Explaining Accrual Anomaly Using Multi-factor Pricing Model in Tehran Stock Exchange

Meysam Arabzadeh
Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: Arabzadeh62@yahoo.com

Daruosh Foroghi
*Corresponding author, Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: foroghi@ase.ui.ac.ir

Hadi Amiri
Assistant Prof., Department of Economic, Faculty of Administrative and Economic, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: h.amiri@ase.ui.ac.ir

Archive of SID

Abstract

Objective: The main objective of this research is to explain the accrual anomaly using accruals factor (CMA) and accrual-based factor-mimicking portfolios as well as checking whether accrual anomaly is risk-based or mispricing. According to rational frictionless asset pricing model, the ability of accruals to predict returns should come from the loadings on this accrual factor loading that predicts returns.

Methods: In this research, to test the hypotheses of time series regression and also, the four-factor pricing model is used to analyze accrual anomaly.

Results: Our tests showed that it is the accrual characteristic rather than the accrual factor loading that predicts returns. These results indicated that investors evaluate the accrual characteristic in an incorrect manner and cause doubts on the rational risk explanation

Conclusion: We can conclude that there is a relationship between accruals and returns, and this comovement is attributed to mispricing of investors**.** In other words, accrual anomaly results from mispricing.

Keywords: Accrual factor, Accrual characteristic, Behavior finance, Limited attention of investor, Mispricing.

Citation: Arabzadeh, M., Foroghi, D., Amiri, H. (2018). Explaining Accrual Anomaly Using Multi-factor Pricing Model in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 20(3), 305-326. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2018, Vol. 20, No.3, pp. 305-326
DOI: 10.22059/frj.2018.261339.1006690
Received: January 08, 2018; Accepted: June 15, 2018
© Faculty of Management, University of Tehran

www.SID.ir

تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از مدل قیمت‌گذاری چند عاملی در بورس اوراق بهادار تهران

میثم عرب‌زاده
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: Arabzadeh62@yahoo.com

داریوش فروغی
* نویسنده مسئول، دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: foroghi@ase.ui.ac.ir

هادی امیری
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: h.amiri@ase.ui.ac.ir

چکیده

هدف: هدف اصلی از اجرای این پژوهش، تحلیل ناهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از عامل اقلام تعهدی (CMA) و پرتفوی‌های ساختگی عاملی مبتنی بر اقلام تعهدی است. همچنین در این پژوهش بررسی می‌شود که ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از ریسک است یا از قیمت‌گذاری نادرست نشئت می‌گیرد. بر اساس تئوری‌های پشتوانه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های منطقی، توانایی اقلام تعهدی در پیش‌بینی بازده باید برگرفته از ضرایب پرتفوی‌های ساختگی عاملی مبتنی بر اقلام تعهدی باشد، نه ویژگی اقلام تعهدی.

روش: در این پژوهش فرضیه‌ها به‌کمک رگرسیون سری زمانی آزمون شده‌اند و برای تحلیل ناهنجاری اقلام تعهدی از مدل قیمت‌گذاری چهار عاملی هیرشلیفر استفاده شده است.

یافته‌ها: بر اساس نتیجه آزمون‌های انجام شده، ویژگی اقلام تعهدی به جای ضریب عامل اقلام تعهدی، بازده را پیش‌بینی می‌کند. این نتایج نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران ویژگی اقلام تعهدی را به‌طور نادرست ارزیابی می‌کنند و سبب می‌شوند تفسیر ریسک منطقی با تردید مواجه شود.

نتیجه‌گیری: بین اقلام تعهدی و بازده سهام همگرایی وجود دارد و این همگرایی به قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاران نسبت داده می‌شود. به بیان دیگر، ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از قیمت‌گذاری نادرست است.

کلیدواژه‌ها: عامل اقلام تعهدی، مالیه رفتاری، ویژگی اقلام تعهدی، توجه محدود سرمایه‌گذار، قیمت‌گذاری نادرست.

استناد: عرب‌زاده، میثم؛ فروغی، داریوش؛ امیری،هادی (۱۳۹۷). تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از مدل قیمت‌گذاری چند عاملی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۲۰(۳)، ۳۰۵ – ۳۲۶.

فصلنامه تحقیقات مالی، ۱۳۹۷، دوره ۲۰، شماره ۳، صص. ۳۰۵ – ۳۲۶
DOI: 10.22059/frj.2018.261339.1006690
دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۸، پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۲۵
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

توسعه بازارهای سرمایه یکی از اصلی‌ترین اهداف هر کشوری است. همچنین شناسایی و به‌کارگیری عواملی که کارایی این بازارها را افزایش می‌دهند، گام مهمی در جهت توسعه این بازارها و افزایش رونق اقتصادی محسوب می‌شود. هرچه بازارهای سرمایه کاراتر باشند و سرمایه‌گذاران بهتر بتوانند ارزش‌های واقعی را تعیین کنند، سرمایه‌های بیشتری به سمت این بازارها جذب می‌شود. سرمایه‌گذاران به کسب سود بیشتر و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود علاقه‌مندند. طی سال‌های گذشته، محققان تلاش کرده‌اند عواملی را شناسایی کنند که می‌توانند تغییرات عمده بازده سهام را توضیح دهند. هدف شناسایی عواملی است که هم متوسط بازده سهام را برای هر دوره زمانی تبیین کند و هم تغییرات در متوسط بازده سهام را طی زمان توضیح دهد. متغیرهایی مانند بازار، اندازه یا ارزش دفتری به ارزش بازار، عواملی هستند که تغییرات همگام (هم‌جهت و مشترک) بازده سهام گروهی از شرکت‌ها را توضیح می‌دهند. پس از معرفی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] در خصوص ارزیابی سرمایه‌گذاری‌ها، پژوهشگرانی نظیر بال[2] (۱۹۷۸)، استاتمن[3] (۱۹۸۰)، بانز[4] (۱۹۸۰)، رزنبرگ، راید و لنستین[5] (۱۹۸۵) و اسلوان[6] (۱۹۹۶)، در مطالعات خود به ارتباط بین متغیرهایی نظیر نسبت قیمت به سود، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اقلام تعهدی با بازده سهام پی بردند. این موارد در ادبیات معاصر تحت ناهنجاری‌های بازار[7] بررسی شده‌اند. ناهنجاری‌های بازار، نتیجه پژوهش‌های تجربی‌ای هستند که با تئوری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها ناسازگارند. این ناهنجاری‌ها، نشان‌دهنده ناکارآمدی بازار یا نارسایی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌هاست (زاچ[8]، ۲۰۰۳). از جمله ناهنجاری‌های بازار سرمایه، رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام است که اسلوان (۱۹۹۶) آن را با عنوان ناهنجاری اقلام تعهدی مطرح کرده است. مطالعه وی نشان داد که پرتفوی شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های آتی پایینی کسب خواهند کرد. زای[9] (۲۰۰۱)، زاچ (۲۰۰۳) و فدیک، سینگر و سوگیانیس[10] (۲۰۱۱) که به بررسی علت ناهنجاری اقلام تعهدی پرداخته‌اند، به قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی توسط سرمایه‌گذاران اشاره کرده‌اند. به بیان دیگر، وجود سرمایه‌گذاران بی‌تجربه و کم‌اطلاع در بازار، سبب قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار می‌شود، به نحوی که واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی، موجب می‌شود که سهام شرکت‌های با حجم متفاوت اقلام تعهدی، به‌گونه‌ای نادرست، بیشتر یا کمتر از واقع ارزش‌گذاری شود.

هدف این پژوهش، تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی از طریق مدل قیمت‌گذاری چهار عاملی هیرشلیفر (عامل CMA[11] به مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه می‌شود) با استفاده از عامل اقلام تعهدی (CMA) و پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اقلام تعهدی است. همچنین بررسی می‌شود که رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده برگرفته از ریسک است یا از قیمت‌گذاری نادرست نشئت می‌گیرد. مقاله حاضر به این ترتیب ساختاربندی شده است؛ بخش دوم به مرور پیشینه پژوهش

1. Capital asset pricing model
2. Ball
3. Stattman
4. Banz
5. Rosenberg, Reid, & Lanstein
6. Sloan
7. Market anomalies
8. Zach
9. Xie
10. Fedyk, Singer, Sougiannis
11. Conservative Minus Aggressive

Archive of SID

www.SID.ir

پرداخته شده است، بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش بیان می‌شود و در بخش پایانی به بیان نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

پیشینه نظری پژوهش

از جمله ناهنجاری‌های بازار سرمایه، ناهنجاری اقلام تعهدی است که به رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام اشاره دارد. این ناهنجاری را نخستین بار اسلوان (۱۹۹۶) مطرح کرد و به‌دنبال نتایج کار اسلوان، پژوهش‌های گوناگونی در زمینه ناهنجاری اقلام تعهدی صورت گرفت. دسته‌ای از پژوهش‌ها، ناهنجاری اقلام تعهدی را مبتنی بر ریسک تفسیر می‌کنند و دسته دیگر در تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی، قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی را دلیل ایجاد رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام می‌دانند. از این رو در ادبیات حسابداری و مالی، دو دیدگاه رفتاری[۱] و انتظارات عقلایی[۲] برای تشریح منابع و علل ناهنجاری اقلام تعهدی بیان شده است. ریچاردسون، اسلوان، سولیمن و تونا[۳] (۲۰۰۵) اقلام تعهدی را تفاوت سود تعهدی و سود نقدی تعریف کردند. طبق نظر برنارد، توماس و واهلن[۴] (۱۹۹۷) ناهنجاری اقلام تعهدی را می‌توان به دو دسته زیر طبقه‌بندی کرد:

۱. ناهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر ریسک: ارتباط متغیرهایی علاوه بر ریسک سیستماتیک نظیر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام (ناهنجاری‌های بازار سرمایه) می‌تواند به‌دلیل عدم شناسایی کامل عوامل ریسک باشد (فاما و فرنچ[۵]، ۲۰۰۸). پژوهش‌های ژانگ[۶] (۲۰۰۷) و وو، ژانگ و ژانگ[۷] (۲۰۰۹) از جمله مطالعاتی است که دیدگاه انتظارات عقلایی را عامل ایجاد رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده سهام می‌دانند.

۲. ناهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی: در نظریه‌های مالی ـ رفتاری نوین، فرض بر این است که سرمایه‌گذاران به‌صورت سیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها دچار خطا و اشتباه می‌شوند و ناهنجاری‌ها در نتیجه خطای قیمت‌گذاری به‌وجود می‌آید. بر این اساس مطالعاتی نظیر زای (۲۰۰۱)، زاچ (۲۰۰۳)، کرفت، لئون و واسلی[۸] (۲۰۰۶)، کوروین و کگنور[۹] (۲۰۰۸) و فدیک و همکاران (۲۰۱۱)، در بررسی علت ناهنجاری اقلام تعهدی، وجود سرمایه‌گذاران بی‌تجربه در بازار را دلیل قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار می‌دانند؛ به نحوی که واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی، موجب می‌شود که سهام شرکت‌های با حجم متفاوت اقلام تعهدی، به‌گونه‌ای نادرست بیشتر یا کمتر از واقع ارزش‌گذاری شود که این امر خلاف فرضیه بازار کاراست (رسوتک[۱۰]، ۲۰۱۰).

به بیان دیگر، یکی از مسائل اساسی در بازارهای سرمایه این است که آیا توجه محدود سرمایه‌گذاران[۱۱] بر تصمیم‌های

1. Behavioral view
2. Rational expectation view
3. Richardson, Sloan, Soliman, & Tuna
4. Bernard, Thomas & Wahlen
5. Fama, & French
6. Zhang
7. Wu, Zhang, Zhang
8. Kraft, Leone, and Wasley
9. Corwin, & Coughenour
10. Resutek
11. Limited attention

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌گذاران و قیمت‌های تعادلی اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد؟ نتایج یک سری از پژوهش‌های تجربی (باربر، ادین و ژنگ[1]، ۲۰۰۵؛ باربر و ادین[2]، ۲۰۰۸ و دلاویگنا و پولت[3]، ۲۰۰۹) حاکی از این است که توجه محدود سرمایه‌گذار بر قیمت اوراق بهادار و معامله سرمایه‌گذار[4] تأثیر می‌گذارد. نتایج این پژوهش‌ها در تضاد با فرضیه بازارهای کاراست؛ زیرا در بازارهای کارا تمام اطلاعات به‌صورت صحیح در قیمت‌ها منعکس می‌شود، بنابراین نتیجه پژوهش‌هایی که حاکی از تأثیر توجه محدود سرمایه‌گذار بر قیمت‌هاست، همچنان در هاله‌ای از بحث و چالش قرار دارد. یکی از روش‌های کلیدی موجود برای بررسی اثر توجه محدود سرمایه‌گذاران، پردازش اطلاعات حسابداری برای ارزش‌گذاری شرکت‌هاست. بنابراین طبیعی است که از طریق بررسی اینکه سرمایه‌گذاران، اطلاعات حسابداری مالی در دسترس را به‌طور کامل مد نظر قرار می‌دهند یا خیر، به آزمون اثر توجه محدود پرداخته شود (هرشلیفر، هو و تئو[5]، ۲۰۱۲). به‌طور خاص، سرمایه‌گذاران باید هنگام ارزش‌گذاری شرکت‌ها، بین پایداری اجزای سود ـ جزء نقدی و تعهدی ـ یعنی بین جریان‌های نقدی ناشی از عملیات و تعدیلات حسابداری (اقلام تعهدی عملیاتی) تمایز قائل شوند. از آنجا که جریان‌های نقد ناشی از عملیات، سودآوری آتی را بهتر از اقلام تعهدی پیش‌بینی می‌کنند، ناتوانی در تفکیک بین این دو جزء باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نسبت به شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا خوش‌بینانه و نسبت به شرکت‌های دارای اقلام تعهدی پایین بدبینانه عمل کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران بی‌تجربه و کم‌اطلاع[6] بر قیمت‌ها تأثیر می‌گذارند و سبب تغییر قیمت‌ها می‌شوند؛ از این رو انتظار می‌رود که به‌صورت غیرمنطقی قیمت‌ها برای شرکت‌هایی که دارای اقلام تعهدی بالایی هستند، افزایش داشته باشد و برای شرکت‌هایی که دارای اقلام تعهدی پایین هستند، کاهش یابد. در نتیجه، شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا باید بازده غیرعادی آتی پایین داشته و شرکت‌های دارای اقلام تعهدی پایین دارای بازده غیرعادی آتی بالایی باشند. مطابق با این فرضیه، تحقیقات تجربی (اسلون، ۱۹۹۶ و پینکوس، ریگوپال و ونکاتاچالم[7]، ۲۰۰۷) نشان می‌دهد شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا نسبت به شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین، بازده کمتری دارند. این الگو با عنوان ناهنجاری اقلام تعهدی شناخته می‌شود و تئوری‌های قیمت‌گذاری منطقی دارایی‌ها را با چالش اساسی مواجه می‌کند (فاما و فرنچ، ۲۰۰۸). طبق الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازارهای کارا[8]، بازده بالاتر برای شرکت‌هایی که دارای اقلام تعهدی پایین هستند، نیازمند منعکس کردن پاداش برای ریسک سیستماتیک بالاتر است. برای مثال، در مدل‌های قیمت‌گذاری چند عاملی دارایی‌ها، بازده مورد انتظار با توجه به ضریب عامل‌های صرف ریسک مختلف موجود در مدل افزایش می‌یابد. در چنین وضعیتی، چنانچه سطح اقلام تعهدی شرکت با ضرایب[9] عامل ریسک قیمت‌گذاری شده مرتبط باشد، ناهنجاری اقلام تعهدی توضیح داده می‌شود.

فاما و فرنچ (۲۰۰۸) اثر اقلام تعهدی را یکی از فراگیرترین ناهنجاری‌های بازده می‌دانند. توانایی اقلام تعهدی برای

1. Barber, Odean, & Zheng
2. Barber & Odean
3. Dellavigna, & Pollet
4. Investor trader
5. Hirshleifer, Hou, and Teoh
6. Naïve investor
7. Pincus, Rajgopal, and Venkatachalam
8. Frictionless rational asset pricing framework
9. Loadings

Archive of SID

www.SID.ir

پیش‌بینی بازده، به‌وسیله متغیرهای کنترلی موجود در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها مد نظر قرار نمی‌گیرد (اسلون ۱۹۹۶؛ تئو، ولچ و ونگ[۱]، ۱۹۹۸ الف و ب؛ هیرشلیفر و همکاران[۲]، ۲۰۰۴؛ چان، چان و لاکونیشوک[۳]، ۲۰۰۶ و الی، چن، یاو و یو[۴]، ۲۰۰۸). آنچه از شواهد برمی‌آید، متغیرهای مبتنی بر اقلام تعهدی به‌طور گسترده‌ای به‌عنوان شاخصی برای ارزش‌گذاری نادرست یا شاخصی برای تلاشی مدیران در دستکاری سود و قیمت سهام که موجب ارزش‌گذاری نادرست می‌شود، به‌کار می‌روند. تفسیر دیگر با توجه به شواهد موجود این است که بازارها کارا هستند، اما هنوز به‌صورت صحیح عامل‌های ریسک قیمت‌گذاری شده که از ناهنجاری اقلام تعهدی نشئت می‌گیرند، شناسایی نشده‌اند. در حقیقت پژوهشگران (فاما و فرنچ، ۲۰۰۸؛ خان[۵]، ۲۰۰۸، وو و همکاران، ۲۰۰۹ و لی و ژانگ[۶]، ۲۰۱۰) معتقدند که ناهنجاری اقلام تعهدی ممکن است به‌صورت جزئی یا کامل از صرف ریسک منطقی[۷] نشئت گرفته باشد. بنابراین با توجه به اهمیت اقلام تعهدی در تحلیل‌ها، این مسئله مهم است که با آزمون سیستماتیک بررسی شود که ناهنجاری اقلام تعهدی واقعاً منعکس‌کننده قیمت‌گذاری نادرست است یا می‌تواند از طریق شناسایی عوامل ریسک قیمت‌گذاری[۸] شده در بازده سهام به‌صورت صحیح‌تر مد نظر قرار گیرد.

پیشینه تجربی پژوهش

پاپاناستاسوپولوس[۹] (۲۰۱۷) به تشریح نابهنجاری اقلام تعهدی از طریق تمرکز بر رابطه بین اقلام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی سرمایه شرکت‌ها پرداخت. وی در این پژوهش نشان داد سرمایه‌گذاران اقلام تعهدی را به شیوه نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و موجب تردید نسبت به دیدگاه انتظارات عقلایی می‌شوند. اولسون و همکاران[۱۰] (۲۰۱۵) روش جدیدی را برای تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی بیان کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد ناهنجاری اقلام تعهدی واقعاً یک ناهنجاری (قیمت‌گذاری نادرست) است.

کانگ و پالمون[۱۱] (۲۰۱۵) به بررسی نقش مطبوعات مالی در کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی پرداختند. با توجه به بررسی‌های انجام شده، آنها دریافتند که مطبوعات مالی اطلاعات مفیدی برای فعالان بازار سرمایه فراهم می‌آورد و در کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی نقش حیاتی دارد. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) به ارائه مدل جدید قیمت‌گذاری دارایی پرداختند که بسط مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بود. آنها بیان کردند که این مدل، به‌دلیل شناسایی بهتر ناهنجاری‌ها و کاهش آنها، نسبت به سایر مدل‌های قیمت‌گذاری رقیب و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برتری دارد. آنها نشان دادند که به کمک این مدل، ناهنجاری‌ها بجز ناهنجاری اقلام تعهدی کاهش می‌یابند.

هرشلیفر و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی به این موضوع پرداختند که ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از ریسک است یا از قیمت‌گذاری نادرست نشئت می‌گیرد. آنها از طریق پرتفوی‌بندی شرکت‌ها و با استفاده از مدل‌های عاملی دریافتند که

1. Teoh, Welch, & Wong
2. Hirshleifer, Hou, Teoh, & Zhang
3. Chan, Chan, & Lakonishok
4. Ali, Chen, Yao, & Yu
5. Khan
6. Li, & Zhang
7. Rational risk premia
8. Priced risk factors
9. Papanastasopoulos
10. Ohlson
11. Kang, & Palmon

Archive of SID

www.SID.ir

ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از قیمت‌گذاری نادرست است؛ زیرا سرمایه‌گذاران ویژگی‌های اقلام تعهدی را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند. خان (۲۰۰۸) با توجه به آزمون مدل چهار عاملی نشان داد که بخش شایان توجهی از نوسان در میانگین بازده در شرکت‌های با بازدهی بالا و پایین، از طریق ریسک توضیح داده می‌شود و منعکس‌کننده صرف ریسک است.

عیوض لو، قهرمانی و عجم (۱۳۹۶) عملکرد مدل پنج عاملی را با استفاده از آزمون GRS ارزیابی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که با کنترل عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، کماکان مدل سه عاملی مدل مناسبی برای توضیح بازده مازاد پرتفوی‌هاست. همچنین دو عامل اضافه شده به مدل کارایی مدل را افزایش نمی‌دهد. خانی و آذرپور (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا پراکندگی بازده، توانایی تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری را دارد؟ آنها دریافتند ناهنجاری اقلام تعهدی به‌دلیل ریسک منطقی قیمت‌گذاری است و همچنین ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران، توسط پراکندگی بازده تبیین نمی‌شود. فروغی و رهروی (۱۳۹۵) در پژوهشی دریافتند که متغیرهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش، روند حرکت بازده سهام، تأمین مالی خارجی و بازده دارایی‌ها، می‌توانند سود آتی، بازده آتی و رشد در بازده آتی را در یک جهت به‌صورت معنادار پیش‌بینی کنند. این موضوع نشان می‌دهد بازدهی‌ای که به‌وسیله این متغیرها پیش‌بینی می‌شود، بازده غیرعادی نبوده و کاملاً بر فرض انتظارات عقلایی منطبق است. هاشمی، کیانی و روح‌الهی (۱۳۹۳) دو دیدگاه رفتاری و انتظارات عقلایی مرتبط با ناهنجاری اقلام تعهدی را با تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که در بورس اوراق بهادار تهران، ناهنجاری اقلام تعهدی وجود دارد. این ناهنجاری با نسبت ارزش دفتری به ارزش ذاتی ارتباط معناردار برقرار می‌کند، در نتیجه علت ایجاد ناهنجاری اقلام تعهدی، ریسک و رشد است.

دستگیر و شهرزادی (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در توضیح تغییرات بازده پرداختند و دریافتند که این عوامل می‌توانند تغییرات بازده را نشان دهند. همچنین این عوامل دو به دو با یکدیگر اثر جایگزین و مکمل دارند. حقیقت و بختیاری (۱۳۹۰) در پژوهشی در زمینه اقلام تعهدی خلاف قاعده، دریافتند که وجود اقلام تعهدی خلاف قاعده تنها در رویکرد کل اقلام تعهدی است. همچنین در رویکرد کل اقلام تعهدی، جریان‌های نقد عملیاتی، توان توضیح اقلام تعهدی غیرعادی در بازده آتی سهام را کاهش نمی‌دهد.

هدف این پژوهش تجزیه و تحلیل ناهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از مدل قیمت‌گذاری چهار عاملی هیرشلیفر و همچنین استفاده از آزمون GRS[1] است. بنابراین بر اساس مبانی نظری بیان شده، فرضیه‌هایی که در این پژوهش آزمون می‌شوند، عبارت‌اند از:

H_1: بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام همگرایی وجود دارد.

H_2: همگرایی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام نشئت گرفته از قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاران است.

1. Gibbons, Ross and Shanken

www.SID.ir

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره مطالعه این پژوهش از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ است، اما با توجه به اینکه محاسبه ضریب عامل اقلام تعهدی (β_{CMA}) قبل از تشکیل پرتفوی[1] به اطلاعات دو سال قبل و نیز، پرتفوی‌بندی در پایان شهریور هر سال و نگهداری آن تا یک سال بعد نیاز دارد، داده‌های پژوهش از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ را دربرگرفته است. معیارهای اعمال شده برای انتخاب نمونه به این شرح بوده است: ۱. تا قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و به‌منظور قابل مقایسه‌بودن اطلاعات، سال مالی شرکت به ۲۹ اسفند منتهی شود؛ ۲. معاملات سهام شرکت طی دوره پژوهش، بیش از شش ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد؛ ۳. کلیه داده‌های لازم از شرکت‌های در دست بررسی برای اجرای پژوهش موجود و در دسترس باشد؛ ۴. شرکت‌ها جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری و بیمه‌ها) نباشند. با توجه به معیارهای مطرح شده، ۱۲۰ شرکت نمونه نهایی را برای تجزیه و تحلیل آماری تشکیل دادند.

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی بوده و از لحاظ ماهیت و روش، از نوع توصیفی ـ همبستگی است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون سری زمانی (هرشلیفر و همکاران، ۲۰۱۲) استفاده شده است. داده‌های این پژوهش مبتنی بر اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران، سایت‌های اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران و کدال بوده و با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده است. همچنین برای محاسبه متغیرها، تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم‌افزارهای Eviews، Stata و Excel استفاده شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

بازده مازاد سهام: عبارت است از بازده‌های اضافه سهم i در ماه t که مطابق مدل ۱ محاسبه می‌شود.

$$R^{e}_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} \quad \text{مدل ۱)}$$

$R^{e}_{i,t}$ بازده مازاد ماهانه هر سهم i در ماه t؛ R_{it} میانگین وزنی[2] بازده ماهانه[3] هر سهم i در ماه t و R_{ft} نرخ بازده بدون ریسک و برابر با نرخ بازده اوراق مشارکت دولتی در سال t است.

متغیر مستقل

عامل اقلام تعهدی (CMA): در این پژوهش عامل CMA که مبتنی بر اقلام تعهدی است، متغیر مستقل در نظر گرفته می‌شود. برای محاسبه این عامل، در مهر سال t، شش پرتفوی تشکیل شده و این پرتفوی‌ها برای ۱۲ ماه بعدی منتهی به

1. Preformation CMA Loading

۲. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت به‌عنوان وزن در نظر گرفته شده است.

3. Value-weighted monthly return

Archive of SID

www.SID.ir

شهریور سال t +۱ نگهداری شده است و این روند بار دیگر در مهر سال بعد تکرار می‌شود. برای تشکیل این پرتفوی از اندازه (در شهریور هر سال t) و اقلام تعهدی (در پایان سال مالی t −۱) استفاده می‌شود. اقلام تعهدی در این پژوهش، از مدل اسلون (۱۹۹۶) پیروی می‌کند و از طریق مدل ۲ محاسبه می‌شود.

$$Accrual_t = [(\Delta CA_t - \Delta Cash_t) - (\Delta CL_t - \Delta STD_t - \Delta TP_t) - DE_t]/TA_{t-1}$$ مدل ۲)

بنابراین اقلام تعهدی شامل سه عنصر است: ۱. تفاوت در تغییرات دارایی‌های جاری از تغییرات وجه نقد و معادل‌های نقدی $(\Delta CA_t - \Delta Cash_t)$؛ ۲. تفاوت در تغییرات بدهی‌های جاری از تغییرات در حصه جاری بدهی‌های بلندمدت و از تغییرات مالیات بر درآمد پرداختنی $(\Delta CL_t - \Delta STD_t - \Delta TP_t)$؛ ۳. هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت و نامشهود (DE_t). در نهایت برای همگن‌سازی، بر دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم می‌شود (TA_{t-1}). پس از تشکیل پرتفوی‌های شش‌گانه اقلام تعهدی/ اندازه (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H)، بازده ماهانه آنها را محاسبه کرده، سپس عامل CMA را طبق مدل ۳ به‌دست می‌آوریم.

$$CMA = \frac{\left(\frac{S}{L} + \frac{B}{L}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{H} + \frac{B}{H}\right)}{2}$$ مدل ۳)

در اینجا CMA عامل ریسک بازده سهام بوده و به اقلام تعهدی شرکت‌ها مربوط است و از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی شرکت‌های دارای اقلام تعهدی پایین (محافظه کار) منهای میانگین بازده‌های پرتفوی شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا (جسور)[1] به‌دست می‌آید.

متغیر کنترلی

متغیرهای کنترلی در این پژوهش شامل عامل بازار، عامل اندازه و عامل ارزش است. عامل بازار $(R_{m,t} - R_{f,t})$، نشان‌دهنده صرف ریسک بازار است و نخستین عامل مدل فاما و فرنچ محسوب می‌شود. این عامل از تفاوت بازده ماهانه بازار[2] و نرخ بازدهی ماهانه بدون ریسک به‌دست می‌آید. عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML)، دومین و سومین عامل‌های مدل فاما و فرنچ هستند که برای محاسبه آنها، در مهر سال t شش پرتفوی تشکیل شده است و این پرتفوی‌ها برای ۱۲ ماه بعدی منتهی به شهریور سال t +۱ نگهداری شده و این روند بار دیگر در مهر سال بعد تکرار شده است. برای تشکیل این پرتفوی‌ها از اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام استفاده شده است که به‌صورت زیر محاسبه شده‌اند:

- اندازه: در این پژوهش، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، عامل اندازه در نظر گرفته شده که از طریق حاصل ضرب تعداد سهام در ارزش بازار هر سهم در شهریور هر سال به‌دست می‌آید.

1. Conservative minus Aggressive

۲. بازده ماهانه بورس اوراق بهادار تهران، بازده ماهانه بازار در نظر گرفته شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

- نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M): ارزش دفتری از تفاوت ارزش دفتری دارایی‌ها و بدهی در پایان سال مالی t−۱ و ارزش بازار هر سهم در شهریور هر سال t محاسبه می‌شود.

پس از محاسبه متغیر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سایر مراحل به شرح زیر طی شده است:

۱. کلیه شرکت‌های نمونه بر اساس اندازه شهریور[۱] سال t مرتب می‌شوند.

۲. میانه اندازه شرکت‌ها محاسبه می‌شود، شرکت‌ها بالای میانه از نظر اندازه، بزرگ محسوب شده و شرکت‌های پایین میانه، کوچک به حساب می‌آیند.

۳. در پایان هر سال کلیه شرکت‌های نمونه بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) مرتب می‌شوند.

۴. شرکت‌های مرتب شده در مرحله ۳ به سه گروه بر اساس ۳۰ درصد قرار گرفته در بالاترین رتبه، ۳۰ درصد در پایین‌ترین رتبه و ۴۰ درصد در میانه، تفکیک می‌شوند. دسته‌بندی صورت گرفته در این قسمت به تشکیل سه پرتفوی بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار منجر می‌شود: شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا، شرکت‌های دارای نسبت B/M متوسط، شرکت‌های دارای نسبت B/M پایین.

۵. از ترکیب پرتفوی‌های محاسبه شده، شش پرتفوی بر اساس اشتراک دو پرتفوی بر مبنای اندازه و سه پرتفوی مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H) به‌صورت زیر تشکیل می‌شود:

- S/L شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین است.
- S/M شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به بازار آنها متوسط است.
- S/H شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالاست.
- B/L شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ بوده و نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین است.
- B/M شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ بوده و نسبت ارزش دفتری به بازار آنها متوسط است.
- B/H شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ بوده و نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالاست.

پس از تشکیل پرتفوهای شش‌گانه، بازده ماهانه و در ادامه SMB و HML آنها محاسبه می‌شود. SMB عبارت است از تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک و مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ و HML عبارت است از تفاوت بین میانگین بازده‌های مجموعه سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و مجموعه سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین[۲].

مدل‌های پژوهش

مدل‌هایی که در این پژوهش برای بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده‌اند، برگرفته از پژوهش هرشلیفر و همکارانش (۲۰۱۲) است که در قالب مدل‌های ۴ و ۵ نمایش داده شده‌اند.

---

۱. به استناد مقاله فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، کلیه شرکت‌های نمونه باید بر اساس اندازه در پایان شهریور برای پرتفوی‌بندی مرتب شوند.

2. High book to market minus Low book to market

Archive of SID

www.SID.ir

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \varepsilon_{it}$$ مدل ۴)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it}$$ مدل ۵)

پیش از این، متغیرها و نحوه محاسبه عامل‌ها بیان شده است. در ادامه، مباحث آزمون فرضیه‌ها و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود.

یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول پژوهش: آزمون‌های همگرایی بازده و قیمت‌گذاری عوامل[1]

همگرایی بازده، پیش‌شرط در نظر گرفتن صرف ریسک در مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی منطقی است، اما برای قیمت‌گذاری‌های کارا شرط کافی نیست. از این رو در پژوهش حاضر، ابتدا همگرایی بین بازده و اقلام تعهدی بررسی می‌شود. برای این منظور، با تشکیل پرتفوی‌های عاملی مبتنی بر اقلام تعهدی[2]، تهیه عامل CMA و اجرای مدل چهار عاملی ـ که در این مدل عامل CMA به مدل سه عاملی اضافه شده است ـ برای هریک از پرتفوها، می‌توان هرگونه همگرایی بازده با اقلام تعهدی را بدون توجه به منشأ این همگرایی (به این معنا که همگرایی از عقلانیت کامل یا از عقلانیت ناقص[3] نشئت می‌گیرد) اندازه‌گیری کرد، به بیان بهتر، از آنجا که عامل CMA[4] از اقلام تعهدی ساخته می‌شود، این عامل می‌تواند همگرایی بازده و اقلام تعهدی را نشان دهد. در این رابطه، با تشکیل پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و اقلام تعهدی، امکان آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های رقیب، با شکاف کافی در میانگین بازده فراهم می‌شود. تمام پرتفوی‌های این پژوهش در پایان شهریور هر سال t تشکیل شده و به مدت ۱۲ ماه تا اول مهر سال t +۱ نگهداری می‌شود و برای سال بعد این فرایند تکرار خواهد شد؛ به‌گونه‌ای که سهام تمام شرکت‌ها با توجه به اندازه آنها، به سه گروه اندازه کوچک، متوسط و بزرگ (S, M, B) و از لحاظ اقلام تعهدی به سه سطح اقلام تعهدی پایین، متوسط و بالا (L, M, H) مبتنی بر نقاط ۳۰ درصد، ۴۰ درصد و ۳۰ درصد طبقه‌بندی می‌شوند. همان‌گونه که قبلاً نیز مطرح شد، اندازه در پایان شهریور هر سال و اقلام تعهدی در پایان سال مالی قبلی (t−۱) محاسبه می‌شود. بنابراین با توجه به اندازه و اقلام تعهدی، نُه پرتفوی (B/L,B/M, B/H, M/L, M/M, M/H, S/L, S/M, S/H) تشکیل می‌شود و پس از آن بازده مازاد ماهانه هر پرتفوی (به‌صورت بازده میانگین وزنی ماهانه[5] منهای نرخ بازده بدون ریسک هر ماه) از مهر سال t تا شهریور سال t+۱ به‌دست می‌آید. در نهایت، برای هر یک از نُه پرتفوی ساخته شده، باید مدل چهار عاملی طبق مدل ۵ برآورد شود. سپس به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا عامل CMA توانایی جذب همگرایی بازده را فراتر از مدل عامل‌های سه عاملی فاما فرنچ دارد و به‌صورت مطلوب، CMA توانایی توضیح رابطه منفی مقطعی بین اقلام تعهدی و میانگین بازده را دارد؟

1. Tests of Return Comovement and Factor Pricing
2. Accrual-based factor-mimicking portfolio
3. Imperfect rationality
4. Conservative Minus Aggressive
5. Value weighted return

Archive of SID

www.SID.ir

از آنجا که تمام عوامل بنیادی که برای قیمت‌گذاری اقلام تعهدی اهمیت دارند، به احتمال قوی به‌وسیله عامل CMA جذب می‌شوند، رویکرد اصلی در این پژوهش، اجرای آزمون کلی برای بررسی این مسئله است که ریسک توانایی توضیح ناهنجاری اقلام تعهدی را دارد یا خیر. اگر ناهنجاری اقلام تعهدی منعکس‌کننده صرف ریسک منطقی باشد، گنجاندن CMA در آزمون قیمت‌گذاری دارایی، باید بازده غیرعادی مرتبط با اقلام تعهدی را حذف کند. برای اجرای این آزمون، برای هر یک از نُه پرتفوی ساخته شده، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی که عامل CMA به مدل سه عاملی فاما و فرنچ افزوده شده، طبق مدل‌های ۴ و ۵ برآورد می‌شود.

جدول ۱ خلاصه‌ای از آماره‌های مربوط به نُه پرتفو و همچنین نتایج رگرسیون سری زمانی را گزارش می‌کند. ستون‌های دوم و سوم، میانگین مقادیر وزنی از اندازه و اقلام تعهدی شرکت‌ها را در هر یک از نُه پرتفو اندازه / اقلام تعهدی گزارش می‌کند. این میانگین‌ها نشان می‌دهد که رویه مرتب‌سازی، تغییرات مستقل اندازه و اقلام تعهدی را کنترل می‌کند و از طرفی، میانگین اندازه در هر طبقه (کوچک، متوسط و بزرگ)، به موازات افزایش اقلام تعهدی کمابیش ثابت است. ستون چهارم، میانگین بازده مازاد (ERet) را گزارش می‌کند. با توجه به رویه مرتب‌سازی که در پرتفوی‌بندی‌ها صورت گرفت، شکاف زیادی در میانگین بازده[1] از ۰/۱۶ تا ۰/۳۹ در هر ماه مشاهده می‌شود که باید توسط دو مدل عاملی توضیح داده شود. علاوه بر این، رابطه منفی بین اقلام تعهدی و میانگین بازده تأیید می‌شود، به‌گونه‌ای که در سطوح مختلف اندازه (کوچک، متوسط و بزرگ)، میانگین بازده مازاد با توجه به سطوح مختلف اقلام تعهدی (پایین، متوسط و بالا) کاهش می‌یابد و تفاوت بین پرتفو با اقلام تعهدی بالا و پایین از ۰/۱۶ برای گروه اندازه کوچک تا ۰/۱۰ برای گروه اندازه بزرگ است. بنابراین، بین اندازه و میانگین بازده رابطه منفی مشاهده می‌شود؛ زیرا میانگین بازده با توجه به اندازه برای هر سه گروه اقلام تعهدی کاهش می‌یابد. در یک مدل قیمت‌گذاری عاملی منطقی[2]، بازده میانگین با توجه به ضرایب عامل‌ها و پاداش یک عامل افزایش می‌یابد. در نتیجه، در یک رگرسیون سری زمانی، مقدار عرض از مبدأ، میانگین بازده غیرنرمال را اندازه‌گیری می‌کند؛ یعنی بازدهی بیشتر یا کمتر از آنچه توسط مدل قیمت‌گذاری عاملی پیش‌بینی شده است. بنابراین، آزمون‌های مرسوم مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی، توجه ویژه‌ای به عرض از مبدأهای برآورد شده رگرسیون‌های سری زمانی دارند؛ زیرا از این طریق می‌توان به ارزیابی مطلوبیت یک مدل در توضیح میانگین بازدهی مقطعی[3] پرداخت (برای مثال، گیبونس، راس و شانکن[4]، ۱۹۸۹؛ فاما و فرنچ، ۱۹۹۳).

در جدول ۱، عرض از مبدأهای برآورد شده نشان می‌دهد که مدل سه عاملی توانایی جذب اثر اقلام تعهدی را در میانگین بازده ندارد. همچنین طبق الگوی میانگین بازده، عرض از مبدأهای رگرسیون با توجه به مقدار اقلام تعهدی در هر گروه اندازه، کاهش می‌یابد. متوسط عرض از مبدأ سه پرتفوی اقلام تعهدی پایین (S/L, M/L, B/L) معادل ۰/۲۱ در هر ماه به‌دست آمده که بیشتر از متوسط عرض از مبدأ سه پرتفوی اقلام تعهدی بالا (S/H, M/H, B/H) با مقدار ۰/۱۲ در هر ماه است.

1. Average return
2. Rational factor pricing model
3. Cross section of average return
4. Gibbons, Ross, & Shanken

Archive of SID

www.SID.ir

www.SID.ir

جدول ۱. نتایج رگرسیون سه عاملی پرتفوهای مرتب شده به‌صورت مستقل بر مبنای اندازه و اقلام تعهدی

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \varepsilon_{it}$$

اندازه/ اقلام تعهدی	اندازه- اقلام تعهدی	مشاهده	اندازه	اقلام تعهدی	Eret	a	b	s	h	t(a)	t(b)	t(s)	t(h)	R^2
S/L	کوچک ـ پایین	۹۶	۰/۱۵	−۰/۵۵	۰/۳۹	۰/۲۵	۶/۷۵	۰/۷۹	۰/۴۴	۳/۶۴	۵/۵۰	۳/۹۰	۳/۵۰	۰/۲۸
S/M	کوچک ـ متوسط	۹۶	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۳۴	۰/۲۱	۷/۰۵	۰/۶۷	۰/۲۱	۵/۰۴	۹/۳۵	۴/۶۸	۲/۳۳	۰/۵۲
S/H	کوچک ـ بالا	۹۶	۰/۱۴	۰/۶۶	۰/۲۳	۰/۰۹	۲/۴۰	۱/۵۶	۰/۸۲	۱/۱۴	۱/۷۶	۶/۸۳	۵/۸۵	۰/۳۵
M/L	متوسط ـ پایین	۹۶	۰/۷۲	−۰/۴۹	۰/۲۱	۰/۱۴	۵/۹۸	۰/۶۸	۰/۴۳	۴/۲۸	۱۰/۴۸	۷/۰۴	۷/۱۰	۰/۶۰
M/M	متوسط ـ متوسط	۹۶	۰/۶۳	۰/۰۰۷	۰/۱۸	۰/۱۳	۴/۲۸	۰/۳۳	۰/۲۱	۶/۹۶	۱۲/۲۷	۵/۱۹	۵/۴۱	۰/۶۴
M/H	متوسط ـ بالا	۹۶	۰/۶۷	۰/۵۲	۰/۱۵	۰/۱۳	۵/۱۵	۰/۴۳	۰/۱۷	۳/۴۷	۸/۰۹	۳/۸۴	۲/۳۷	۰/۴۲
B/L	بالا ـ پایین	۹۶	۸/۱۱	−۰/۴۸	۰/۲۶	۰/۲۳	۸/۶۷	−۰/۶۷	−۰/۲۹	۴/۴۰	۹/۳۲	−۴/۵۳	−۳/۱۲	۰/۵۷
B/M	بالا ـ متوسط	۹۶	۱۰/۶۶	۰/۰۰۸	۰/۲۲	۰/۱۶	۸/۹۵	−۰/۶۵	−۰/۱۰	۳/۷۱	۱۱/۱۸	−۴/۸۵	−۱/۱۴	۰/۷۲
B/H	بالا ـ بالا	۹۶	۱۰/۴۰	۰/۶۸	۰/۱۶	۰/۱۳	۹/۱۹	−۰/۳۹	−۰/۲۵	۳/۰۳	۱۱/۴۵	−۳/۲۰	−۲/۸۹	۰/۶۶

جدول ۲. نتایج رگرسیون چهار عاملی پرتفوهای مرتب شده به‌صورت مستقل بر مبنای اندازه و اقلام تعهدی

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it}$$

اندازه/ اقلام تعهدی	اندازه- اقلام تعهدی	مشاهده	اندازه	اقلام تعهدی	Eret	a	b	s	h	c	t(a)	t(b)	t(s)	t(h)	t(c)	R^2
S/L	کوچک ـ پایین	۹۶	۰/۱۵	−۰/۵۵	۰/۳۹	۰/۲۱	۸/۰۲	۰/۹۷	۰/۲۱	۰/۵۵	۳/۲۷	۶/۸۸	۵/۴۱	۲/۶۷	۲/۱۳	۰/۴۰
S/M	کوچک ـ متوسط	۹۶	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۳۴	۰/۱۹	۷/۶۷	۰/۷۹	۰/۰۴	−۰/۰۲	۴/۷۱	۱۰/۳۷	۵/۸۲	۰/۸۲	−۰/۱۷	۰/۵۷
S/H	کوچک ـ بالا	۹۶	۰/۱۴	۰/۶۶	۰/۲۳	−۰/۰۱	۳/۹۷	۱/۷۷	−۰/۰۳	−۰/۷۷	−۰/۰۱	۳/۳۳	۹/۸۴	−۰/۴۱	−۲/۴۳	۰/۵۴
M/L	متوسط ـ پایین	۹۶	۰/۷۲	−۰/۴۹	۰/۲۱	۰/۱۱	۶/۰۹	۰/۶۶	۰/۲۱	۰/۲۶	۳/۵۱	۱۱/۴۵	۷/۸۵	۵/۳۵	۲/۰۹	۰/۶۳
M/M	متوسط ـ متوسط	۹۶	۰/۶۳	۰/۰۰۷	۰/۱۸	۰/۱۲	۴/۶۸	۰/۳۶	۰/۱۰	۰/۱۷	۶/۵۲	۱۳/۵۷	۵/۶۷	۳/۹۵	۲/۳۲	۰/۶۸
M/H	متوسط ـ بالا	۹۶	۰/۶۷	۰/۵۲	۰/۱۵	۰/۱۱	۵/۴۴	۰/۴۷	۰/۰۶	−۰/۰۲	۳/۰۷	۸/۴۲	۴/۳۴	۱/۲۰	−۰/۱۳	۰/۴۳
B/L	بالا ـ پایین	۹۶	۸/۱۱	−۰/۴۸	۰/۲۶	۰/۲۳	۸/۷۰	−۰/۷۵	−۰/۱۸	۰/۸۶	۴/۷۶	۱۰/۳۷	−۵/۹۲	−۳/۱۳	۴/۵۸	۰/۶۷
B/M	بالا ـ متوسط	۹۶	۱۰/۶۶	۰/۰۰۸	۰/۲۲	۰/۱۶	۹/۱۳	−۰/۶۰	−۰/۰۴	۰/۳۸	۳/۵۱	۱۱/۳۷	−۴/۶۸	−۰/۶۱	۲/۲۰	۰/۷۳
B/H	بالا ـ بالا	۹۶	۱۰/۴۰	۰/۶۸	۰/۱۶	۰/۱۷	۸/۸۱	−۰/۴۲	−۰/۱۳	−۰/۶۲	۴/۰۳	۱۲/۱۷	−۲/۰۱	−۳/۱۷	−۳/۸۴	۰/۷۳

از طرف دیگر، متوسط میانگین بازده‌های مازاد (ERet) برای سه پرتفوی اقلام تعهدی پایین (S/L, M/L, B/L) معادل ۰/۲۸ در هر ماه محاسبه شده و میانگین بازده‌های مازاد برای سه پرتفوی اقلام تعهدی بالا (S/H, M/H, B/H) معادل ۰/۱۸ در هر ماه است. بنابراین، تفاوت در متوسط عرض از مبدأ بین پرتفوهای دارای اقلام تعهدی پایین و بالا، معادل ۰/۰۹ است که کمابیش با تفاوت در میانگین بازده‌های مازاد بین پرتفوهای دارای اقلام تعهدی پایین و بالا با مقدار ۰/۱۰، یکسان است. این نتایج نشان می‌دهد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ نمی‌تواند ناهنجاری اقلام تعهدی را توضیح دهد.

جدول ۲ نتایج رگرسیون مدل چهار عاملی را گزارش می‌دهد. ضرایب CMA هر نُه پرتفوی، شواهد مستقیمی ارائه می‌دهند مبنی بر اینکه عامل CMA می‌تواند تغییرات متداول در بازده سهام را که توسط مدل سه عاملی فاما و فرنچ توضیح داده نشده است، کنترل کند. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، آماره t ضرایب CMA هفت پرتفوی بیشتر از ۲ است. این نتیجه به وضوح نشان می‌دهد عامل CMA، همگرایی در بازده سهام که مرتبط با اقلام تعهدی است و به‌واسطه RM-RF، SMB وHML مغفول مانده را توضیح می‌دهد. علاوه بر این، پرتفوی‌بندی بر مبنای اندازه و اقلام تعهدی، شکاف شایان توجهی در ضرایب CMA ایجاد می‌کند. در هر سطحی از اندازه، ضرایب عامل CMA پس از تشکیل پرتفوی[1] به‌طور یکنواخت از مقدار مثبت برای پرتفوهای با اقلام تعهدی پایین به مقدار منفی برای پرتفوهای با اقلام تعهدی بالا کاهش می‌یابد و شکاف در ضرایب CMA در دامنه‌ای از ۱/۳۲ برای گروه‌های اندازه کوچک تا ۱/۴۸ برای گروه‌های اندازه بزرگ است. این نتایج نشان می‌دهد پیش شرط مهم تفسیر قیمت‌گذاری عاملی منطقی[2] از ناهنجاری اقلام تعهدی که همان همگرایی بازده مرتبط با اقلام تعهدی محسوب می‌شود، برآورده شده است. حال به بررسی این مسئله پرداخته می‌شود که آیا این همگرایی در متوسط بازده قیمت‌گذاری می‌شود یا خیر. با توجه به نتایج رگرسیون مدل چهار عاملی، آزمون میانگین بازده نشان می‌دهد اضافه کردن عامل CMA در مدل سه عاملی فاما فرنچ، اثر اقلام تعهدی را کنترل می‌کند. به بیان دیگر، بر خلاف عرض از مبدأهای مدل سه عاملی، عرض از مبدأهای مدل چهار عاملی هیچ ارتباط شایان توجهی با اقلام تعهدی ندارد؛ از این رو به نظر می‌رسد مدل چهار عاملی هیرشلیفر توان بیشتری در توضیح‌دهندگی بازده دارد.

آزمون فرضیه دوم: آزمون کواریانس در مقابل ویژگی[3]

برای تفکیک بین تفسیر ریسک منطقی ناهنجاری اقلام تعهدی از تفسیر قیمت‌گذاری نادرست ناهنجاری اقلام تعهدی، ابتدا باید تغییرات در ضرایب[4] (بارهای) عامل CMA که مستقل از ویژگی اقلام تعهدی[5] است را شناسایی کرد؛ سپس به آزمون این مسئله پرداخت که آیا این تغییرات در ضرایب عامل CMA با شکاف در میانگین بازده مرتبط است یا خیر. طبق تفسیر ریسک، ضریب عامل CMA بعد از کنترل ویژگی اقلام تعهدی، توانایی پیش‌بینی بازده را دارد. در مقابل طبق

1. Postformation CMA loadings
2. Rational factor pricing explanation
3. Characteristics vs. Covariance Tests
4. CMA Factor Loadings
5. Accrual Characteristics

Archive of SID

www.SID.ir

تفسیر قیمت‌گذاری نادرست، ضریب عامل CMA بعد از کنترل تغییرات اقلام تعهدی، توانایی پیش‌بینی بازده را ندارد. برای تفکیک تغییرات در ضریب عامل CMA که مرتبط با اقلام تعهدی نیست، در این پژوهش از روش دنیل و تیتمن[1] (۱۹۹۷) استفاده می‌شود. بنابراین پرتفوبندی برای آزمون فرضیه دوم این پژوهش، طبق روش دنیل و تیتمن (۱۹۹۷) به‌صورت زیر انجام شده است.

ابتدا ضرایب عامل CMA (β_{CMA}) که به آن ضریب عامل CMA قبل از تشکیل پرتفوی گفته می‌شود، با استفاده از رگرسیون غلتان به‌دست می‌آید؛ به‌گونه‌ای که برای اجتناب از تورش محاسبه عامل‌ها، از اطلاعات حداقل ۲۴ ماه قبل برای تخمین ضرایب استفاده می‌شود[2]. دوره زمانی برای برآورد متغیر مد نظر در هر ماه t ثابت است و نقطه شروع تغییر می‌کند؛ سپس با استفاده از مدل ۶ ضریب عامل CMA (β_{CMA}) به‌دست می‌آید.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{Mkt} \times (R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB} \times (R_{SMB}) + \beta_{HML} \times (R_{HML}) + \beta_{CMA} \times (R_{CMA}) + \varepsilon_{it} \qquad \text{مدل ۶)}$$

پس از محاسبه ضرایب عامل CMA (β_{CMA})، پرتفوهایی در سه سطح و بر اساس اندازه/ اقلام تعهدی/ ضریب عامل CMA تشکیل می‌شود (در مجموع ۲۷ پرتفوی). پس از انجام پرتفوی‌بندی‌ها، بازده مازاد ماهانه هر پرتفوی (به‌صورت بازده میانگین وزنی ماهانه[3] منهای نرخ بازده بدون ریسک هر ماه) از مهر سال t تا شهریور سال t+۱ محاسبه می‌شود. در نهایت، برای هر یک از ۲۷ پرتفوی ساخته شده، باید مدل چهار عاملی طبق مدل ۵ برآورد شود.

جدول ۳ خلاصه‌ای از آماره‌های مربوط به ۲۷ پرتفوی و همچنین نتایج رگرسیون مدل چهار عاملی در هر یک از این پرتفوی‌ها را گزارش می‌کند. نتایج این جدول نشان می‌دهد که پرتفوی‌بندی سه بعدی در به‌دست آوردن تغییرات شایان توجه در ضرایب CMA، پس از تشکیل پرتفوی‌ای که به اقلام تعهدی مرتبط نیست، تأثیرگذار است. در تمام نُه طبقه اندازه/ اقلام تعهدی، مرتب‌سازی بر مبنای ضریب عامل CMA قبل از تشکیل پرتفوی[4]، شکاف شایان توجهی در ضرایب عامل CMA بعد از تشکیل پرتفوی[5] به‌وجود می‌آید، در حالی که اندازه و اقلام تعهدی کمابیش ثابت است. میانگین بازده مازاد (Eret) در ستون پنجم جدول شواهدی ارائه می‌کند که بر خلاف تفسیر قیمت‌گذاری عاملی است. به بیان دیگر، همان‌گونه که پیش از این مطرح شد، اگر میانگین بازده در هر طبقه اندازه/ اقلام تعهدی به موازات افزایش ضریب عامل CMA افزایش یابد (رابطه مستقیم بین میانگین بازده و ضریب عامل CMA)، می‌توان ناهنجاری اقلام تعهدی را برآمده از ریسک دانست و در غیر این صورت، از قیمت‌گذاری نادرست نشئت گرفته است.

1. Daniel, & Titman

۲. برای مثال به‌منظور محاسبه بتای مهر ۱۳۸۷ از اطلاعات ۲۴ ماه قبل، یعنی پایان شهریور ۱۳۸۵ تا پایان شهریور ۱۳۸۷ استفاده شده است.

3. Value weighted return

4. Preformation CMA Loading

5. Postformation CMA Loadings

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. نتایج رگرسیون چهار عاملی پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه، اقلام تعهدی و ضریب عامل CMA

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it}$$

اندازه/ اقلام تعهدی/ضریب	اندازه ـ اقلام تعهدی ـ ضریب	اندازه	اقلام تعهدی	ضریب عامل CMA	Eret	a	b	s	h	c	t(a)	t(b)	t(s)	t(h)	t(c)	R^2
S/L/L	کوچک ـ پایین ـ پایین	۰/۱۵	-۰/۴۸	-۱۸/۵	۰/۹۷	۰/۱۵	۳۱/۰	۲/۷	۰/۹۲	۱/۷	۰/۷۵	۸/۳	۴/۳	۲/۶	۲/۰	۰/۵۰
S/L/M	کوچک ـ پایین ـ متوسط	۰/۱۴	-۰/۶۵	-۰/۸	۰/۹۸	۰/۶۲	۲۴/۲	۲/۹	۰/۵۴	۳/۰	۲/۶۵	۶/۲	۴/۶	۱/۸	۳/۲	۰/۳۶
S/L/H	کوچک ـ پایین ـ بالا	۰/۲۱	-۰/۴۲	۱۰/۶	۰/۹۳	۱/۵۲	۲۶/۸	۱/۶	۰/۴۵	-۰/۶	۸/۶۶	۱۱/۸	۵/۲	۲/۰	-۱/۶	۰/۸۷
S/M/L	کوچک ـ متوسط ـ پایین	۰/۱۳	۰/۰۲	-۹/۲	۱/۰۹	۰/۲۳	۵۴/۵	۳/۶	-۰/۰۷	۷/۱	۰/۴۴	۵/۹	۲/۱	-۰/۰۹	۲/۴	۰/۳۵
S/M/M	کوچک ـ متوسط ـ متوسط	۰/۱۷	۰/۰۱	۰/۳	۰/۹۸	۰/۸۵	۱۶/۵	۲/۶	۰/۵۱	-۱/۶	۱۲/۴	۲۵/۶	۱۸/۰	۵/۰	-۷/۰	۰/۹۱
S/M/H	کوچک ـ متوسط ـ بالا	۰/۱۷	۰/۰۰۴	۱۰/۶	۰/۹۷	۱/۵۳	۲۶/۷	۲/۹	۰/۰۹	-۰/۳	۱۶/۷	۱۴/۵	۶/۸	۰/۳	-۰/۶	۰/۸۹
S/H/L	کوچک ـ بالا ـ پایین	۰/۱۵	۱/۲۱	-۱۲/۷	۱/۴۴	۲/۰۷	۴۵/۵	۳/۹۴	-۳/۶۵	۱۰/۴	۹/۹۷	۱۲/۲	۱۱/۹	۱۱/۹	-۵/۲۵	۰/۸۳
S/H/M	کوچک ـ بالا ـ متوسط	۰/۱۴	۰/۵۱	-۲/۰	۱/۷۰	۰/۹۹	۲۵/۴	۳/۸	۱/۲۶	-۳/۲	۱۶/۲	۹/۱	۸/۲	۸/۴	-۵/۴	۰/۸۹
S/H/H	کوچک ـ بالا ـ بالا	۰/۱۶	۰/۲۲	۱۹/۶	۱/۳۱	۱/۹۱	۵۶/۹	۵/۵	-۱/۱۵	۸/۷۸	۲/۳۲	۵/۶۵	۳/۰۶	-۱/۰۹	۲/۵۴	۰/۳۰
M/L/L	متوسط ـ پایین ـ پایین	۰/۷۸	-۰/۸۱	-۱۳/۴	۰/۴۶	۰/۴۵	۱۶/۶	۱/۷	۰/۳۴	۰/۷	۷/۶۱	۱۲/۸	۶/۷	۴/۹	۳/۶	۰/۷۷
M/L/M	متوسط ـ پایین ـ متوسط	۰/۶۷	-۰/۲۶	۰/۹۳	۰/۶۵	۰/۳۴	۱۵/۶	۲/۳۷	۰/۸۵	۰/۹۹	۲/۶۵	۷/۱۴	۶/۷۵	۵/۲۵	۱/۹۶	۰/۴۹
M/L/H	متوسط ـ پایین ـ بالا	۰/۷۰	-۰/۳۶	۱۴/۲	۰/۸۱	۰/۳۱	۲۵/۳	۲/۷۸	۰/۷۷	۱/۸۳	۱/۹۶	۷/۵۲	۷/۱۴	۵/۲۰	۳/۲۷	۰/۵۵
M/M/L	متوسط ـ متوسط ـ پایین	۰/۶۹	۰/۰۱	-۱۴/۰	۰/۸۶	۰/۴۳	۱۸/۸	۲/۲۷	۰/۸۸	-۰/۰۳	۳/۹۱	۶/۰۲	۶/۱۹	۴/۷۷	۰/۵۱	-۰/۰۵
M/M/M	متوسط ـ متوسط ـ متوسط	۰/۵۹	۰/۰۰۹	-۰/۲۸	۰/۴۱	۰/۲۷	۱۳/۴	۱/۴	۰/۴۶	۰/۱	۲/۱	۶/۴	۴/۲	۲/۹	۰/۳	۰/۳۶
M/M/H	متوسط ـ متوسط ـ بالا	۰/۶۴	۰/۰۰۱	۱۱/۹	۰/۷۰	۱/۲۷	۱۷/۵	۲/۶	۰/۶۹	-۱/۹	۲۶/۱	۱۹/۶	۱۵/۴	۸/۳	-۷/۵	۰/۹۲
M/H/L	متوسط ـ بالا ـ پایین	۰/۷۶	۰/۹۴	-۱۷/۸	۰/۶۸	۴/۸	۱۸/۱	۱۰/۶	۱/۶۵	-۷/۶	۷/۶۵	۱/۳۵	۴/۹۵	۳/۰۷	-۳/۶۶	۰/۷۷
M/H/M	متوسط ـ بالا ـ متوسط	۰/۷۱	۰/۴۲	-۰/۷۳	۰/۵۹	۰/۴۲	۲۲/۴	۱/۶۷	۰/۴۷	۰/۲۶	۲/۵۳	۸/۶۷	۴/۱۰	۳/۹۳	۰/۶۳	۰/۴۸
M/H/H	متوسط ـ بالا ـ بالا	۰/۵۵	۰/۲۵	۱۵/۴	۰/۴۹	۰/۴۸	۱۲/۸	۱/۴	۰/۲۵	-۱/۳	۳/۴۸	۵/۶	۳/۸	۱/۵	-۲/۱۵	۰/۳۵
B/L/L	بالا ـ پایین ـ پایین	۹/۴۰	-۰/۵۲	-۱۵/۹	۱/۳	۶/۶۳	۵۱/۲	-۳/۸۶	۰/۲۱	۶/۰۸	۱۰/۲	۵/۶۵	-۲/۲۴	۰/۲۳	۲/۱۳	۰/۶۰
B/L/M	بالا ـ پایین ـ متوسط	۹/۴۵	-۰/۴۶	-۱/۲۶	۰/۸۹	۰/۵۷	۲۴/۵	-۱/۴	۰/۰۰	۳/۱	۱/۹۶	۴/۸	-۱/۸	-۰/۰۱	۲/۶	۰/۳۰
B/L/H	بالا ـ پایین ـ بالا	۶/۰۸	-۰/۴۸	۱۱/۶	۱/۱	۳/۲۰	۵۴/۵	-۰/۹۰	-۱/۴۸	۲/۳۵	۱۲/۴	۱۳/۶	-۱/۲۲	-۴/۵۳	۱/۹۴	۰/۸۵
B/M/L	بالا ـ متوسط ـ پایین	۱۰/۰۵	۰/۱۸	-۱۵/۲	۰/۵۷	۰/۶۰	۳۹/۸	۱/۸	۱/۸۶	-۰/۷	۸/۹۹	۶/۹	۲/۰	۳/۲	۰/۶	۰/۵۲
B/M/M	بالا ـ متوسط ـ متوسط	۸/۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۸	۰/۳۶	۳/۳۱	۲۶/۶	-۱/۷۶	-۱/۲۰	-۶/۴۳	۸/۷۷	۶/۶۷	-۳/۳۰	-۷/۶۸	-۳/۶۰	۰/۸۳
B/M/H	بالا ـ متوسط ـ بالا	۱۴/۵	۰/۰۰۹	۱۱/۴	۰/۷۴	۰/۷۹	۳۷/۶	-۲/۶۰	-۰/۹۴	۱/۱۲	۳/۲	۸/۰۹	-۲/۷۵	-۲/۶۰	۱/۱۸	۰/۵۷
B/H/L	بالا ـ بالا ـ پایین	۴/۹۹	۰/۴۲	-۱۱/۱	۰/۹۹	۰/۸۹	۳۱/۲	۱/۰	۰/۴۴	-۲/۵	۳/۰۴	۶/۴	۱/۳	۱/۲	-۲/۲	۰/۳۷
B/H/M	بالا ـ بالا ـ متوسط	۱۴/۲۹	۰/۴۸	-۰/۴۲	۰/۴۹	۰/۴۲	۲۵/۷	-۱/۲۷	-۰/۹۳	-۱/۰۴	۲/۵۶	۹/۰۴	-۲/۸۸	-۵/۰۱	-۲/۰۱	۰/۷۰
B/H/H	بالا ـ بالا ـبالا	۹/۵۰	۱/۲۵	۱۳/۲	۰/۵۴	۰/۶۶	۴۰/۰	-۰/۱	۰/۹۲	-۳/۹	۱/۵۹	۵/۸	-۰/۱	۱/۶	-۲/۳	۰/۳۷

www.SID.ir

با توجه به نتایج جدول ۳، رابطه مثبتی بین میانگین بازده و ضرایب CMA مشاهده نمی‌شود؛ به‌گونه‌ای که در هر طبقه اندازه/ اقلام تعهدی، میانگین بازده مازاد برای پرتفوی‌های با ضرایب CMA پایین، معادل ۰/۹۲ در هر ماه است، در حالی که این میانگین برای پرتفوی‌های با ضرایب CMA بالا برابر با ۰/۸۴ در هر ماه است. بنابراین بازدهی که پرتفوی‌های با ضرایب بالا به‌طور میانگین به‌دست می‌آورند، ۰/۰۸کمتر از پرتفوی‌های با ضرایب پایین است. این نتایج به‌صورت مستقیم بر خلاف آن چیزی است که در قیمت‌گذاری عاملی منطقی پیش‌بینی شده است. از طرف دیگر با مشاهده عرض از مبدأ نیز می‌توان بررسی کرد که ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از ریسک است یا از قیمت‌گذاری نادرست نشئت می‌گیرد.

ستون عرض از مبدأ (a) در جدول ۳، عرض از مبدأهای رگرسیون مدل چهار عاملی در هر پرتفوی را نشان می‌دهد. قیمت‌گذاری عاملی منطقی پیش‌بینی می‌کند که عرض از مبدأها باید صفر باشد. آماره t عرض از مبدأ ۲۲ پرتفوی از ۲۷ پرتفوی، بزرگ‌تر از ۱/۹۶ است. عرض از مبدأهای مدل، مقدار شایان توجهی دارند. مطابق با آزمون GRS که صفر بودن عرض از مبدأ را بررسی می‌کند، اگر عرض از مبدأ تمام پرتفوهای به‌طور مشترک صفر شد، ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از ریسک است و در غیر این صورت از قیمت‌گذاری نادرست نشئت می‌گیرد.

آزمون GRS

در مدل‌های عاملی خطی که بازار را به چند پرتفوی تقسیم می‌کنند (مانند مدل چهار عاملی و زیرشاخه‌های آن)، مقدار عرض از مبدأ رگرسیون هر پرتفوی، نقش مهمی ایفا می‌کند. حالت ایده‌آل این است که عرض از مبدأ رگرسیون برای تمام پرتفوی‌ها از نظر آماری صفر باشد. آزمون GRS که توسط گیبونس و همکارانش (۱۹۸۹) ارائه شده، آزمونی بر پایه رگرسیون برای آزمایش عملکرد مدل‌های عاملی خطی است. این آزمون صفر بودن تمام عرض از مبدأها را بررسی می‌کند. هر چه مقدار آماره این آزمون بزرگ‌تر باشد، به‌منزله قدرت توضیح‌دهندگی کمتر مدل است. با مشاهده آماره F آزمون GRS در جدول ۴، فرضیه صفر که نشان‌دهنده صفر بودن تمام عرض از مبدأهاست، به‌شدت رد می‌شود (P = ٪۰/۰۱). بنابراین، هم با مشاهده رابطه بین میانگین بازده و ضریب عامل CMA و هم از طریق مشاهده عرض از مبدأها در پرتفوی‌ها، ناهنجاری اقلام تعهدی را می‌توان به قیمت‌گذاری نادرست (فرضیه رفتاری) نسبت داد. طبق این فرضیه، بازده مورد انتظار (بدون توجه به عامل CMA) به‌وسیله ویژگی اقلام تعهدی[1] تعیین می‌شود.

جدول ٤. نتایج آماره GRS برای پرتفو

	Mean alpha	Test stati~c	P-value	Mean adj R^2	Mean SE
J۱	۰/۵۹	۲/۶۷	۰/۰۰۰۶	۰/۲۷	۰/۳۸

آزمون حساسیت: پرتفوی‌های موازنه شده بر مبنای ویژگی

بر اساس مطالعاتی که توسط دنیل و تیتمن (۱۹۹۷)، دیویس، فاما و فرنچ (۲۰۰۰) و دنیل، تیتمن و وی (۲۰۰۱)، صورت

1. Accrual Characteristic
2. Robustness test
3. Davis, Fama & French
4. Daniel, Titman & Wei

www.SID.ir

گرفته است، می‌توان از طریق تشکیل پرتفوهای موازنه شده بر مبنای ویژگی[1] (پرتفوی‌بندی مصون) به بررسی منشأ ناهنجاری اقلام تعهدی پرداخت. برای اجرای این آزمون، پرتفوی‌هایی در هر طبقه اندازه/ اقلام تعهدی تشکیل می‌شود که از تفاوت پرتفوی‌های با ضریب CMA بالا و پرتفوی‌های با ضریب CMA پایین به‌دست می‌آید. از تفاوت پرتفوی ضریب عامل CMA بالا منهای پرتفوی ضریب عامل CMA پایین (در این پژوهش چنین پرتفوهایی $H^c - L^c$ نامیده می‌شوند)، نُه پرتفوی مبتنی بر ویژگی (پرتفوی‌بندی مصون) تشکیل می‌شود. برای افزایش قدرت کلی آزمون، از ترکیب نُه پرتفوی تشکیل شده مبتنی بر ویژگی، یک پرتفوی مجزا (پرتفوی ترکیبی) تشکیل می‌شود، سپس بازده این نُه پرتفوی موازنه شده بر مبنای ویژگی و بازده پرتفوی ترکیبی روی عوامل فاما و فرنچ و عامل CMA طبق مدل ۷ تخمین زده می‌شود.

$$H^c - L^c = \alpha_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it} \quad \text{(مدل ۷)}$$

$H^c - L^c$: تفاوت پرتفوی ضریب عامل CMA بالا منهای پرتفوی ضریب عامل CMA پایین.

طبق فرضیه صفر قیمت‌گذاری عاملی عقلایی[2]، باید عرض از مبدأ رگرسیون چهار عاملی برای پرتفوی‌های موازنه شده بر مبنای ویژگی، صفر باشد. در مقابل، بر اساس فرضیه رفتاری[3]، تغییرات در ضرایب عامل CMA که مستقل از ویژگی اقلام تعهدی است، نباید با میانگین بازده‌های هر پرتفوی مرتبط باشد. بنابراین، باید عرض از مبدأها برای پرتفوی‌های موازنه شده بر مبنای ویژگی، منفی باشد. در جدول ۵ نشان داده شده است که تمام عرض از مبدأهای پرتفوی‌ها منفی هستند و پنج مورد از آنها آماره t بزرگ‌تر از ۲ دارند.

جدول ۵. نتایج رگرسیون چهار عاملی پرتفوی‌های موازنه شده بر مبنای ویژگی

$$(H^c - L^c)_t = \alpha_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it}$$

اندازه/ اقلام تعهدی	میانگین	a	b	s	h	c	t(a)	t(b)	t(s)	t(h)	t(c)	R^2
S/L	-۱/۲۹	-۰/۷۶	۹/۱۹	۱/۹۶	۰/۰۶	۴/۰۴	-۱/۶۳	۱/۰۹	۱/۳۲	۰/۰۹	۲/۳۱	۰/۱۰
S/M	-۱/۴۲	-۱/۰۴	۵/۶۰	۳/۰۷	-۰/۳۸	۲/۰۶	-۱/۷۶	۰/۵۲	۱/۸۸	-۰/۴۸	۰/۹۱	۰/۰۹
S/H	-۰/۱۷	-۰/۹۵	-۱۹/۰۷	-۰/۲۶	-۱/۵۶	۴/۳۰	-۲/۰۰	-۲/۳۱	-۰/۲۰	-۲/۶۲	۲/۰۸	۰/۱۹
M/L	-۰/۳۵	-۰/۲۲	۷/۷۶	۰/۵۵	۰/۰۳	۱/۰۴	-۱/۶۴	۲/۹۸	۱/۱۷	۰/۱۸	۱/۹۶	۰/۱۴
M/M	-۰/۶۳	-۰/۳۴	-۵/۷۸	-۱/۰۵	-۰/۷۱	۱/۳۹	-۲/۰۹	-۲/۰۸	-۲/۳۷	-۳/۶۱	۲/۱۱	۰/۲۰
M/H	-۰/۰۲	-۰/۶۱	-۱۳/۲۹	-۲/۳۲	-۰/۹۶	۲/۵۱	-۲/۱۹	-۳/۰۹	-۳/۲۵	-۲/۸۶	۲/۲۱	۰/۲۲
B/L	۰/۱۸	-۰/۹۳	۱۱/۵۹	۵/۰۵	۱/۰۱	۳/۳۱	-۲/۳۴	۱/۶۵	۴/۰۰	۱/۸۶	۲/۰۸	۰/۲۲
B/M	-۰/۱۷	-۰/۴۷	-۲/۲۶	-۲/۹۱	-۱/۶۰	۲/۲۹	-۱/۵۳	-۰/۴۵	-۳/۳۲	-۳/۶۰	۱/۹۸	۰/۱۹
B/H	۰/۴۴	-۰/۹۶	۷/۲۸	۰/۳۱	۰/۱۵	۲/۷۸	-۲/۷۶	۱/۲۴	۰/۳۳	۰/۳۷	۲/۰۵	۰/۰۷
ترکیبی	-۰/۳۸	-۰/۷۰	۰/۱۱	۰/۴۸	-۰/۴۴	۲/۶۴	-۲/۰۰	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۱/۱۸	۱/۹۹	۰/۱۶

1. Characteristic- balanced portfolio
2. Null hypothesis of rational factor pricing
3. Behavioral hypothesis

Archive of SID

www.SID.ir

علاوه بر این، همان‌طور که مشاهده می‌شود، عرض از مبدأ پرتفوی ترکیبی موازنه شده بر مبنای ویژگی[1] معادل ۰/۷۰- است (t =۲/۰۰). از طرفی، با انجام آزمون GRS و مشاهده آماره F آزمون GRS در جدول ۶، فرضیه صفر که نشان‌دهنده صفر بودن تمام عرض از مبدأهاست، به‌شدت رد می‌شود(P = ٪۰/۰۱).

جدول ٦. نتایج آماره GRS برای پرتفو

	Mean alpha	Test stati~c	P-value	Mean adj R^2	Mean SE
J۱	۰/۲۴	۹/۷۲	۰/۰۰۰	۰/۵۷	۰/۶۲

این نتایج نشان می‌دهد هنگامی که ویژگی اقلام تعهدی ثابت نگه داشته می‌شود، افزایش ضریب CMA، افزایش میانگین بازده را به‌دنبال ندارد. بنابراین آزمون عرض از مبدأ، مدل قیمت‌گذاری عاملی منطقی را رد می‌کند. در مقابل، شواهد به‌دست آمده تفسیر قیمت‌گذاری نادرست رفتاری[2] را رد نمی‌کند. بر اساس فرضیه صفر رفتاری، باید میانگین بازده پرتفوی‌های موازنه شده بر مبنای ویژگی مساوی صفر باشد و بر طبق مدل قیمت‌گذاری عاملی منطقی، باید میانگین بازده پرتفوی‌های موازنه شده بر مبنای ویژگی مثبت باشد. ستون دوم جدول ۵ نشان می‌دهد تنها دو مورد از نُه پرتفوی موازنه شده بر مبنای ویژگی میانگین بازده مثبت است. علاوه بر این، میانگین بازده پرتفوی موازنه شده بر مبنای ویژگی ترکیبی ۰/۳۸- است. بنابراین شواهد منطبق بر تفسیر قیمت‌گذاری نادرست رفتاری است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

یکی از مسائل اساسی در بازارهای سرمایه این است که آیا توجه محدود سرمایه‌گذاران موجب تغییر تصمیم سرمایه‌گذاران و قیمت‌های تعادلی اوراق بهادار می‌شود؟ یکی از روش‌های کلیدی که از طریق آن می‌توان اثر توجه محدود سرمایه‌گذاران را بررسی کرد، پردازش اطلاعات حسابداری برای ارزش‌گذاری شرکت‌هاست. به‌طور خاص، سرمایه‌گذاران باید هنگام ارزش‌گذاری شرکت‌ها، بین جریان‌های نقدی نشئت گرفته از عملیات و تعدیلات حسابداری (اقلام تعهدی عملیاتی) تمایز قائل شوند. ناتوانی در تفکیک بین این دو جزء باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نسبت به شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا خوش‌بینانه و نسبت به شرکت‌های دارای اقلام تعهدی پایین بدبینانه عمل کنند. این الگو که با عنوان ناهنجاری اقلام تعهدی شناخته می‌شود، تئوری‌های قیمت‌گذاری منطقی دارایی‌ها را با چالش اساسی مواجه می‌کند. در این پژوهش از طریق آزمون کواریانس در مقابل ویژگی[3] به بررسی تفاسیر ریسک در مقابل قیمت‌گذاری نادرست ناهنجاری اقلام تعهدی پرداخته شده است. بر اساس نتایج این پژوهش، اولاً همگرایی بین بازده و اقلام تعهدی تأیید می‌شود و ثانیاً ویژگی اقلام تعهدی[4] به جای ضریب عامل اقلام تعهدی[5]، بازده را پیش‌بینی می‌کند. این نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران ویژگی اقلام تعهدی را به‌طور نادرست ارزیابی می‌کنند و سبب ایجاد تردیدهایی بر تفسیر ریسک منطقی[6] می‌شوند. یافته‌های این

1. Combined Characteristic- balanced Portfolio
2. Behavioral mispricing explanation
3. Characteristics vs. Covariance Tests
4. Accrual Characteristic
5. Accrual factor loading
6. Rational risk explanation

Archive of SID

www.SID.ir

پژوهش با نتیجه پژوهش‌های هیرشلیفر و همکاران (۲۰۱۵)، اولسون و همکاران (۲۰۱۵) همخوانی دارد و بر خلاف نتیجه پژوهش‌های ژانگ (۲۰۰۷) و وو و همکاران (۲۰۱۰) است.

از آنجا که نتایج این پژوهش حاکی از تأیید دیدگاه توجه محدود سرمایه‌گذاران است و نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در پردازش اطلاعات حسابداری و به‌طور خاص اقلام تعهدی و در نتیجه ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها با قیمت‌گذاری نادرست مواجه می‌شوند، به سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی که ملاک تصمیم‌گیری آنها اقلام تعهدی است، پیشنهاد می‌شود که هنگام ارزش‌گذاری در پردازش اطلاعات حسابداری، توجه دقیق‌تری مبذول کنند.

در این پژوهش صرفاً به بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد، سایر محققان علاقه‌مند می‌توانند این پژوهش را برای شرکت‌های فرا بورس و غیربورسی نیز انجام دهند.

منابع

حقیقت، حمید؛ بختیاری، مسعود (۱۳۹۰). بررسی محتوای اطلاعاتی افزاینده اقلام تعهدی خلاف قاعده در مقایسه با جریان‌های نقدی عملیاتی. *تحقیقات حسابداری*، ۹(۱)، ۸۸-۱۰۳.

خانی، عبداله؛ آذرپور، الهام (۱۳۹۶). تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۹ (۱)، ۳۱-۶۵.

دستگیر، محسن؛ شهرزادی، مهشید (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین عامل اندازه، عامل بازار و صرف ریسک بازار (مکمل) در توضیح تغییرات بازده اضافی پرتفوی. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۶(۲)، ۸۷-۱۰۶.

عیوض لو، رضا؛ قهرمانی، علی؛ عجم، علیرضا (۱۳۹۶). بررسی عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۴)، ۶۹۱-۷۱۴.

فروغی، داریوش؛ رهروی دستجردی، علیرضا (۱۳۹۵). نابهنجاری‌های بازار و بازده غیرعادی. *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، ۸(۱)، ۱۲۷-۱۵۸.

هاشمی، عباس؛ کیانی، غلامحسین؛ روح الهی، وحید (۱۳۹۳). بررسی دیدگاه‌های رفتاری و انتظارات عقلایی در تصریح نابهنجاری اقلام تعهدی. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۶(۴)، صص ۳۷-۵۴.

References

Ali, A., Chen, X., Yao, T., Yu, T. (2008). Do mutual funds profit from the accruals anomaly? *Journal of Accounting Research*, 46(1), 1–26.

Ball, R. (1978). Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of financial economics*, *6*(2-3), 103-126.

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, *9*(1), 3-18.

Archive of SID

www.SID.ir

Barber, B., Odean, T., Zheng, L. (2005). Out of sight, out of mind: The effects of expenses on mutual fund flows. *Journal of Business*, 78(6), 2095–2119.

Barber, B., Odean, T. (2008). All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *Review of Financial Studies*, 21(2), 785–818.

Bernard, V., Thomas, J., & Wahlen, J. (1997). Accounting-based stock price anomalies: Separating market inefficiencies from risk. *Contemporary Accounting Research*, 14(2), 89-136.

Chan, K., Chan, L. K. C., Jegadeesh, N., Lakonishok, J. (2006). Earnings quality and stock returns. *Journal of Business*, 79(3), 1041–1082.

Corwin, S. & Coughenour, J. F. (2008). Limited Attention and the Allocation of Effort in Securities Trading. *The Journal of Finance*, 63(6), 3031-3067.

Daniel, K., Titman, S. (1997). Evidence on characteristics of cross-sectional variation in common stock returns. *Journal of Finance*, 52(1), 1–33.

Davis, J., Fama, E. F., French, K. R. (2000). Characteristics, covariances, and average returns: 1929–1997. *Journal of Finance*, 55(1), 389–406.

Daniel, K., Titman, S., Wei, J. (2001). Cross-sectional variation in common stock returns in Japan. *Journal of Finance*, 56(2), 743–766.

Dastgir, M., Shahrzadi, M. (2014). Investigating the Relationship between Size Factor, Value Factor and Market Risk Premium in Explaining the Portfolios Excess Returns Changes. *Journal of Accounting Advances*, 6(2), 87-106. (*in Persian*)

Della Vigna, S., Pollet, J. (2009). Investor inattention and Friday earnings announcements. *Journal of Finance*, 64(2), 709–749.

Eyvazlu, R., Ghahramani, A., Ajam, A. (2016). Analyzing the Performance of Fama and French Five-factor Model Using GRS Test. *Financial Research Journal*, 18(4), 691-714. (*in Persian*)

Fama, E. F., French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.

Fama, E. F., French, K. R. (2015). Dissecting anomalies with a five factor model. *Review of financial studies*, 28(8), 1–35.

Fama, E., & French, K. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63(4), 1653–1678.

Fedyk, T., Singer, Z., Sougiannis, T. (2010). Does the accrual anomaly End when abnormal accruals reverse? *Working paper*, McGill University, Montreal.

Foroghi, D., Rahrovi, A. (2016). Market Anomalies and Abnormal Returns. *Journal of Accounting Advances*, 8(1), 127-158. (*in Persian*)

Gibbons, M. R., Ross, S. A., Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121–1152.

Haghighat, H., Bakhtiari, M. (2011). The Incremental information content of the Accrual Anomaly versus Operating Cash Flows. *Accounting Research*, 9(1), 88-103. (*in Persian*)

Archive of SID

www.SID.ir

Hashemi, A., Kiani, GH., Rouhollahi, V. (2015). Investigating Behavioral and Rational Expectations Views in Describing the Accruals Anomaly. *Financial Accounting Research*, 6(4), 37-54. (*in Persian*)

Hirshleifer, D., Hou, K., & Teoh, S. (2012). The accrual anomaly: Risk or mispricing? *Management Science***,** 58(2), 320–335.

Hirshleifer, D., Hou, K., Teoh, S. H., Zhang, Y. (2004). Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? *Journal of Accounting Economics*, 38(1), 297–331.

Kang, P., Palmon, D. (2015). Does news play an important role in the correction process of the accrual anomay? *Accounting and Finance*, 55(2), 497–518.

Khan, M. (2008). Are accruals really mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 55–77.

Khani, A., Azarpour, E. (2017). Explaining Of the Accrual Anomaly and Investment by Return Dispersion. *Journal of Accounting Advances*, 9(1), 31-64. (*in Persian*)

Kraft, A., Leone, A., & Wasley, C. (2006). an analysis of the theories and explanations offered for the mispricing of accruals and accrual components. *Journal of Accounting Research*, 44(2), 297–339.

Li, D., Zhang, L. (2010). Does q-theory with investment frictions explain anomalies in the cross section of returns? *Journal of Financial Economics*, 98(2), 297–314.

Ohlson, J. A. (2015). Risk versus Anomaly; a New Methodology Applied to Accruals. *The Accounting Review*, 90(5), 2057-2077.

Papanastasopoulos, G. (2017). Accruals anomaly and corporate financing activities. *Finance research letters*, 20(1), 125–129.

Pincus, M., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2007). The accrual anomaly: International evidence. *The Accounting Review*, 82(1), 169–203.

Resutek, R. (2010). Intangible returns, accruals, and return reversal: A multiperiod examination of the accrual anomaly. *The Accounting Review*, 85(4), 1347-1374.

Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), 437–485.

Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Efficient Capital Markets: II. Persuasive *Evidence of Market Inefficiency*, *11*(3), 9-16.

Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, 71(3), 289–315.

Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A journal of selected papers*, 4(1), 25-45.

Teoh, S., Welch, I., Wong, T. (1998a). Earnings management and the long run market performance of the initial public offering. *Journal of Finance***,** 53(6), 1935–1974.

Teoh, S., I. Welch, T. Wong. (1998b). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economic*, 50(1), 63–99.

Archive of SID

www.SID.ir

Wu, J., Zhang, L., & Zhang, X. (2009). The Q-theory approach to understanding the accrual anomaly. *Journal of Accounting Research*, 48(1), 177–223.

Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review*, 76(3), 357–373.

Zach, T. (2003). *Inside the Accrual Anomaly*. The Dissertation for the Degree of Doctor of Philosophy, University of Rochester, New York.

Zhang, X. F. (2007). Accruals, investment, and the accrual anomaly. *The Accounting Review*, 82(5), 1333–1363.

Archive of SID

www.SID.ir