار سرمایه متفاوتی از سایر شرکت های تولیدی هستند.
  - ۵) سال مالی شرکت مختوم به ۲۹ اسفند ماه باشد و شرکت در دوره مورد مطالعه سال خود را تغییر نداده باشد.
  - ۶) شرکت هایی که زیان ده نباشند.
- لذا با توجه به شرایط فوق ۶۵ شرکت به عنوان نمونه مطالعاتی این پژوهش در نظر گرفته شدند.

## مدل حباب ذاتی عقلایی

در این پژوهش خصوصیات حباب ذاتی عقلایی که اولین بار توسط فوروت و آسفلد (۱۹۹۱) مطرح گردید، بررسی می گردد. بدین منظور فرض می شود که نوسانات قیمت ناشی از عوامل بنیادی مثل سود تقسیمی می باشد، به گونه ای که این اطلاعات در ارزش بنیادی و حباب منعکس می گردد. مستند به ادبیات موضوعی تحقیق بر پایه مدل ارزش فعلی، حباب اختلاف قیمت یک دارایی مالی از ارزش مبنای خودش موقتی می باشد.

حباب های عقلایی در حقیقت شامل انحرافات دائمی (پایدار)، منظم و رو به رشد قیمت دارایی از ارزش ذاتی خودش می باشد. همچنین بازده یک ورقه سهام ناشی از دو قسمت بازده مربوط به منفعت یا ضرر سرمایه و بازده مربوط به سود سهام است که به کمک معادله زیر بدست می آید که در آن  $R_{t+1}$  بازده سهام نگهداری شده از زمان  $t$  تا  $t+1$ ،  $R_{t+1}$  نرخ بازده سهام در دوره  $t+1$  و  $D_{t+1}$  سود تقسیمی در دوره  $t+1$  می باشد:

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + D_{t+1}}{P_t} \quad (۱)$$

$$E_t(R_{t+1}) = \frac{E(P_{t+1} + D_{t+1}) - P_t}{P_t} = R \quad (۲)$$

بدین ترتیب قیمت سهام برابر با ارزش فعلی سود های آتی سهام و قیمت واقعی سهام در دوره بعد می باشد، که به صورت زیر مطرح می گردد، که در آن  $P_t$  قیمت سهام در شروع دوره  $t$  و  $d_t$  سود سهام پرداختی در پایان دوره  $t+1$  و  $r$  نرخ بهره واقعی ثابت و  $E(\cdot)$  عملگر انتظارات مشروط در شروع دوره  $t$  می باشد:

$$P_t = e^{-r} E_t(D_t + P_{t+1}) \quad (۳)$$

با تعمیم  $s$  دوره ارزش بنیادی قیمت سهام که با  $P_t^{PV}$  نشان داده می شود، به صورت زیر مطرح خواهد شد که در واقع ارزش بنیادی قیمت سهام که برابر با مجموعه ارزش حال تنزیل یافته سود های آتی سهام می باشد. ما همیشه فرض می کنیم که نرخ سود سهام مورد انتظار کمتر از  $r$  می باشد:

$$P_t^{PV} = \sum_{s=t}^{\infty} e^{-r(s-t+1)} E_t(D_s) \quad (۴)$$

فرمول ارزش حال فرمولی است که مطابق با تئوری اقتصادی به عنوان یک قیمت متعادل از معادله (۳) مشتق شده است. در واقع برای رسیدن به یک جوابی که برای معادله قبل نیاز است، فرض می شود که ارزش فعلی مورد انتظار قیمت سهام در بی نهایت به سمت صفر میل می کند. این معادله می تواند با توجه به رعایت فرض همگرایی مطرح شود. فرض همگرایی امکان رسیدن به ارزش مبنایی یعنی ارزش مجموع سود های تقسیمی تنزیل شده مورد انتظار را فراهم می کند:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} e^{-rs} E_t(P_s) = 0 \quad (۵)$$

بنابراین اگر قیمت واقعی سهام برابر با ارزش بنیادی سهام و حباب باشد داریم:

$$P_t = P_t^{PV} + B_t \quad (6)$$

$$B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1}) \quad (7)$$

اگر فرایند لگاریتم سود تقسیمی  $d_t = \ln(D_t)$  یک فرایند گام تصادفی فرض شود، طوری که  $d_{t+1}$  در زمان  $t + 1$  برابر کمیت آن در زمان  $t$  به علاوه یک تکانه تصادفی  $\xi_{t+1}$  معرف پسماند رگرسیون با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  و  $\mu$  به عنوان جمله رانش (جمله رانش<sup>۱</sup> به عنوان یک نیروی راننده ست که آن را در زمان  $t$  به اندازه مقدار ثابت  $\mu$  به جهت خاصی می راند) باشد.

$$d_{t+1} = \mu + d_t + \xi_{t+1} \quad (8)$$

با استفاده از معادله (۴) و فرض اینکه سود تقسیمی در زمان  $t$  مشخص باشد، زمانی که قیمت روشن و دقیق است، ارزش فعلی قیمت سهام در معادله (۹) بطور مستقیم با سود تقسیمی متناسب می باشد:

$$\begin{aligned} P_t^{PV} &= k D_t & (9) \\ r &> \mu + \sigma^2/2 \\ k &= (e^r - e^{\mu + \sigma^2/2})^{-1} \end{aligned}$$

همان طور که در معادله (۷) نشان داده شده حباب های عقلایی بروونزادی<sup>۲</sup> (با توجه به شایعات و اطلاعات خارجی) برای مولفه ای بنیادی قیمت هستند. با توجه به موارد مطرح شده توسط فوروت و آبسفلد (۱۹۹۱) حباب های ذاتی که تنها متاثر از عوامل بنیادی است که در واقع بر رابطه غیرخطی بین سود هر سهم و قیمت اشاره دارد، به صورت زیر بیان می شود، طوری که  $c$  یک مقدار ثابت قراردادی (اختیاری) و  $\lambda$  ریشه مثبت معادله زیر می باشد:

$$\begin{aligned} B(D_t) &= c D_t^\lambda & (10) \\ \frac{\sigma^2}{2} \lambda^2 + \mu \lambda - r &= 0 \end{aligned}$$

1. drift  
2. exogenous

با جمع قیمت ارزش حال و حباب در معادله (۱۰)، قیمت واقعی سهام به صورت زیر بدست خواهد آمد:

$$P(D_t) = P_t^{PV} + B(D_t) = kD_t + cD_t^\lambda \quad (11)$$

نامعادله  $r > \mu + \sigma^2/2$  مبین این مطلب است که  $\lambda$  باید از یک بیشتر باشد. از آنجا که معادله بالا بر یک رابطه غیرخطی بین سود سهام و حباب وجود دارد، بنابراین قیمت های سهام در مقابل اطلاعات مربوط به سود تقسیمی واکنش دوچندان نشان خواهد داد. بنابراین بطور کلی از دیدگاه اقتصادی، آزمون درصد حباب های ذاتی رگرسیون زیر را مورد سنجش قرار می دهد:

$$P_t = c_0 D_t + c D_t^\lambda + \varepsilon \quad (12)$$

$$C_0 = K = \left( e^r - e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \right)^{-1}; \lambda = \frac{-\mu \pm \sqrt{\mu^2 + 2r\sigma^2}}{\alpha^2}$$

به منظور اجتناب از مشکل هم خطی<sup>۱</sup> در مواجهه با رگرسیون این ضروری است که رگرسیون اصلاح شده به صورت زیر برآورد شود. بدین طریق فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود حباب ذاتی عقلایی به صورت  $C_0 = K$ ؛  $C_0 = 0$  در مقابل فرضیه وجود حباب ذاتی عقلایی  $C_0 > 0$ ؛  $C_0 = K$  مورد سنجش قرار می گیرد.  $\eta_t$  مستقل از سود تقسیمی است:

$$\frac{P_t}{D_t} c_0 + c D_t^{\lambda-1} + \eta \quad (13)$$

$$\eta_t = \varepsilon_t / D_T$$

$$\eta_t = D_t^{-1} \sum_{s=t}^{\infty} e^{-r(s-t+1)} E_t(u_t)$$

### یافته های پژوهش

#### تخمین مدل حباب ذاتی عقلایی

با توجه به رویه مطرح شده توسط فوروت و آفسفلد (۱۹۹۱) که به تشریح بیان گردید، آزمون حباب های ذاتی عقلایی متأثر از عوامل بنیادی که بر رابطه غیر خطی بین سود هر سهم و قیمت اشاره دارد. بنابراین قیمت واقعی سهام بر مبنای یک رابطه غیر خطی بین سود سهام و حباب مطرح می شود، این امر مستلزم این است که نامعادله  $r > \mu + \sigma^2/2$  و

1. multi-collinearity

$\lambda$  بیشتر از یک برقرار باشد. بدین ترتیب قیمت های سهام در مقابل اطلاعات مربوط به سود تقسیمی واکنش دو چندان نشان خواهد داد. بر همین اساس به منظور تخمین این مدل، داده های سری زمانی قیمت سهام ( $p_t$ ) و سود تقسیمی ( $d_t$ ) به صورت فصلی برای ۶۵ شرکت که در این دوره زمانی دارای شرایط لازم بودند، جمع آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

نگاره (۱) نتایج تخمین مدل حباب ذاتی عقلایی در شرکتهای دارای حباب ذاتی طی سالهای

۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲

شرکت	ضریب	ضرایب	خطای استاندارد	آماره	p-value
باما	$C_0$	۱۷۲۱.۱۸۲	۴۳۶.۴۱۵۲	۱.۹۴۲۵۱۴	۰.۰۱۳
	C	۰.۰۴۳۶۱۲	۰.۰۱۲۱۴۳	۲.۱۲۳۶۴۵	
خدمات انفورماتیک	$C_0$	۴۰۱۲.۵۶۲	۵۳۲.۱۴۲۶	۵.۲۳۶۱۲۱	۰.۰۰۳
	C	۱.۱۲۳۱۴	۰.۵۲۳۶۴۱	۳.۲۵۳۱۴۱	
دارو اسوه	$C_0$	۳۶.۱۲۳۱۴	۱۲.۲۷۱۳۴	۱۰.۲۰۱۳۴	۰.۰۲۶
	C	۰.۰۰۳۴۲۵۲۱	۰.۰۰۱۲۴۱۱	۲.۱۱۲۳۱۵	
دارو کوثر	$C_0$	۸۲۵.۱۳۵۴	۴۲.۴۴۵۱۳	۱۵.۲۰۱۴۲	۰.۰۰۱۲
	C	۰.۰۹۵۱۲۸	۰.۰۴۵۸۱۲۳	۲.۲۱۷۴۵	
سیمان ارومیه	$C_0$	۲۱۲۵.۳۵۴	۵۲۳.۲۶۰۲	۲.۱۳۶۲۱	۰.۰۰۲۱
	C	۰.۰۰۲۴۱۲	۰.۰۰۰۹۵۳۱	۳.۸۶۵۱۲	
سیمان اصفهان	$C_0$	۴۵۶.۲۳۶	۲۶.۰۷۱۳۳	۱۳.۱۰۸۵	۰.۰۰۱۴
	C	۰.۰۰۰۱۹۷	۰.۰۰۰۰۶۲۳	۲.۴۶۲۳۱	
سیمان تهران	$C_0$	۱۲۲۵.۲۵۹	۲۳۲.۴۲۴	۳.۸۷۴۰۱	۰.۰۰۰
	C	۰.۰۰۰۰۲۱۵	۰.۰۰۰۰۰۱۲	۴.۶۵۲۴۱	
سرما آفرین	$C_0$	۳۲۹.۴۲۳	۳۲.۰۷۲۱۴	۱۲.۱۰۹۹	۰.۰۰۰۲
	C	۰.۰۰۰۲۵۶	۰.۰۰۰۰۰۸۴۱	۲.۵۲۶۱۴	
سیمان شاهرود	$C_0$	۱۰۲۶.۲۵۶	۲۱۳.۲۳۶۴	۳.۹۵۱۵۴	۰.۰۰۰
	C	۰.۰۰۰۰۳۶	۰.۰۰۰۰۰۰۶	۳.۷۵۲۱۴	
شیمی دارو بخش	$C_0$	۱۴.۴۲۳۱۵	۰.۸۶۵۵۴۱	۱۳.۸۴۶۲	۰.۰۴۵
	C	۰.۰۰۰۲۱۵	۰.۰۰۰۰۰۲۴	۲.۳۰۲۵۰	
معادن منگنز ایران	$C_0$	۲۹.۳۱۰۱	۲.۳۴۱۲۵	۹.۲۵۴۱۳	۰.۰۲۱
	C	۰.۰۰۴۲۵۱۲	۰.۰۰۱۰۲۱	۲.۲۱۳۵۶	
نفت پارس	$C_0$	۱۲۳.۳۲۵	۱۷.۱۱۵۵۸	۶.۲۱۴۶۲	۰.۰۰۰
	C	۲.۱۳۲۵۴	۱.۲۳۵۱۲	۳.۸۴۱۲۳	
نیرو محرکه	$C_0$	۶۲۳.۶۱۲	۵۱.۲۸۵۱	۹.۳۹۲۴۱	۰.۰۰۱
	C	۰.۰۰۰۰۸۶	۰.۰۰۰۰۵۳	۳.۸۹۴۳۲	
نیرو کلر	$C_0$	۶۲۹.۱۴۷	۱۰۰.۲۳۶	۸.۲۱۳۲۴	۰.۰۰۳
	C	۰.۰۰۲۳۸۵	۰.۰۰۰۰۹۵	۲.۸۹۱۲۳	
کالسیسین	$C_0$	۴۶۳.۶۹۵۱	۲۱.۳۲۶۹	۲.۵۳۲۴۸	۰.۰۰۰
	C	۰.۰۲۶۳۹۱	۰.۰۰۷۶۳۲	۲.۵۹۶۳۱	

نتایج حاصل از آزمون همان طور که در جدول نگاره (۱) آمده است، نشان داد که تعداد ۱۵ شرکت از ۶۵ شرکت، علی رغم داشتن ضریب کوچک  $c$  اما مثبت  $c > 0$ ;  $\lambda > 1$  دارای سطح معنی داری کمتر از ۰.۰۵ بوده که این نشان دهنده وجود حباب های ذاتی

عقلایی و اثبات معنی دار بودن رابطه غیر خطی بین سود تقسیمی و قیمت سهام می باشد. این نتایج پیش بینی می کند تغییرات در عوامل بنیادی، انحرافات پایدار و ثابتی را در پی خواهد داشت و با تغییر در سود تقسیمی، قیمت واکنش دو چندانی نشان خواهد داد. از اینرو نتایج نشان می دهد که حباب های ذاتی باعث می شوند که قیمت دارایی واکنش بیش از حدی را در مواجهه با تغییرات عوامل بنیادی نشان دهد.

### متغیرهای الگو و خواص سری زمانی آنها

در این مرحله از تحقیق به منظور بررسی به فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه آیا سود هر سهم می تواند بازده آتی<sup>۱</sup> را با توجه به وجود و عدم وجود حباب ذاتی عقلایی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پیش بینی کند، از لگاریتم درآمد هر سهم ( $EPS$ ) به عنوان معیار سود هر سهم در نظر گرفته شده است. برای بازده آتی، سه متغیر کنترل شامل لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده ( $CPI$ )، نرخ بهره بدون ریسک ( $r$ )، و سود تقسیمی واقعی ( $DPS$ )، استفاده شده است که از حاصل آن یک متغیر کنترل ترکیبی ( $W_t$ ) به عنوان معیار بازده آتی ساخته شد که در شرکت های دارای حباب ذاتی ۹۶٪ و در شرکت های فاقد حباب ذاتی ۹۹٪ از قدرت توضیح دهندگی بازده آتی برخوردار بودند.

تمامی داده های مربوط به سود هر سهم و سود تقسیمی و قیمت سهام از نرم افزار رهاورد نوین و سایت بورس اوراق بهادار و داده های مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده ( $CPI$ )، نرخ بهره بدون ریسک ( $r$ ) از آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۵ استخراج شده است.

### آزمون ریشه واحد<sup>۲</sup>

با توجه به این که اغلب متغیرهای اقتصاد کلان حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) هستند که در آن صورت برآورد و استنباط های آماری به روش های سنتی اقتصادسنجی غیرمعتبر خواهد بود، لذا اولین گام برای تحلیل های اقتصادسنجی در متدلورژی نوین، تعیین درجه انباشتگی (تعداد ریشه های واحد) متغیرهای دستگاه است. متغیرهایی که غیر ساکن بوده و پس از یک بار تفاضل گیری تبدیل به متغیر ساکن می شوند را انباشته از درجه یک یا  $I(1)$  می نامند. برخی متغیرها ممکن است ابتدائاً ساکن یا ساکن در روند (یعنی  $I(1)$ )

1. Future return  
2. One root test

پس از کنترل اثر روند قطعی) باشند. علاوه بر آن ممکن است متغیرهایی نیز با بیش از یک بار (مثلاً  $d$  بار) تفاضل گیری ساکن شوند که در این صورت آنها را انباشته از درجه  $d$  یا  $I(d)$  می گویند. با استفاده از آزمون های ریشه واحد می توان به خواص آماری متغیرها پی برد (نوفرستی، ۱۳۸۲). در این مطالعه از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته  $ADF^4$  و آزمون فیلیپس پرون  $PP^5$  برای تعیین درجه انباشتگی متغیرهای تحت بررسی استفاده می کنیم. نگاره (۲) و (۳) نتایج آزمون های ریشه واحد را برای متغیرهای مورد بررسی به تفکیک برای شرکت های فاقد حساب ذاتی و دارای حساب ذاتی نشان می دهد.

نگاره (۲): آزمون های ریشه واحد در شرکت های فاقد حساب ذاتی

متغیر	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) با عرض از مبدا و بدون روند در سطح ۵٪			آزمون فیلیپس پرون (PP) با عرض از مبدا و بدون روند در سطح ۵٪		
	آماره t	سطح بحرانی	مرتبه تفاضل	آماره t	سطح بحرانی	مرتبه تفاضل
$p_t$	-۴٫۸۵۱	-۲٫۳۱	I(1)	-۳٫۳۵۲	-۲٫۱۸	I(1)
$e_t$	-۵٫۶۸۹	-۲٫۷۵۳	I(1)	-۲۸۱٫۶۵۰	-۳٫۸۵۲	I(1)
$w_t$	-۶٫۲۵۲	-۳٫۴۲۳	I(1)	-۱۲٫۶۲۳	-۲٫۸۵	I(1)

توضیحات: در آزمون های فوق، آماره های آزمون برآوردی با علامتهای \* در سطح ۹۵ درصد بر اساس مقادیر بحرانی مک کینون معنی دار می باشند ۲٫۹۶- می باشند. در آزمونهای فوق، فرضیه صفر عبارت است از: سری دارای ریشه واحد است.

نگاره (۳) آزمون های ریشه واحد در شرکت های دارای حساب ذاتی

متغیر	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) با عرض از مبدا و بدون روند در سطح ۵٪			آزمون فیلیپس پرون (PP) با عرض از مبدا و بدون روند در سطح ۵٪		
	آماره t	سطح بحرانی	تفاضل اول	آماره t	سطح بحرانی	تفاضل اول
$p_t$	-۳٫۱۲۳	-۲٫۹۶	I(1)	-۳٫۵۸۱	-۳٫۵۴۲	I(1)
$e_t$	-۵٫۶۸۹	-۲٫۹۶۳	I(1)	-۲۸۲٫۷۵۱	-۲٫۱۵۶	I(1)
$w_t$	-۶٫۳۸۱	-۲٫۵۶۹	I(1)	-۱۲٫۵۳۹	-۲٫۸۹۱	I(1)

**توضیحات:** در آزمون های فوق، آماره های آزمون برآوردی با علامت های\* در سطح ۹۵ درصد بر اساس مقادیر بحرانی مک کینون معنی دار می باشند که ۲,۹۶- می باشند. در آزمونهای فوق، فرضیه صفر عبارت است از: سری دارای ریشه واحد است.

نتایج آزمون های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیس پرون حاکی از ناپایا یا  $I(1)$  بودن همه متغیرهای تحت بررسی بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> و فیلیس پرون<sup>۲</sup> هم در شرکت های دارای حساب ذاتی و هم در شرکت های فاقد حساب ذاتی می باشد. البته تفاضل مرتبه اول این متغیرها پایا می باشد. هنگامی که متغیرهای الگو هم انباشته از درجه یک یا  $I(1)$  هستند اگر بتوان به ترکیب خطی از آنها دست یافت که پایا باشند؛ در این صورت، متغیرهای الگو هم انباشته هستند. هم انباشتگی محدودیتی روی فرم خلاصه شده یا نمایش  $VAR$ <sup>۳</sup> در توزیع مشترک متغیرهاست. در ادامه، روابط بلندمدت و کوتاه مدت را برای الگوی مورد نظر برآورد و تحلیل می کنیم.

#### برآورد روابط بلندمدت و کوتاه مدت

##### تعیین طول وقفه بهینه

در این بخش تلاش خواهیم نمود رابطه بین سود هر سهم ( $e_t$ )، متغیر کنترل ترکیبی بازده آتی ( $w_t$ ) و قیمت سهام ( $P_t$ ) را در کوتاه مدت و بلندمدت تحلیل کنیم. در این تحقیق از روش حداکثر درستنمایی جوهانسن (۱۹۸۸) برای انجام تحلیل های هم انباشتگی استفاده می شود. تحلیل هم انباشتگی بر اساس رویکرد جوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه ( $P$ ) در الگوی خودرگرسیون برداری است. برای این منظور از معیار اطلاعات آکائیک<sup>۴</sup> ( $AIC$ )، معیار شوارتز<sup>۵</sup> ( $SBC$ )، معیار هنان- کوئین<sup>۶</sup> ( $HQ$ )، معیار خطای پیش بینی نهایی<sup>۷</sup> ( $FPE$ ) و آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده<sup>۸</sup> ( $LR$ ) استفاده می کنیم. نتایج حاصله برای بردار متغیرهای مذکور در شرکت های فاقد حساب ذاتی و دارای حساب ذاتی در نگاره (۴) نشان داده شده است.

1. Augmented Dicky and Fuller
2. Phillips & Peron
3. Vector Auto Regression
4. Akaike Information Criterion
5. Schwarz Information Criterion
6. Hannan-Quinn Information Criterion
7. Final Prediction Error
8. Sequential modified LR test statistic



نگاره (۴) تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی خودرگرسیون برداری

تعیین تعداد وقفه بهینه در شرکت های فاقد حساب ذاتی						
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	معیار طول وقفه
۱۳,۳۲۳۱۷	۱۳,۶۲۲۲۷	۱۳,۳۴۸۹۶	۴۹,۶۱۵۲۳	NA	-۱۶۹,۷۱۳۴	۰
۷,۸۹۸,۰۶۹	۸,۶۲۳۵۱۴	۷,۴۳۶۲۲۵	۱,۰۹۸۶۵۳	۱۲۳,۳۵۶۲	-۱۱۱,۳۲۹۴	۱
۷,۵۲۹۱۴۷	۸,۲۱۴۵۴۹	۷,۶۱۲۴۹۶	۰,۸۶۲۳۱۴	*۱۹,۱۲۳۲۳	-۸۹,۲۵۱۷۴	۲
۷,۷۵۱۶۴۹	۸,۳۶۹۸۵۶	۷,۲۳۶۱۹۰	۰,۷۳۵۸۹۱	۱۴,۰۷۵۸۱	-۸۱,۳۴۲۰۷	۳
*۷,۴۰۶۸۴۳	*۸,۰۹۴۴۷۰	*۶,۷۱۵۲۷۷	*۰,۵۷۴۸۹۲	۱۲,۸۰۸۵۶	-۷۳,۴۵۴۰۷	۴
تعیین تعداد وقفه بهینه در شرکت های دارای حساب ذاتی						
۱۵,۷۱۲۵۸	۱۵,۹۲۶۶۵	۱۴,۷۸۳۹۲	۵۲۸,۶۷۵۶	NA	-۱۹۸,۳۲۵۴	۰
*۱۱,۲۶۴۴۷	۱۲,۹۶۳۵۱	۱۲,۱۵۱۹۲	۵۶,۴۲۲۳۲	۹,۲۵۶۲۵۳	-۱۶۱,۱۱۲۳	۱
۱۳,۵۶۹۶۱	۱۲,۳۱۲۳۱	۱۲,۳۴۴۱۶	۴۷,۶۰۸۳۳	۸,۳۲۶۵۸۹	-۱۵۵,۸۱۸۳	۲
۱۳,۵۷۴۱۲	۱۶,۴۱۷۰۲	۱۲,۳۱۵۶۴	۴۱,۴۶۳۵۷	۱۳,۶۵۲۴۶	-۱۴۵,۸۵۴۱	۳
۱۳,۸۰۰۸۱	*۱۱,۱۲۳۶۴	*۱۲,۱۳۹۶۶	*۳۰,۲۱۳۲۶	*۶۹,۵۹۶۳۷	-۱۳۸,۴۱۹۰	۴

\* طول وقفه بهینه انتخاب شده به وسیله معیار مورد نظر را نشان می‌دهد.

همان طور که ملاحظه می‌شود در شرکت های فاقد حساب تمامی معیارها بجز آزمون نسبت درستنمایی طول وقفه بهینه را ۴ تعیین می‌کنند و در شرکت های دارای حساب ذاتی بجز معیار همان کویین طول وقفه بهینه چهار را نشان می‌دهد. با توجه به این که داده‌ها از نوع فصلی می‌باشند، وقفه بهینه به طور معمول ۴ در نظر گرفته می‌شوند. در این میان، برای تعیین طول وقفه بهینه، باید توجه داشت که مدل  $VAR$  بر پایه این فرض که اجزاء اخلاص موجود در مدل، همبستگی سریالی ندارند بنا شده است. بنابراین اهمیت دارد مرتبه تأخیر  $P$  در مدل  $VAR$  مورد نظر به طور مقتضی انتخاب شود. بنا به توضیحات فوق، طول وقفه بهینه را ۴ در نظر می‌گیریم.

آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون-جولیوس<sup>۱</sup>

نتایج آزمون های هم‌انباشتگی برای تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت (ابعاد فضای هم‌انباشتگی) نیز در نگاره های (۵) و (۶) به ترتیب برای شرکت های فاقد حساب ذاتی و

1. Johansen & Juselius test

دارای حباب ذاتی ارائه شده است. برای این منظور، از آماره‌های "تریس"<sup>۱</sup> و "حداکثر مقدار ویژه"<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. همان طور که در جدول (۵) در شرکت‌های فاقد حباب ذاتی نشان می‌دهد، هر دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و تریس دلالت بر وجود تنها یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو در سه حالت اول یعنی بدون عرض از مبدا بدون روند، با عرض از مبدا بدون روند، با عرض از مبدا بدون روند زمانی دارد. اما آماره‌های آزمون تریس و حداکثر مقادیر ویژه در حالت با عرض از مبدا و با روند و آزمون حداکثر مقادیر ویژه در حالت با عرض از مبدا و با روند دو رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای الگو وجود دارد.

نگاره (۵) تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی در شرکت‌های فاقد حباب ذاتی

تعداد روابط هم‌انباشته انتخاب شده به وسیله مدل (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) *					
روند زمانی:	ندارد	ندارد	خطی	خطی	درجه دوم
بدون عرض از مبدا	۱	۱	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا
از مبدا	۱	۱	مبدأ غیر مقید	مبدأ غیر مقید	با روند زمانی غیر مقید
بدون روند	۱	۱	بدون روند	با روند مقید	مقید
تریس	۱	۱	۱	۱	۲
حداکثر مقدار ویژه	۱	۱	۱	۲	۲

\* مقادیر بحرانی بر پایه مک‌کینون، هاگ و میشلیس (۱۹۹۹) می‌باشد.

همچنین با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی در شرکتهای دارای حباب ذاتی در نگاره (۶) می‌توان گفت که متغیرهای مورد استفاده در مدل می‌توانند رابطه تعادلی بلند مدت با یکدیگر داشته باشند و هرچند خود این سری‌ها دارای روندی تصادفی (ناپایا) هستند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای تفاضل بین آنها با ثبات و پایا است و به بیان دیگر یعنی یک رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد که سیستم اقتصادی مورد نظر در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. نتایج حاصل از آماره تریس و حداکثر مقادیر ویژه، نشان‌گر این امر است که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در

1. Trace
2. Maximum Eigen Value

سطح ۹۵٪ بیشتر و فرض صفر رد شده است. بنابراین وجود سه بردار هم جمعی در حالت بدون عرض از مبدا غیر مقید و با روند مقید تایید می شود.

نگاره (۶) تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته بین متغیرهای مورد بررسی در شرکت های دارای حساب ذاتی

تعداد روابط هم‌انباشته انتخاب شده به وسیله مدل (در سطح معنی داری ۵ درصد <sup>*</sup> )					
روند زمانی:	ندارد	ندارد	خطی	خطی	درجه دوم
بدون عرض از مبدا	بدون عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا
بدون روند	بدون روند	بدون روند	مبدأ مقید	مبدأ غیر مقید	با روند زمانی غیر مقید
تريس	۱	۱	۲	۱	۱
حداکثر مقدار ویژه	۰	۱	۱	۱	۱

<sup>\*</sup>مقادیر بحرانی بر پایه مک‌کینون، هاگ و میشلیس (۱۹۹۹) می باشد.

### مدل تصحیح خطای برداری<sup>۱</sup>

البته باید توجه داشت که اگر چه تفسیر بردار به دست آمده، اطلاعات مفیدی را در خصوص تعامل بلندمدت میان متغیرهای مورد نظر ارائه می کند اما بدون اطلاعات بیشتر، هنوز مشخص نیست که آیا تفسیر رابطه مذکور به عنوان رابطه بلندمدت متغیرهای موجود صحیح بوده است یا خیر. در حقیقت، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی به تنهایی اطلاعاتی در خصوص روابط علی بلندمدت میان این متغیرها به دست نمی دهد. در این میان، نیروهای رانش بلندمدت در هر بردار هم‌انباشته کننده، تفسیر صحیح آن را بر اساس تئوری های اقتصادی مشخص می سازد. به بیان دیگر، تعیین متغیرهای پیشرو در حرکت بلندمدت دستگاه، موکول به آزمون های برونزایی بر اساس اندازه و اهمیت آماری ضرایب بازخور *ECM* است. بنابراین تلاش خواهیم نمود با بررسی علامت، اندازه و اهمیت آماری (معنی داری) ضرایب بازخور *ECM*، صحت انتخاب رابطه بلندمدت مذکور را به عنوان رابطه بلندمدت میان متغیرها را مورد آزمون قرار دهیم.

نگاره (۷) برای شرکت های فاقد حساب ذاتی نشان می دهد که تخمین معادله تصحیح خطا در شرکتهای فاقد حساب ذاتی با متغیرهای درون زایی مدل اصلی هماهنگی دارد. این

معادله به نظرش می رسد که از لحاظ منطقی تا حدود زیادی مناسب باشد. توجه داشته باشید که مقدار آماره  $R^2$  تعدیل شده مربوط به واریانس تفاضل های متغیرهای درون زا می باشد، که توسط رگرسیون ها توضیح داده می شوند. تمام رگرورها حداقل تا دو دوره تأخیر لحاظ شده اند.

ملاحظه می شود که معادله تصحیح خطای برداری برای قیمت در حدود ۷۰ درصد واریانس کل را در معادله قیمت، معادله سود هر سهم ۷۵ درصد واریانس کل را در معادله سود هر سهم و همچنین معادله بازده آتی ۶۵ درصد واریانس کل را در معادله بازده آتی را توضیح می دهد.

از جدول فوق می توان مشاهده نمود که متغیرهای  $\Delta P$ ،  $\Delta E$  نسبت به عدم تعادلهای دستگاه تعدیل شده و ضرایب جملات تصحیح خطای  $ecm(P - P^*)$  در معادلات مذکور کاملاً معنی دار است.  $\Delta W$  نیز با ضریب معنی داری نزدیک ۲ نیز می توان گفت که تقریباً معنی دار می باشد. بنابراین معنی دار بودن این ضرایب به این معنی است که متغیر وابسته مورد نظر، در دستگاه  $VECM$  درونزا بوده و از طرف دیگر، حاکی از آن است که یک رابطه علیت بلندمدت از سمت متغیرهای الگو شده به متغیر وابسته وجود دارد.

همچنین، همان طور که از این جدول ملاحظه می گردد، ضریب جمله تصحیح خطای  $ecm(P - P^*)$  در معادله  $\Delta P$  برابر با  $-۰/۴۵$  برآورد شده است که به لحاظ آماری کاملاً معنی دار بوده و علامت آن نیز منطبق بر انتظارات تئوریک، منفی می باشد. بنابراین، اگر بردار بلندمدت به دست آمده را به عنوان بردار قیمت تفسیر کنیم، قیمت ها نسبت به عدم تعادل مربوطه یعنی  $ecm(P - P^*)$  به مرور تعدیل شده و در هر دوره ۴۵ درصد از عدم تعادل موجود از مسیر بلندمدت قیمت ها توسط خود متغیر تصحیح می شود. در این میان، بازده آتی نسبت به عدم تعادل قیمت ها با ضریب  $۰/۰۲$  در هر دوره تعدیل می شود اما عدم تعادل موجود در قیمت ها را افزایش می دهد. از طرف دیگر، ضریب جمله تصحیح خطای  $ecm(P - P^*)$  در معادله  $\Delta E$  برابر با  $-۰,۰۱۸$  بوده و از لحاظ آماری کاملاً معنی دار می باشد. این علامت نیز منطبق بر انتظارات تئوریک، منفی است. این نشان می دهد که سود هر سهم نسبت به عدم تعادل مربوطه یعنی  $ecm(P - P^*)$  با میزان خیلی کمی تعدیل شده و در هر دوره  $۰,۰۱۸$  درصد از عدم تعادل موجود از مسیر بلندمدت سطح سود هر سهم را تصحیح می نماید. بنابراین می توان گفت که قیمت در بلند

مدت عدم تعادلش بیشتر توسط خود متغیر تعدیل خواهد شد که در هر دوره به میزان ۳۱ درصد از عدم تعادل را تصحیح خواهد کرد.

نگاره (۷) مدل تصحیح خطاهای برداری (ECM) در شرکت های فاقد حباب ذاتی

الف) بردار هم انباشته کننده مقید سطح عمومی قیمتها			
	Price	E	WI
coinE1	۱,۰۰۰	۳,۱۱۶۷۹	-۷,۵۹۳۶۸
		[۲,۲۷۸۸۶]	[-۳,۰۷۵۱]
ب) ضرایب تعدیل بردار هم انباشته کننده قیمت			
	$\Delta Price$	$\Delta E$	$\Delta WI$
Ecm (Pric- Pric*)-1	-۰,۴۵۱۳۹۲	-۰,۰۱۸۱۶۹	۰,۰۰۱۹۲۲۹
	[-۳,۳۰۵۷۹]	[-۲,۲۳۴۶۴]	[۱,۵۳۲۵۴]
R-squared	۰,۷۱	۰,۷۵	۰,۶۵

نگاره (۸) برای شرکتهای دارای حباب ذاتی نشان می دهد که تخمین معادله تصحیح خطا در شرکتهای فاقد حباب ذاتی با متغیرهای درون زایی مدل اصلی هماهنگی دارد. این معادله به نظرش می رسد که از لحاظ منطقی تا حدود زیادی مناسب باشد. تمام رگرسورها حداقل تا دو دوره تأخیر لحاظ شده اند.

ملاحظه می شود که معادله تصحیح خطای برداری برای قیمت در حدود ۵۷ درصد واریانس کل را در معادله قیمت، معادله سود هر سهم ۷۵ درصد واریانس کل را در معادله سود هر سهم و همچنین معادله بازده آتی ۷۸ درصد واریانس کل را در معادله بازده آتی را توضیح می دهد.

از جدول فوق می توان مشاهده نمود که متغیرهای  $\Delta E$  نسبت به عدم تعادلهای دستگانه تعدیل شده و ضرایب جملات تصحیح خطای  $ecm(P - P^*)$  در معادلات مذکور در سود هر سهم کاملاً معنی دار است اما  $\Delta W$  و  $\Delta P$  خیلی معنی دار نمی باشد. این ضرایب به این معنی است که متغیر وابسته مورد نظر، در دستگانه  $VECM$  از درونزایی زیادی برخوردار نمی باشد.

همچنین، همان طور که از این جدول ملاحظه می گردد، ضریب جمله تصحیح خطای  $ecm(P - P^*)$  در معادله  $\Delta E$  برابر با  $-۰,۲۰۳۹$  برآورد شده است که به لحاظ آماری کاملاً معنی دار بوده و علامت آن نیز منطبق بر انتظارات تئوریک، منفی می باشد. بنابراین، اگر بردار بلندمدت به دست آمده را به عنوان بردار قیمت تفسیر کنیم، قیمت ها نسبت به

عدم تعادل مربوطه یعنی  $ecm(P - P^*)$  به با سرعت بسیار کمی مرور تعدیل شده و در هر دوره ۲۰۳۹، درصد از عدم تعادل موجود از مسیر بلندمدت قیمت ها توسط سود هر سهم تصحیح می شود.

نگاره (۸) مدل تصحیح خطاهای برداری (ECM) در شرکتهای دارای حساب ذاتی

الف) بردار هم انباشته کننده مقید سطح عمومی قیمتها			
	Pric	E	WI
coinE1	۱,۰۰۰	۲۱۴.۱ ]۴۴۵۸.۱[	۰.۲۵.۳۰- ]۶۵۴۹.۶[-
ب) ضرایب تعدیل بردار هم انباشته کننده قیمت			
	$\Delta Pric$	$\Delta E$	$\Delta WI$
Ecm (Pric- Pric*)-1	۰.۷۵۹۶.۰- ]۵۹۲۵.۰[-	۲۰.۳۹ .۰- ]۶۹۳۱.۲[-	۰.۱۲۳۶.۰ ]۷۵۴۶.۰[-
R-squared	۵۷.۰	۷۵.۰	۷۸.۰

### آزمون های علیت گرنجری<sup>۱</sup>

یکی از نتایجی که از تحلیل های هم انباشتگی در مدل VAR تخمین دستگاه VECM می توان دست یافت، آزمون های علیت گرنجری می باشد. همان طور که در بخشهای قبلی نیز بیان شد، آزمون های علیت گرنجر، رابطه های علی کوتاه مدت میان متغیرهای دستگاه و یا علیت در طول دوره های تجاری را نشان می دهند. در حقیقت، این آزمون ها نشان می دهند که آیا وقفه های یک متغیر در معادله متغیر دیگر وارد می شوند یا خیر؟ بنابراین اگر  $\{Y_t\}$  نتواند عملکرد پیش بینی  $\{Z_t\}$  را بهبود بخشد، در این صورت  $\{Y_t\}$  علت گرنجری  $\{Z_t\}$  نخواهد بود. آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت متغیرهای توضیحی در دستگاه VECM از طریق آماره  $F$  یا والد برای اهمیت آماری ضرایب برآورد شده وقفه های متغیر مورد نظر نسبت به متغیر وابسته مورد آزمون قرار می گیرد.

نگاره (۱۰)، نتایج آزمون های علیت گرنجری کوتاه مدت یا علیت ادواری را بر اساس آزمون اهمیت آماری برای شرکت های فوق حساب ذاتی نشان می دهد. همان طور که ملاحظه می گردد، نوسانات قیمت توسط سود هر سهم در سطح اطمینان ۹۵ درصد علت

گرنجری قیمت‌ها در ادوار تجاری شناخته می‌شود که این ارتباط به طور عکس هم صادق می‌باشد. همچنین بنا به سوال دوم پژوهش نتایج نشان می‌دهد که، نوسانات بازده آتی توسط متغیرهای سود هر سهم و قیمت قابل پیش‌بینی بوده و متغیرهای دستگاه مورد بررسی، علت ادواری آنها محسوب می‌شوند؛ لذا این متغیرها در کوتاه‌مدت از درجه درونزایی نسبت به سایر متغیرهای دستگاه در شرکت‌های فاقد حباب ذاتی برخوردارند.

نگاره (۱۰) آزمون‌های علی کوتاه‌مدت ادواری مبتنی بر *VECM* برآورد شده در شرکت‌های فاقد حباب ذاتی

متغیرهای وابسته متغیرهای علی	$P_t$	$e_t$	$w_t$
$P_t$	---	۰/۰۱۷	۰/۰۳۱
$e_t$	۰/۰۰۱	---	۰/۰۲۲
$w_t$	۰/۰۱۸	۰/۰۵۶	---

توضیحات: اعداد داخل جدول، سطوح نهایی اعتماد *P - Value* آماره‌های کای-دو هستند.

همچنین همان‌طور که در نگاره (۱۱) نتایج آزمون‌های علیت گرنجری کوتاه‌مدت یا علیت ادواری را بر اساس آزمون اهمیت آماری در شرکت‌های دارای حباب ذاتی ارائه شده است، نشان می‌دهد که از میان روابط فوق تنها متغیر قیمت در سطح اطمینان ۹۵ درصد علت گرنجری بازده آتی در ادوار تجاری شناخته می‌شود. نوسانات بازده آتی توسط سود هر سهم و همچنین نوسانات سود هر سهم و قیمت توسط هیچ‌یک از متغیرهای دیگر قابل پیش‌بینی نبوده و متغیرهای دستگاه مورد بررسی، علت ادواری آنها محسوب نمی‌شوند؛ بنابراین این متغیرها در کوتاه‌مدت از درجه برونزایی بالایی نسبت به سایر متغیرهای دستگاه برخوردارند.

نگاره (۱۱) آزمونهای علی کوتاهمدت ادواری مبتنی بر *VECM* برآورد شده در شرکتهای دارای

حباب ذاتی

متغیرهای وابسته متغیرهای علی	$P_t$	$e_t$	$w_t$
$P_t$	---	۰/۳۲۶	۰/۰۰۳
$e_t$	۰/۶۱۲	---	۰/۰۷۱
$w_t$	۰/۰۷۸	۰/۱۶۵	---

توضیحات: اعداد داخل جدول، سطوح نهایی اعتماد *P-Value* آماره های کای-دو هستند.

### نتیجه گیری و پیشنهاد

در این پژوهش ابتدا به بررسی وجود یا عدم وجود حباب ذاتی عقلایی ناشی از تغییرات در عوامل بنیادی همچون سود تقسیمی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ پرداخته شد. برای رسیدن به این هدف، مدل حباب ذاتی عقلایی که اولین بار توسط فوروت و آفسلند (۱۹۹۱) مطرح شده بود، مورد آزمون قرار گرفت. بنابراین، داده های سری زمانی قیمت سهام و سود تقسیمی به صورت فصلی برای ۶۵ شرکت که در این دوره زمانی دارای شرایط لازم بودند، جمع آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون نشان می دهد که تعداد ۱۵ شرکت از ۶۵ شرکت با داشتن ضریب  $c > 0$ ;  $\lambda > 1$  دارای سطح معنی داری کمتر از ۰,۰۵ بوده که این نشان دهنده وجود حباب های ذاتی عقلایی و اثبات وجود رابطه غیر خطی بین سود تقسیمی و قیمت سهام می باشد. همچنین در بررسی رابطه سود هر سهم و بازده آتی با توجه به وجود و عدم وجود حباب های ذاتی عقلایی، نتایج نشان می دهد که زمانی که شرکت فاقد حباب ذاتی می باشد، سود هر سهم دارای قدرت پیش بینی بازده آتی است در حالی که این نتیجه در شرکت های دارای حباب ذاتی بر قرار نمی باشد که این نتیجه با تحقیقات چنگ و همکارانش (۲۰۰۹) و جیراسکولج (۲۰۰۷) مطابقت دارد با توجه به نتایج پژوهش مبنی بر وجود رابطه غیر خطی بین قیمت و سود تقسیمی و واکنش دو چندان قیمت ناشی از عوامل بنیادی چون سود تقسیمی، به مدیران توصیه می شود به سیاست های تقسیم سود شرکتها در هنگام سرمایه گذاری توجه نمایند، در واقع این امر می تواند به عنوان یک راهنمای مناسب مدیران در اتخاذ تصمیمات سیاستهای تقسیم سود عمل نماید،



زیرا سیاستهای سیستم تقسیم سود هر سهم تا اندازه زیادی می تواند بر تصمیمات سرمایه-گذاران آنها تاثیر گذار باشد و بدین وسیله تشخیص این امر و اعمال کنترل های لازم توسط سیاست گذاران اقتصادی و اتخاذ سیاست های حمایتی توسط مقامات سیاست گذار و تشکیل سبد سهام بوسیله سهامدار می تواند از ضرر و زیان بیشتر و عواقب بعدی و ناگوار ناشی از انفجار آن و شدت افت بازار تعدیل کرد. همچنین قابلیت پیش بینی بازده آتی توسط سود هر سهم در شرکتهای فاقد حباب ذاتی در کوتاه مدت در مدل نهایی به تحلیل گران و همه فعالان بازار سرمایه توصیه می شود درآمد هر سهم را در تصمیمات سرمایه گذاری جهت گزینش سهام پر بازده لحاظ کنند. از این رو سرمایه گذاران می توانند با ایجاد پل ارتباطی بین بازده سهام و سایر اطلاعات حسابداری تا حدودی به پیش بینی بازده سهام بپردازند. چون این متغیرها در صورت های مالی شرکت ها و به طور کلی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار برای نشان دادن وضعیت مالی، بازیگری فعال، کسب سودآوری خود از عوامل مهم به شمار می آیند. از آنجایی که بازار سرمایه در ایران از نظر کارایی اطلاعاتی، ضعیف محسوب می شود. بدین وسیله بازار به سمت کارایی بیشتر و تخصیص بهینه سرمایه سرمایه گذاران و کسب بازده هدایت خواهد شد.

## منابع

- احمدی، بهزاد، (۱۳۸۲)، بررسی رابطه بین سود تقسیمی با بازده سهام در شرکت های بورس اوراق بهادار، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- اسدی، غلامحسین، حمیدی زاده، محمدرضا، سلطانی، اصغر، (۱۳۸۵)، بررسی حساب های قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران بر حسب اندازه شرکت و نوع صنعت، مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۱۴، صص ۳۹-۷۲.
- دوستار، محمد؛ اکبری، محسن، (۱۳۹۲)، نگارش تحقیق علمی (طرح تحقیق، پایان نامه، مقاله و جلسه دفاعیه)، رشت، انتشارات دهسرا
- جهانگیری راد، مصطفی، مرفوع، محمد، سلیمی، محمدجواد (۱۳۹۳) بررسی رفتار گروهی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال یازدهم، شماره ۴۲، صص ۱۴۱-۱۵۸.
- حسین پور، یعقوب، (۱۳۸۹)، بررسی مقایسه ای کاهش خطای پیش بینی بین EPS و DPS در ارتباط با بازده سهام شرکتها، مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، شماره دوم، صص ۲۳-۴۲.
- صالح آبادی، علی، دلیریان، هادی (۱۳۸۹)، بررسی حساب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۹، سال سوم، صص ۶۱-۷۵
- مسجد موسوی، میر سجاد، قیطاسی، روح الله (۱۳۹۰) بررسی رابطه سودآوری و بازده با توجه به چرخه عمر و اندازه شرکت، دانشکده علوم اقتصادی تهران.
- واعظ، محمد، ترکی، محمد، (۱۳۸۷)، حساب قیمت ها و بازار سرمایه در ایران، مجله علمی پژوهشی دانشگاه اصفهان (علوم انسانی)، جلد ۳۱، شماره ۳، صص ۱۹۵-۲۰۷.
- Ang, A., Bekaert, G., (2007) Stock return predictability: Is it there?, *Review of Financial Studies*, vol 20, 651-707.
- Campbell, J.Y., Shiller, R.J. (1988), Stock prices, earnings and expected dividends, *Journal of Finance* vol 43, pp661-676.
- Chen, A., Cheng, L., Cheng, K., (2009), Intrinsic bubbles and Granger causality in the S&P 500: Evidence from long-term data, *Journal of Banking & Finance*, 33.
- Froot K. A and Obstfeld M., ( 1991), Intrinsic Bubbles: the Case of Stock Prices, *The American Economic Review*, Vol.81 No .5 , December.
- Jirasakuldech, B., Emekter, R., Rao, P.R., (2008), Do Thai stock prices deviate from fundamental values?, *Pacific-Basin Finance Journal*, vol 16, pp 298-315.

- Kousenidis, D.V., (2005), Earnings-returns relation in Greece: some evidence on the size effect and on the life-cycle hypothesis, *Managerial Finance*, vol 31, No 2, pp 24-54.
- Kothari, S.P., (2001) , Capital markets research in accounting, *Journal of Accounting and Economics*, vol 31, 105-231.
- Lamont, O.(1988), Earnings and Expected returns, *Journal of Finance*, vol 53, pp 1563-1587
- LeRoy SH, Porter RD ( 1981). The present-value relation: tests based on implied variance bounds. *Econometrica*, vol 49, pp555-574
- Martin L., Kayo K., Kimura H., Nakamura T., (2004), Identification of Rational Speculative Bubbles in IBOVESPA (after the Real Plan) using Markov Switching Regimes, *Economia, Selecta, Bras'ilia*(DF), vol.5, No.3, pp.215-245
- Ma, Y and Kanas, A., (2004 ), Intrinsic Bubbles Revisited: Evidence from Nonlinear Cointegration and Forecasting., *Journal of Forecasting*, vol. 23, pp.237-250.
- Naoui, K (2011), Intrinsic Bubbles in the American Stock Exchange: The case of the S&P 500 Index, *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 3, No. 1.
- Shiller, R.J. (1981), Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?”, *American Economic Review* ,vol 71, pp 421-636
- Wilson, G.P. (1987). Competitive Manuscript Award: The Incremental Information Content of the Accrual and Funds Components of Earnings after Controlling for Earnings, *Accounting Review*, pp 293-322.