

The Effect of Return Dispersion on the Accrual and Investment Anomalies in Companies Listed in Tehran Stock Exchange

Zeinab Asghari¹, Afsaneh Soroushyar^{2*}, Saied Ali Ahmadi³

- 1- Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran
z.asqari92@gmail.com
2- Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran
a_soroushyar@yahoo.com
3- Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran
saeidaliahmadi@yahoo.com

Abstract

The accrual anomaly as the phenomenon in the capital market has attracted the attention of many experts to its underlying causes. The purpose of this study is to investigate the role of the cross-sectional dispersion of stock returns in the accrual anomaly and investment anomaly in the companies listed in Tehran Stock Exchange. The research sample that was selected using the systematic elimination method includes 147 companies listed in Tehran Stock Exchange in the period of 2007-2014. The Fama and French (1993) model with return dispersion is used in order to test the research hypotheses. For analyzing the role of return dispersion in the accrual anomaly, Fama - French model was fitted by sorting the companies with high and low accruals and for analyzing the role of return dispersion in the investment anomaly, this model was fitted by sorting the companies with high and low investments. Research models were fitted using the combined data and then by using the time series method and sorting the given portfolios. The results show that the stock return dispersion does not affect accrual and investment anomalies.

Keywords: Accrual anomalies, Investment anomalies, Stock return

بررسی تأثیر پراکندگی بازده در ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

زینب اصغری^۱، افسانه سروش یار^{۲*}، سعید علی احمدی^۳

- ۱- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
z.asqari92@gmail.com
۲- استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
a_soroushyar@yahoo.com
۳- استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
saeidaliahmadi@yahoo.com

چکیده

ناهنجاری اقلام تعهدی به‌عنوان یکی از پدیده‌های مشاهده‌شده در بازار سرمایه، بسیاری از پژوهشگران را به جستجوی عوامل ایجاد آن واداشته است. هدف پژوهش حاضر، بررسی نقش پراکندگی مقطعی بازده سهام در ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری است. نمونه آماری پژوهش، شامل ۱۴۷ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده و پراکندگی بازده به‌عنوان عامل چهارم به آن اضافه شده است. برای بررسی نقش پراکندگی بازده بر ناهنجاری اقلام تعهدی، الگوی فاما و فرنچ به تفکیک شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا و پایین و بررسی نقش پراکندگی بازده بر ناهنجاری سرمایه‌گذاری، این الگو به تفکیک شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری زیاد و سرمایه‌گذاری کم برآزش شده است. برآزش الگوهای پژوهش یکبار با استفاده از داده‌های ترکیبی و بار دیگر به روش سری‌زمانی به تفکیک سبدهای سرمایه‌گذاری تدوین‌شده انجام شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد پراکندگی بازده سهام در ایجاد ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری نقشی ندارد.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، ناهنجاری اقلام تعهدی، ناهنجاری سرمایه‌گذاری

مقدمه

یکی از مباحث مهمی که تصمیم‌های سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بازده سهام است؛ زیرا این عامل، اهمیت انکارناپذیری در افزایش ثروت سهامداران دارد؛ بنابراین پژوهشگران مالی همواره به دنبال تعیین متغیرهای تأثیرگذار در بازده سهام هستند. یکی از مباحثی که توجه بسیاری از پژوهشگران را به خود معطوف داشته است، ناهنجاری اقلام تعهدی است. تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی موجب ایجاد بحث‌های زیادی در مبانی مالی شرکتی شده است. قیمت‌گذاری اشتباه اقلام تعهدی و ریسک، دو عامل مطرح شده در توجیه ناهنجاری اقلام تعهدی است. پژوهش‌های انجام شده در این حوزه به طور عمده بر قیمت‌گذاری اشتباه اقلام تعهدی متمرکز شده است؛ اما پژوهش‌های کمتری دربارهٔ عامل ریسک انجام گرفته است. با وجود این، هیچ یک از دیدگاه‌ها نتوانسته است عامل قطعی این ناهنجاری معرفی شود. از آنجا که ممکن است این ناهنجاری به برخی متغیرهای کلان اقتصادی و نیز وضعیت تولید و بهره‌وری در اقتصاد مرتبط باشد، در این پژوهش، نقش پراکندگی مقطعی بازده سهام به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلان اقتصادی در تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی بررسی می‌شود. از آنجا که اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری به میزان زیادی به یکدیگر وابسته است، ناهنجاری اقلام تعهدی ممکن است با ناهنجاری سرمایه‌گذاری بسیار مرتبط باشد؛ از این رو، مطالعه حاضر در صدد پاسخ به این پرسش است که آیا پراکندگی مقطعی بازده سهام در استراتژی‌های مبتنی بر اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری در صرف ریسک سهام می‌تواند تأثیر بگذارد؟ به بیان دیگر، آیا پراکندگی مقطعی بازده سهام، ناهنجاری اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری را می‌تواند توجیه کند؟

نتایج این پژوهش برای سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی برای ارزیابی و پیش‌بینی دقیق‌تر بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و اتخاذ تصمیم‌های صحیح‌تر اقتصادی می‌تواند مفید واقع شود و پژوهشگران را در تبیین این ناهنجاری در بازار سرمایه یاری رساند.

مبانی نظری

تعیین عوامل مؤثر در تبیین رفتار بازده سهام، یکی از عوامل کلیدی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است. سرمایه‌گذاران، به کسب بازده بیشتر و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود علاقه‌مند هستند. در این راستا، سود حسابداری به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارقام صورت‌های مالی همواره مدنظر سرمایه‌گذاران بوده است؛ اما ویژگی‌های متفاوت اجزای نقدی و تعهدی سود، تفکیک این اجزا را برای اتخاذ تصمیم‌های صحیح‌تر ضروری می‌کند. از آنجا که جریان‌های نقد عملیاتی قابلیت سودآوری آینده را بهتر از اقلام تعهدی پیش‌بینی می‌کند؛ اگر این تفکیک انجام نپذیرد، موجب می‌شود سرمایه‌گذاران، شرکت‌های با اقلام تعهدی زیاد را بسیار خوش‌بینانه و شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین را بسیار بدبینانه برآورد کنند [۱۲]. اسلوان (۱۹۹۶) دریافت تفاوت بازده بین شرکت‌های با اقلام تعهدی زیاد و کم با ریسکی که الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) اندازه‌گیری کرده است و یا اندازه شرکت توضیح‌دانی نیست [۸]. این رفتار بازده سهام در مقابل اقلام تعهدی، ناهنجاری اقلام تعهدی نامیده شده است. ناهنجاری‌های اقلام تعهدی یکی از ناهنجاری‌های دیرپا در قیمت‌گذاری دارایی بوده است [۱۰، ۱۳]. از زمانی که اسلوان (۱۹۹۶) برای

اقلام تعهدی افزایش می‌یابد. سودآوری اقلام تعهدی و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری به صورت سیستماتیک در طول زمان تغییر می‌کند و این تغییرات تا حد زیادی با پراکندگی مقطعی بازده سهام ارتباط دارد [۲].

بر اساس الگوهای ژانگ (۲۰۰۵) پراکندگی بازده با بازده سهام مرتبط است. بر اساس این دیدگاه، پراکندگی بازده، شاخص مفیدی از وضعیت کلان اقتصادی است و شامل اطلاعات مرتبط با شرایط عمومی سرمایه‌گذاری است که شرکت‌ها با آن مواجه هستند. در دوره‌هایی که پراکندگی بازده زیاد است، نرخ‌های بهره نیز بیشتر است که این خود مانع سرمایه‌گذاری و رشد است. در صورتی که پراکندگی بازده، نشانه‌ای از وضعیت اقتصادی با ریسک‌های بالای رشد باشد و چنانچه اقلام تعهدی، منعکس‌کننده اطلاعات رشد باشد؛ می‌توان انتظار داشت در دوره‌هایی با پراکندگی بازده بالاتر (پایین‌تر) بازده حاصل از استراتژی مبتنی بر اقلام تعهدی، بالاتر (پایین‌تر) است؛ به عبارت دیگر، شرکت‌های با اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری پایین‌تر (بالاتر) حساسیت بیشتری به پراکندگی مقطعی بازده سهام دارند. همچنین سبدهای سرمایه‌گذاری با اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری پایین صرف ریسک مثبت بیشتری را به‌عنوان پاداشی برای ریسک پراکندگی بازده ایجاد می‌کند [۲]. با توجه به مبانی پژوهش، این پژوهش می‌کوشد این دو فرضیه را بیازماید: اولاً، پراکندگی مقطعی بازده سهام، ناهنجاری اقلام تعهدی را می‌تواند توضیح دهد. دوماً، پراکندگی مقطعی بازده سهام، ناهنجاری سرمایه‌گذاری را می‌تواند توضیح دهد. در ادامه، به برخی از پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه اشاره می‌شود. چیچرنیا و همکاران^۳ (۲۰۱۵) در پژوهشی، این موضوع

اولین بار بازده غیرعادی پایین (بالا) را برای سهام با اقلام تعهدی بالا (پایین) مطرح کرد، پژوهش‌های بسیاری در راستای توضیح ناهنجاری اقلام تعهدی و نیز دلیل فراگیر بودن آن انجام شده است؛ زیرا به اعتقاد فاما و فرنچ (۲۰۰۸) ناهنجاری اقلام تعهدی یکی از پایدارترین و فراگیرترین انواع ناهنجاری‌ها است که حتی در شرکت‌های با اندازه‌های مختلف نیز مشاهده می‌شود [۲]. به‌طور کلی، مهم‌ترین دلایل مطرح‌شده برای ناهنجاری اقلام تعهدی عبارتند از: ۱- ثبات انتظارات سرمایه‌گذاران و درک نکردن تفاوت پایداری اجزای نقدی و تعهدی سود [۱۴] و ۲- مشکلات ناشی از اقلام تعهدی به‌دلیل آثار قیمت‌گذاری اشتباه رشد و سرمایه‌گذاری در بازده سهام و یا قیمت‌گذاری ریسک منطقی [۱۷]. نادیده گرفتن عامل دوم دشوار است؛ زیرا معیارهای سرمایه‌گذاری و اقلام تعهدی به‌طور ذاتی به یکدیگر وابسته‌اند [۱۳]. بر اساس استدلال دوم فرض می‌شود تغییر در اقلام تعهدی مرتبط با تغییر در سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین افزایش در اقلام تعهدی به معنای افزایش در سرمایه‌گذاری است که با افزایش سرمایه‌گذاری، کاهش تدریجی بازده نهایی سرمایه‌گذاری، منطقی خواهد بود [۹]. در این راستا، اندرسن و گارسیا^۱ (۲۰۰۶) دریافته‌اند شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری‌های بیشتری انجام می‌دهند در مقایسه با شرکت‌های با سرمایه‌گذاری کمتر، بازده سهام پایین‌تری دارند. همچنین ژانگ^۲ (۲۰۰۷) به‌عنوان یکی از طرفداران دیدگاه دوم چنین استدلال کرد که ناهنجاری اقلام تعهدی ممکن است انعکاسی از قیمت‌گذاری ریسک باشد. وی در مطالعه‌ای دریافت میزان ناهنجاری اقلام تعهدی با افزایش اطلاعات سرمایه‌گذاری نهفته در

1 Anderson and Garcia

2 Zhang

را بررسی کردند که آیا پراکندگی بازده، ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری را می‌تواند توضیح دهد. آنان ضمن انجام آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها دریافتند شرکت‌های با اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری پایین، بیشتر در معرض ریسک مربوط به پراکندگی بازده قرار می‌گیرند. همچنین پراکندگی بازده تا حد زیادی، بازده آینده و بازده مازاد اقلام تعهدی و موانع سرمایه‌گذاری سبدهای سهام را می‌تواند توضیح دهد. تاکاماتسو و فاورو^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، چگونگی برآورد اجزای مختلف سود و تأثیر آن را در سودآوری آینده شرکت‌های تجاری برزیل بررسی کردند. نتایج نشان داد اقلام تعهدی جاری از نشان‌دادن رفتار بازده غیرعادی آینده در شرکت‌های مدنظر ناتوان است. به‌علاوه، هیچ بازده غیرعادی و در خور توجهی در استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر اقلام تعهدی، توانایی تفسیر و قیمت‌گذاری داده‌های حسابداری سرمایه‌گذاران را نمی‌تواند نشان بدهد. سوارز و استارک^۲ (۲۰۱۱) با استفاده از الگوی تعدیل‌شده میشکین^۳ (۱۹۸۳) درصد پاسخ به این پرسش برآمدند که آیا ناهنجاری اقلام تعهدی و یا جریان نقدی در بازده سهام شرکت‌های انگلیسی وجود دارد. آنها نشان دادند شواهد کمی درباره بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در انگلستان وجود دارد. به‌علاوه نتیجه گرفتند در بازار سهام انگلستان بی‌قاعدگی جریان وجوه نقد دیده می‌شود. هیرشلیفر و همکاران^۴ (۲۰۱۰) از الگوی بسط‌یافته سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی استفاده کردند. نتایج نشان داد اقلام تعهدی با بازده، رابطه دارد و با تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر

اقلام تعهدی، بازده را می‌توان پیش‌بینی کرد. همچنین نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران، اقلام تعهدی را به‌شکل نادرستی ارزش‌گذاری می‌کنند و درباره توضیحات ریسک تردید دارند. خان (۲۰۰۸) عوامل مبتنی بر ریسک را برای توجیه ناهنجاری اقلام تعهدی بررسی کرد. وی با استفاده از الگوی چهارعاملی دریافت بخش در خور ملاحظه‌ای از پراکندگی میانگین بازده شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا و پایین با ریسک توضیح داده می‌شود.

هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) ناهنجاری اقلام تعهدی را با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد ناهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران وجود دارد. همچنین ریسک ناتوانی مالی در رابطه اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آینده سهام تأثیرگذار است. مجتهدزاده و قدرتی (۱۳۹۱) اثر بی‌قاعدگی اقلام تعهدی را در قیمت‌گذاری شرکت‌ها بررسی کردند. آنان دریافتند اقلام تعهدی سود در بازده سهام و در نتیجه، قیمت شرکت‌ها اثرگذار است. این نتایج با کنترل سایر عوامل تأثیرگذار در بازده سهام مانند صرف ریسک بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت همچنان برقرار ماند. مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) اثر اقلام تعهدی در بازده سهام و بهبود عملکرد سهام را با به‌کارگیری همزمان هردو ناهنجاری در بازار سرمایه ایران بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران وجود دارد و همچنین سرمایه‌گذاران با کنترل سه عامل ریسک فاما و فرنچ، با به‌کارگیری همزمان هردو ناهنجاری به جای استفاده از تنها یک ناهنجاری، بازده سهام بیشتری به دست می‌آورند. هاشمی و صادقی

را بررسی کردند که آیا پراکندگی بازده، ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری را می‌تواند توضیح دهد. آنان ضمن انجام آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها دریافتند شرکت‌های با اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری پایین، بیشتر در معرض ریسک مربوط به پراکندگی بازده قرار می‌گیرند. همچنین پراکندگی بازده تا حد زیادی، بازده آینده و بازده مازاد اقلام تعهدی و موانع سرمایه‌گذاری سبدهای سهام را می‌تواند توضیح دهد. تاکاماتسو و فاورو^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، چگونگی برآورد اجزای مختلف سود و تأثیر آن را در سودآوری آینده شرکت‌های تجاری برزیل بررسی کردند. نتایج نشان داد اقلام تعهدی جاری از نشان‌دادن رفتار بازده غیرعادی آینده در شرکت‌های مدنظر ناتوان است. به‌علاوه، هیچ بازده غیرعادی و در خور توجهی در استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر اقلام تعهدی، توانایی تفسیر و قیمت‌گذاری داده‌های حسابداری سرمایه‌گذاران را نمی‌تواند نشان بدهد. سوارز و استارک^۲ (۲۰۱۱) با استفاده از الگوی تعدیل‌شده میشکین^۳ (۱۹۸۳) درصد پاسخ به این پرسش برآمدند که آیا ناهنجاری اقلام تعهدی و یا جریان نقدی در بازده سهام شرکت‌های انگلیسی وجود دارد. آنها نشان دادند شواهد کمی درباره بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در انگلستان وجود دارد. به‌علاوه نتیجه گرفتند در بازار سهام انگلستان بی‌قاعدگی جریان وجوه نقد دیده می‌شود. هیرشلیفر و همکاران^۴ (۲۰۱۰) از الگوی بسط‌یافته سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی استفاده کردند. نتایج نشان داد اقلام تعهدی با بازده، رابطه دارد و با تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر

1 Takamatsu & Fávero

2 Soares & Stark

3 MyshkinTest

4 Hirshleifer et al

پژوهش توصیفی-همبستگی است. نمونه پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس پذیرفته شده باشند، سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند باشد، در قلمرو زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ) نباشند، سهام آنها حداقل هر شش ماه یکبار مبادله شده باشد و در بازه زمانی پژوهش، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام مثبت داشته باشند. با توجه به شرایط فوق در مجموع، تعداد ۱۴۷ شرکت انتخاب شده است. جدول نحوه گزینش شرکت‌های نمونه به شرح زیر است:

(۱۳۸۸) رابطه اقلام تعهدی اختیاری با وجه نقد عملیاتی، بازده سهام و کارایی سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای را در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد بین جریان‌های نقدی و سرمایه‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در شرکت‌های دارای اقلام تعهدی اختیاری مثبت بزرگ، رابطه وجود دارد. همچنین رابطه معنی‌داری بین تأمین مالی خارجی شرکت‌های دارای اقلام تعهدی اختیاری مثبت بزرگ با بازده سهام آنها وجود دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی محسوب می‌شود و از نظر ماهیت، این

جدول (۱) نحوه گزینش شرکت‌های نمونه

تعداد شرکت	شرح
۴۶۹	تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در سال ۱۳۸۶
(۱۰۵)	سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند نباشد.
(۵)	در قلمرو زمانی پژوهش، تغییر سال مالی داشته باشد.
(۴۸)	جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ) نباشد.
(۱۴۹)	سهام آنها حداقل هر شش ماه یکبار مبادله شده باشد.
(۱۵)	شرکت‌ها باید در بازه زمانی پژوهش، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام مثبت داشته باشند.
۱۴۷	تعداد شرکت‌های نمونه

(۱) در این پژوهش از الگوی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RRD_t) + \varepsilon_{i,t}$$

به‌عنوان مبنا استفاده شده است؛ ولی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش و به پیروی از چیچرنیا و همکاران

(۲) الگوی فاما و فرنچ به صورت زیر تعدیل و به

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RD_t) + \varepsilon_{i,t}$$

کار گرفته شده است:

همچنین برای محاسبه RRD از اجزای اخلال رگرسیون (۶) استفاده شده است.

(۶)

$$RD_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{m,t} + \gamma_2 |R_{m,t}| + \varepsilon_t$$

متغیرهای کنترلی نیز شامل $R_{m,t} - R_{f,t}$ ، که مازاد بازده ماهانه بازار را نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در ماه t نشان می‌دهد، SMB عامل اندازه شرکت و HML عامل رشد شرکت می‌شود. برای محاسبه SMB مطابق رویه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ابتدا شرکت‌های نمونه در پایان هر سال برحسب اندازه مرتب و بعد از محاسبه میانه، شرکت‌ها به دو دسته کوچک (پایین تر از میانه) و بزرگ (بالا تر از میانه) تقسیم می‌شوند. اندازه شرکت با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال به دست می‌آید. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از حاصل ضرب تعداد سهام شرکت در پایان سال در قیمت بازار آن محاسبه می‌شود. پس از طبقه‌بندی شرکت‌ها برحسب اندازه، از تفاوت میانگین بازده شرکت‌های بزرگ‌تر از میانه و میانگین بازده شرکت‌های کوچک‌تر از میانه در هر ماه SMB به دست می‌آید. برای محاسبه HML نیز ابتدا شرکت‌های نمونه در پایان هر سال برحسب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) مرتب و مجدداً شرکت‌ها به سه گروه شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار زیاد، شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار متوسط و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار کم طبقه‌بندی می‌شود؛ به گونه‌ای که ۳۰ درصد بالا به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M زیاد و ۳۰ درصد پایین به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M کم و ۴۰ درصد میانی به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M متوسط در نظر گرفته

گفتنی است برای آزمون فرضیه اول، دو الگوی (۱) و (۲) به تفکیک شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا و شرکت‌های دارای اقلام تعهدی پایین برآزش شده است. برای آزمون فرضیه دوم نیز دو الگوی فوق به تفکیک شرکت‌های با سرمایه‌گذاری زیاد و شرکت‌های با سرمایه‌گذاری کم و با استفاده از داده‌های ترکیبی برآزش شده است. در الگوهای بالا، متغیر وابسته $R_{i,t} - R_{f,t}$ است که نشان‌دهنده صرف ناشی از تفاوت بازده ماهانه سهام نسبت به نرخ بهره بدون ریسک است. این متغیر، صرف ریسک سهام نامیده شده و به صورت زیر محاسبه می‌شود.

(۳)

$$R_{i,t} = \frac{(P_{i,t+1} - P_{i,t}) + D_{i,t}}{P_{i,t}}$$

در رابطه فوق $R_{i,t}$ بازده سهام شرکت i در ماه t ، $P_{i,t+1}$ قیمت بازار سهام در اول ماه بعد، $P_{i,t}$ قیمت بازار سهام در اول ماه، $D_{i,t}$ سود نقدی تقسیمی $R_{f,t}$ نرخ بهره ماهانه بدون ریسک است که در این پژوهش از نرخ سود سپرده سرمایه‌گذاری بانک‌های دولتی استفاده شده است. متغیر مستقل، پراکندگی مقطعی بازده ماهانه سهام است که برای محاسبه آن از شاخص RD و RRD استفاده شده است.

(۴)

$$RD_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_{i,t} - R_{m,t})^2}$$

در رابطه فوق RD_t پراکندگی بازده سهام در ماه t و $R_{m,t}$ بازده بازار در ماه t است که از رابطه زیر محاسبه شده است:

(۵)

$$R_{m,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

الگوهای (۱) و (۲) به جای اینکه بازده مازاد سهام شرکت باشد، بازده مازاد سبد سرمایه‌گذاری است. با این تغییر در متغیر وابسته، دو الگوی (۹) و (۱۰) حاصل می‌شود.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RRD_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RD_t) + \varepsilon_{i,t}$$

که $R_{p,t} - R_{f,t}$ نشان‌دهنده صرف ناشی از تفاوت بازده ماهانه مدنظر سبد سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره بدون ریسک است. این متغیر، صرف ریسک سبد سرمایه‌گذاری نامیده می‌شود. $R_{p,t}$ نیز بازده مدنظر سبد سرمایه‌گذاری به صورت ماهانه است که از میانگین ساده بازده ماهانه سهام شرکت‌های تشکیل‌دهنده سبد سرمایه‌گذاری به شرح رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{i=1}^n R_{i,t}}{n}$$

یافته‌ها

نتایج مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد صرف ریسک سهام $(R_{i,t} - R_{f,t})$ که نشان‌دهنده تفاوت بازده ماهانه سهام و نرخ بازده بدون ریسک است، میانگین $۰/۹۱۲-$ دارد؛ یعنی بازده ماهانه سهام شرکت‌ها به طور متوسط، $۰/۹۱۲$ درصد کمتر از بازده بدون ریسک بوده است. همچنین صرف ریسک بازار، میانگینی برابر با $۰/۵۲۹$ دارد. میانگین SMB به عنوان عامل اندازه و HML به عنوان عامل رشد شرکت به ترتیب، $۰/۶۴۲-$ و $۲/۴۵۲-$ است. در این

می‌شود. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از حاصل تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت (که از حاصل ضرب تعداد سهام شرکت در آخرین قیمت سهام شرکت در پایان سال به دست می‌آید) محاسبه می‌شود. گفتنی است برای تفکیک شرکت‌ها به دو گروه دارای اقلام تعهدی بالا و پایین (برای آزمون فرضیه اول) و شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری بالا و پایین (برای آزمون فرضیه دوم) ارقام بیشتر از میانه در طبقه بالا و ارقام کمتر از میانه در طبقه پایین جای گرفته اند. اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری که برای تفکیک شرکت‌ها از آن استفاده می‌شود نیز با رابطه (۷) و (۸) محاسبه می‌شود.

(۷)

تغییرات وجه - تغییر در کل دارایی‌ها) = تعهدی اقلام تغییرات در حصه جاری - تغییرات در کل بدهی) - (نقد تغییرات در وام‌های دریافتی - بدهی‌های بلند مدت [هزینه استهلاک - بلندمدت

(۸)

تغییرات + تغییرات دارایی‌های ثابت مشهود) = I/A

کل دارایی‌های سال قبل / (موجودی‌ها

افزون بر این، برای اطمینان از نتایج حاصل، بار دیگر الگوهای (۱) و (۲) به صورت سبد سرمایه‌گذاری و به روش سری‌زمانی در دوره ۹۶ ماهه برآزش می‌شود. برای تدوین سبدهای سرمایه‌گذاری، شرکت‌های نمونه یکبار برحسب اندازه، رشد و اقلام تعهدی و بار دیگر برحسب اندازه، رشد و سرمایه‌گذاری، طبقه‌بندی و با لحاظ کردن این سه عامل در طبقه‌بندی هر بار ۱۲ سبد سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود؛ بنابراین متغیر وابسته

چون بیشتر از ۰/۰۵ است؛ پراکندگی بازده سهام، ناهنجاری اقلام تعهدی را نمی‌تواند توضیح دهد. همچنین در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، ضریب متغیر پراکندگی بازده (RRD) ۰/۰۰۹- و بی‌معنی است؛ بنابراین پراکندگی بازده سهام، ناهنجاری اقلام تعهدی را نمی‌تواند توضیح دهد؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش رد می‌شود. در شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، ۰/۱۵۳-، ۰/۰۰۰ و ۰/۶۵۶ و سطح معنی‌داری آنها ۰/۲۱۲، ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۰ است. همچنین در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، ۰/۰۷۳-، ۰/۱۲۸ و ۰/۶۵۸ و سطح معنی‌داری آنها ۰/۱۲۹، ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۰ است؛ به عبارت دیگر، در هر دو گروه شرکت فوق، ضریب عامل رشد و صرف ریسک بازار، مثبت و معنی‌دار است؛ اما عامل اندازه، به لحاظ آماری، بدون معنا است. آماره والد برای دو گروه با اقلام تعهدی پایین و بالا ۵۶۹/۳۶ و ۵۵۹/۶۹ و سطح معنی‌داری آن برابر با صفر است؛ بنابراین الگو در کل، معنی‌دار است.

پژوهش برای محاسبه پراکندگی بازده سهام از دو شاخص RRD و RD استفاده شده است که میانگین آنها به ترتیب، صفر و ۱۸/۶۶۰ است.

پیش از ارائه نتایج مربوط به برازش الگوی پژوهش برای اطمینان از برقراری فرضیه‌های کلاسیک رگرسیون، آزمون VIF^۱ برای بررسی خطای همخطی، برای بررسی همسانی واریانس آزمون نسبت راست‌نمایی^۲ (LR) و برای اطمینان از نبود خودهمبستگی، آزمون دوربین واتسون^۳ انجام شده است. همچنین مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین، لین و چو^۴ بررسی شده است. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس، نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس در تمامی الگوها است؛ از این رو، برای رفع این خطا، الگوهای پژوهش به روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برازش شده است. همچنین نتایج آزمون دوربین-واتسون، نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی و نتایج آزمون VIF نشان‌دهنده نبود همخطی در همه الگوها است. همچنین نتایج آزمون لوین، لین و چو نشان داد تمامی متغیرها در سطح مانا هستند. نتایج این آزمون‌ها برای رعایت اختصار ارائه نشده است.

فرضیه اول پژوهش بیان می‌کند پراکندگی بازده، ناهنجاری اقلام تعهدی را می‌تواند توضیح دهد. نتایج حاصل از برازش الگوی (۱) و (۲) برای آزمون این فرضیه در جدول شماره (۲) و (۳) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۲) مشاهده می‌شود در شرکت‌هایی که اقلام تعهدی پایین است، ضریب پراکندگی بازده (RRD) ۰/۰۱۲- و سطح معنی‌داری آن ۰/۴۹۱ است و

1 Variance Inflation Factor

2 Likelihood-Ratio Test

3 Durbin - Watson

4 Levin, Lin and Chui

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از الگوی (۱)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RRD_t) + \varepsilon_{i,t}$$

اقلام تعهدی بالا		اقلام تعهدی پایین					
سطح معنی‌داری	آماره Z	ضرایب	سطح معنی‌داری	آماره Z	ضرایب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۲۲	-۱/۲۳	-۰/۲۲۵	۰/۰۰۰	-۶/۲۵	-۱/۱۱۶	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	۲۱/۵۷	۰/۶۵۸	۰/۰۰۰	۲۱/۷۰	۰/۶۵۶	$R_m - R_f$	صرف ریسک بازار
۰/۱۲۹	-۱/۵۲	-۰/۰۷۳	۰/۲۱۲	-۱/۲۵	-۰/۰۵۸	SMB	عامل اندازه شرکت
۰/۰۰۰	۳/۸۹	۰/۱۲۸	۰/۰۰۰	۴/۷۶	۰/۱۵۳	HML	عامل رشد شرکت
۰/۶۰۶	-۰/۵۲	-۰/۰۰۹	۰/۴۹۱	-۰/۶۹	-۰/۰۱۲	RRD	پراکنندگی بازده
۵۵۹/۶۹ (۰/۰۰۰)		۵۶۹/۳۶ (۰/۰۰۰)		آماره والد (سطح معنی‌داری)			
۰/۰۷۳		۰/۰۷۴		ضریب تعیین تعدیل شده			
۲/۰۵۸		۱/۹۵۹		آماره دوربین واتسون			

همچنین در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، $-۰/۰۸۰$ ، $۰/۱۳۲$ و $۰/۶۵۶$ و سطح معنی‌داری آنها $۰/۰۹۶$ ، $۰/۰۰۰$ و $۰/۰۰۰$ است؛ به عبارت دیگر، در هر دو گروه شرکت فوق، ضریب عامل رشد و صرف ریسک بازار، مثبت و معنی‌دار است؛ اما عامل اندازه به لحاظ آماری، بی‌معنا است. با توجه به آماره والد به دست آمده برای دو گروه با اقلام تعهدی پایین و بالا که به ترتیب، $۵۶۹/۲۴$ ، $۵۵۹/۳۴$ و سطح معنی‌داری آن برابر با صفر است، گفتنی است الگو در کل، معنی‌دار است.

همانگونه که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود در شرکت‌هایی که اقلام تعهدی پایین دارند، ضریب پراکنندگی بازده (RD) $-۰/۰۰۴$ و سطح معنی‌داری $۰/۸۰۱$ و به لحاظ آماری، بدون معنا است و در نتیجه، پراکنندگی بازده سهام، ناهنجاری‌های اقلام تعهدی را نمی‌تواند توضیح دهد. همچنین در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، ضریب متغیر پراکنندگی بازده (RD) $۰/۰۰۲$ و بدون معنی است؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش رد می‌شود. در شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، $-۰/۰۶۴$ ، $۰/۱۵۶$ و $۰/۶۵۷$ و سطح معنی‌داری آنها $۰/۱۷۲$ ، $۰/۰۰۰$ و $۰/۰۰۰$ است.

جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از الگوی (۲)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RD_t) + \varepsilon_{i,t}$$

اقلام تعهدی بالا			اقلام تعهدی پایین			نماد متغیر	نام متغیر
سطح معنی داری	آماره Z	ضرایب	سطح معنی داری	آماره Z	ضرایب		
۰/۴۸۷	-۰/۶۹	-۰/۲۵۵	۰/۰۰۴	-۲/۹۱	-۱/۰۳	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	۲۰/۹۳	۰/۶۵۶	۰/۰۰۰	۲۱/۱۸	۰/۶۵۷	$R_m - R_f$	صرف ریسک بازار
۰/۰۹۶	-۱/۶۷	-۰/۰۸۰	۰/۱۷۲	-۱/۳۷	-۰/۰۶۴	SMB	عامل اندازه شرکت
۰/۰۰۰	۴/۰۱	۰/۱۳۲	۰/۰۰۰	۴/۸۶	۰/۱۵۶	HML	عامل رشد شرکت
۰/۹۰۷	۰/۱۲	۰/۰۰۲	۰/۸۰۱	-۰/۲۵	-۰/۰۰۴	RD	پراکندگی بازده
۵۵۹/۳۶ (۰/۰۰۰)			۵۶۹/۲۴ (۰/۰۰۰)			آماره والد (سطح معنی داری)	
۰/۰۷۳			۰/۰۷۴			ضریب تعیین تعدیل شده	
۲/۰۵۸			۱/۹۹۹			آماره دوربین واتسون	

بازار به ترتیب، $-۰/۰۳۱$ ، $۰/۱۱۷$ و $۰/۵۸۹$ و سطح معنی داری آنها $۰/۴۸۳$ ، $۰/۰۰۰$ و $۰/۰۰۰$ است. همچنین در شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری بالا، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، $-۰/۰۶۴$ ، $۰/۱۳۴$ و $۰/۶۸۰$ و سطح معنی داری آنها $۰/۱۸۲$ ، $۰/۰۰۰$ و $۰/۰۰۰$ است؛ به عبارت دیگر، در هر دو گروه شرکت بالا، ضریب عامل رشد و صرف ریسک بازار، مثبت و معنی دار است؛ اما عامل اندازه به لحاظ آماری، بی‌معنا است. آماره والد برای دو گروه با سرمایه‌گذاری پایین و بالا $۴۸۶/۶۸$ و $۵۷۲/۱۸$ و سطح معنی داری آن برابر با صفر است؛ در نتیجه، الگو در کل، معنی دار است.

برای آزمون فرضیه دوم مبنی بر اینکه پراکندگی بازده، ناهنجاری‌های سرمایه‌گذاری را می‌تواند توضیح دهد، الگوی (۱) و (۲) برآزش شده است و نتایج حاصل از آن به شرح جدول (۴) و (۵) است. با توجه به جدول (۴) در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری پایین است، ضریب پراکندگی بازده (RRD) $۰/۰۰۱$ و سطح معنی داری آن $۰/۹۳۱$ است؛ از این رو، پراکندگی بازده سهام، ناهنجاری‌های سرمایه‌گذاری را نمی‌تواند توضیح دهد. همچنین در شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا، ضریب متغیر پراکندگی بازده (RRD) $-۰/۰۲۰$ و بدون معنی است؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش رد می‌شود. در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری پایین است، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک

جدول (۴) نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از الگوی (۱)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RRD_t) + \varepsilon_{i,t}$$

سرمایه‌گذاری بالا		سرمایه‌گذاری پایین					
سطح معنی‌داری	آماره Z	ضرایب	سطح معنی‌داری	آماره Z	ضرایب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۳	-۳/۰۲	-۰/۵۵۳	۰/۰۰۰	-۵/۰۹	-۰/۸۷۵	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	۲۱/۹۴	۰/۶۸۰	۰/۰۰۰	۲۰/۴۳	۰/۵۸۹	$R_m - R_f$	صرف ریسک بازار
۰/۱۸۲	-۱/۳۳	-۰/۰۶۴	۰/۴۸۳	-۰/۷۰	-۰/۰۳۱	SMB	عامل اندازه شرکت
۰/۰۰۰	۴/۱۹	۰/۱۳۴	۰/۰۰۰	۳/۷۸	۰/۱۱۷	HML	عامل رشد شرکت
۰/۲۳۸	-۱/۱۸	-۰/۰۲۰	۰/۹۳۱	۰/۰۹	۰/۰۰۱	RRD	پراکندگی بازده
۵۷۲/۱۸ (۰/۰۰۰)		۴۸۶/۶۸ (۰/۰۰۰)		آماره والد (سطح معنی‌داری)			
۰/۰۷۴		۰/۰۷۴		ضریب تعیین تعدیل شده			
۲/۰۰۸		۲/۰۵۹		آماره دوربین واتسون			

زیاد، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، $-۰/۰۷۲$ ، $۰/۱۳۹$ و $۰/۶۸۱$ و سطح معنی‌داری آنها $۰/۱۳۱$ ، $۰/۰۰۰$ و $۰/۰۰۰$ است؛ به عبارت دیگر، در هر دو گروه شرکت فوق، ضریب عامل رشد و صرف ریسک بازار، مثبت و معنی‌دار است، اما عامل اندازه به لحاظ آماری، بدون معنا است. آماره والد برای دو گروه با سرمایه‌گذاری پایین و بالا ۴۸۷ و $۵۷۰/۳۶$ و سطح معنی‌داری به دست آمده برای آماره والد برابر با صفر است؛ بنابراین الگو در کل، معنی‌دار است.

با توجه به جدول (۵) مشاهده می‌شود در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری کم است، ضریب پراکندگی بازده (RD) $۰/۰۰۶$ و سطح معنی‌داری آن $۰/۶۸۰$ است. همچنین در شرکت‌های با سرمایه‌گذاری زیاد، ضریب متغیر پراکندگی بازده (RD) $-۰/۰۰۸$ سطح معنی‌داری آن $۰/۶۰۲$ است؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش رد می‌شود. در شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به ترتیب، $-۰/۰۳۴$ ، $۰/۱۱۹$ و $۰/۵۸۷$ و سطح معنی‌داری آنها $۰/۴۴۱$ ، $۰/۰۰۰$ و $۰/۰۰۰$ است. همچنین در شرکت‌های با سرمایه‌گذاری

جدول (۵) نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از الگوی (۲)

$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RD_t) + \varepsilon_{i,t}$							
سرمایه گذاری بالا			سرمایه گذاری پایین				
سطح معنی داری	آماره Z	ضرایب	سطح معنی داری	آماره Z	ضرایب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۲۷۷	-۱/۰۹	-۰/۳۸	۰/۰۰۳	-۲/۹۴	-۰/۹۹۶	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	۲۱/۴۷	۰/۶۸۱	۰/۰۰۰	۱۹/۸۱	۰/۵۸۷	$R_m - R_f$	صرف ریسک بازار
۰/۱۳۱	-۱/۵۱	-۰/۰۷۲	۰/۴۴۱	-۰/۷۷	-۰/۰۳۴	SMB	عامل اندازه شرکت
۰/۰۰۰	۴/۳۶	۰/۱۳۹	۰/۰۰۰	۳/۸۵	۰/۱۱۹	HML	عامل رشد شرکت
۰/۶۰۲	-۰/۵۲	-۰/۰۰۸	۰/۶۸۰	۰/۴۱	۰/۰۰۶	RD	پراکندگی بازده
۵۷۰/۳۶ (۰/۰۰۰)			۴۸۷ (۰/۰۰۰)			آماره والد (سطح معنی داری)	
۰/۰۷۴			۰/۰۶۴			ضریب تعیین تعدیل شده	
۲/۰۰۷			۲/۰۵۹			آماره دورین واتسون	

نتایج برازش الگوی پژوهش بر حسب سبد سرمایه گذاری

اقلام تعهدی و نیز سبدهای تشکیل شده براساس سرمایه گذاری معنی دار نیست. از بین سبدهای سرمایه گذاری تشکیل شده براساس اقلام تعهدی تنها در سبد ۱ و در سبدهای سرمایه گذاری تشکیل شده براساس سرمایه گذاری، تنها سبد ۳ ضریب پراکندگی بازده معنی دار است. این نتیجه با نتایج بخش قبل، همراستا است.

برای اطمینان از نتایج حاصل شده در بخش قبل، الگوهای (۹) و (۱۰) به صورت سبد سرمایه گذاری بررسی شد؛ به گونه ای که با طبقه بندی شرکت ها بر حسب اندازه، رشد و اقلام تعهدی ۱۲ سبد ایجاد و هر سبد به صورت سری زمانی تفکیک شد. نتایج حاصل شده در جدول (۶) و (۷) مشاهده می شود. همانگونه که ملاحظه می شود، ضریب پراکندگی بازده (RD و RRD) در اغلب سبدهای تشکیل شده براساس

جدول (۶) نتایج برازش الگوی (۹) و (۱۰) برای سبدهای سرمایه‌گذاری تفکیک‌شده برحسب اندازه، رشد و

ارقام تعهدی

$R_{p,t}-R_{ft}=\beta_0+\beta_1(R_{m,t}-R_{ft})+\beta_2(SMB_t)+\beta_3(HML_t)+\beta_4(RRD_t)+\varepsilon_{i,t}$						$R_{p,t}-R_{ft}=\beta_0+\beta_1(R_{m,t}-R_{ft})+\beta_2(SMB_t)+\beta_3(HML_t)+\beta_4(RD_t)+\varepsilon_{i,t}$						
R^2	آماره F (سطح معنی‌داری)	RRD آماره t (سطح معنی‌داری)	HML آماره t (سطح معنی‌داری)	SMB آماره t (سطح معنی‌داری)	$R_{m,t}-R_{f,t}$ آماره t (سطح معنی‌داری)	R^2	آماره F (سطح معنی‌داری)	RD آماره t (سطح معنی‌داری)	HML آماره t (سطح معنی‌داری)	SMB آماره t (سطح معنی‌داری)	$R_{m,t}-R_{f,t}$ آماره t (سطح معنی‌داری)	شرایط سبد سرمایه‌گذاری
۰/۱۳۷	۴/۷۷۹ (۰/۰۰۱)	-۰/۴۱۹ [°] -۳/۶۵۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۴ ۰/۰۶۷ (۰/۹۴۶)	۰/۲۵۸ ۰/۸۲۵ (۰/۴۱۱)	۰/۶۷۲ [°] ۲/۳۸۶ (۰/۰۱۹)	۰/۱۳۲	۴/۶۱۵ (۰/۰۰۱)	-۰/۴۰۵ [°] -۳/۵۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۲ ۰/۱۰۷ (۰/۹۱۴)	۰/۲۳۲ ۰/۷۴۳ (۰/۴۵۹)	۰/۶۰۷ [°] ۰/۹۶۸ (۰/۰۰۳)	اندازه کوچک، رشد کم، ارقام تعهدی پایین
۰/۳۱	۰/۲۸۱ (۰/۸۸۹)	-۰/۰۱۴ -۰/۱۳۱ (۰/۸۹۵)	۰/۰۹۵ ۰/۴۸۵ (۰/۶۲۸)	۰/۰۶۰ ۰/۲۰۷ (۰/۸۳۵)	۰/۱۶۶ ۰/۸۹۹ (۰/۳۷۰)	-۰/۰۳۱	۰/۲۸۴ (۰/۸۸۷)	-۰/۰۱۷ -۰/۱۶۸ (۰/۸۶۶)	۰/۰۹۴ ۰/۴۷۹ (۰/۶۳۲)	۰/۰۶۲ ۰/۲۱۳ (۰/۸۳۱)	۰/۱۷۲ ۰/۹۰۷ (۰/۳۶۶)	اندازه کوچک، رشد کم، ارقام تعهدی بالا
۰/۳۳۸	۱۳/۱۳۸ ۰/۰۰۰	-۰/۱۰۱ -۱/۶۴۳ (۰/۰۱۳)	۰/۲۷۳ [°] ۲/۳۹۰ (۰/۰۱۸)	۰/۱۵۹ ۰/۹۴۳ (۰/۳۴۷)	۰/۶۸۸ [°] ۶/۴۴۰ (۰/۰۰۰)	۰/۳۳۶	۱۳/۰۵۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹۶ -۱/۵۷۷ (۰/۱۱۸)	۰/۲۷۶ [°] ۲/۴۱۴ (۰/۰۱۷)	۰/۱۵۱ ۰/۹۰۲ (۰/۳۶۹)	۰/۷۲۰ [°] ۶/۵۳۷ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد متوسط، ارقام تعهدی پایین
۰/۲۵	۸/۹۴۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۶۳ -۰/۸۵۲ (۰/۳۹۶)	-۰/۰۹۹ -۰/۲۷۲ (۰/۴۶۹)	۰/۳۵۹ ۱/۸۴ (۰/۰۷۷)	۰/۷۵۶ [°] ۵/۹۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۷	۸/۸۳۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۶ -۰/۶۳۲ (۰/۵۲۸)	-۰/۰۹۲ -۰/۶۷۹ (۰/۴۹۸)	۰/۳۴۷ ۱/۷۲۸ (۰/۰۸۷)	۰/۷۷۰ [°] ۵/۸۴۸ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد متوسط، ارقام تعهدی بالا
۰/۳۴۲	۱۳/۳۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۵ ۰/۷۸۶ (۰/۴۳۳)	۰/۲۶۴ [°] ۲/۴۷۸ (۰/۰۱۵)	۰/۳۸۴ [°] ۲/۴۴۴ (۰/۰۱۶)	۰/۶۵۵ [°] ۶/۵۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۴	۱۳/۵ ۰/۰۰۰	۰/۰۵۵ ۰/۹۸۴ (۰/۳۲۷)	۰/۲۶۶ [°] ۲/۵۱۷ (۰/۰۱۳)	۰/۳۸۰ [°] ۲/۴۳۳ (۰/۰۱۶)	۰/۶۳۵ [°] ۶/۲۰۷ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد زیاد، ارقام تعهدی پایین
۰/۵۰۶	۲۵/۳۹۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۴ -۰/۹۲۱ (۰/۳۵۹)	۰/۴۹۳ [°] ۴/۵۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۸ [°] ۲/۲۲۹ (۰/۰۲۸)	۰/۸۷۸ [°] ۸/۶۳۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۰۴	۲۵/۱۷۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۸ -۰/۶۵۳ (۰/۵۱۴)	۰/۴۹۹ [°] ۴/۵۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۶ [°] ۲/۱۶۱ (۰/۰۳۳)	۰/۸۸۹ [°] ۸/۴۷۳ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد زیاد، ارقام تعهدی بالا
۰/۴۰۴	۱۷/۱۴۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۵ ۰/۳۸۵ (۰/۷)	-۰/۱۰۲ -۰/۸۲۶ (۰/۴۱)	-۰/۴۹۴ [°] -۲/۷۱۳ (۰/۰۰۸)	۰/۶۹۰ [°] ۵/۹۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۶	۱۷/۲۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۰ ۰/۶۱۹ (۰/۵۳۷)	-۰/۰۹۶ -۰/۸۸۷ (۰/۴۳۳)	-۰/۰۵۱ [°] -۲/۷۶۷ (۰/۰۰۶)	۰/۶۷۵ [°] ۵/۶۹۲ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد کم، ارقام تعهدی پایین
۰/۴۴۱	۱۹/۸۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۱ -۰/۵۰۴ ۰/۶۱۵	-۰/۱۲۵ [°] -۲/۴۱۲ (۰/۰۱۷)	-۰/۴۷۳ [°] -۲/۸۰۴ (۰/۰۰۶)	۰/۶۲۰ [°] ۵/۸۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴۱	۱۹/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۰ -۰/۳۴۱ (۰/۷۳۳)	-۰/۲۷۱ [°] -۲/۳۷۹ (۰/۰۱۹)	-۰/۰۴۸ [°] -۲/۸۵۶ (۰/۰۰۵)	۰/۶۲۶ [°] ۵/۶۹۲ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد زیاد، ارقام تعهدی بالا
۰/۵۴۹	۲۹/۹۴۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۲ -۱/۱۹۲ (۰/۲۳۶)	۰/۲۲۲ [°] ۱/۹۷۳ (۰/۰۵۱)	-۰/۴۲ [°] -۲/۵۲۸ (۰/۰۱۳)	۰/۹۴۰ [°] ۸/۹۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴۸	۲۹/۸۹۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۶۹ -۱/۱۶ (۰/۲۴۸)	۰/۲۲۴ ۱/۹۸۹ (۰/۰۴۹)	-۰/۴۴۵ [°] -۲/۵۶۶ (۰/۰۱۱)	۰/۹۶۳ [°] ۸/۸۷۶ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد متوسط، ارقام تعهدی پایین
۰/۴۴۲	۱۹/۸۸۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹۱ -۱/۵۳۱ (۰/۱۲۹)	۰/۰۱ ۰/۰۹۸ (۰/۹۲۲)	-۰/۲۲۵ -۱/۳۷۵ (۰/۱۷۳)	۰/۷۷۹ [°] ۷/۵۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۹	۱۹/۶۰۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۸ -۱/۳۳۳ (۰/۱۸۸)	۰/۰۱۶ ۰/۱۴۷ (۰/۸۸۳)	-۰/۲۳۶ -۱/۴۴۶ (۰/۱۵۱)	۰/۸۰۴ [°] ۷/۵۱۰ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد متوسط، ارقام تعهدی بالا
۰/۴۳۵	۱۹/۲۸۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۱ -۰/۱۴۸ (۰/۸۸۲)	۰/۶۶۲ [°] ۴/۷۲۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۵۹۳ [°] -۲/۸۶۹ (۰/۰۰۵)	۰/۷۸۸ [°] ۶/۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۴	۱۹/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۷ -۰/۱۰۶ (۰/۹۱۵)	۰/۶۶۳ [°] ۴/۷۴۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۵۹۵ [°] -۲/۸۹۲ (۰/۰۰۴)	۰/۷۹۰ [°] ۵/۸۶۵ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد زیاد، ارقام تعهدی پایین
۰/۱۷۷	۶/۱۲۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۷ -۰/۶۵۶ (۰/۵۱۳)	۰/۴۴ [°] ۲/۷ (۰/۰۰۸)	-۰/۴۰۳ -۱/۶۷۶ (۰/۰۹۷)	۰/۴۸۵ [°] ۳/۱۸۶ (۰/۰۰۲)	۰/۱۷۶	۶/۰۹۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۰ -۰/۵۷۸ (۰/۵۶۴)	۰/۴۴۳ [°] ۲/۷۲۲ (۰/۰۰۷)	-۱/۷۱۰-۰/۴۱۰ (۰/۰۹۰)	۰/۵۰۱ [°] ۳/۱۹۵ (۰/۰۰۱)	اندازه بزرگ، رشد زیاد، ارقام تعهدی بالا

معنی‌داری در سطح ۵٪

جدول (۷) نتایج برازش الگوی (۹) و (۱۰) برای سبدهای سرمایه‌گذاری تفکیک‌شده برحسب اندازه، رشد و

سرمایه‌گذاری

$R_{p,t} - R_{ft} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{ft}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RRD_t) + \varepsilon_{i,t}$						$R_{p,t} - R_{ft} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{ft}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RD_t) + \varepsilon_{i,t}$							
R^2	آماره F تعدیل شده (معنی داری)	RRD آماره t (سطح معنی داری)	HML آماره t (سطح معنی داری)	SMB آماره t (سطح معنی داری)	$R_{m,t} - R_{ft}$ آماره t (سطح معنی داری)	R^2	آماره F تعدیل شده (معنی داری)	RD آماره t (سطح معنی داری)	HML آماره t (سطح معنی داری)	SMB آماره t (سطح معنی داری)	$R_{m,t} - R_{ft}$ آماره t (سطح معنی داری)	شرایط سید سرمایه‌گذاری	ردیف
۰/۱۶۲	۵/۶۲۲ (۰/۰۰۰)	-۱/۱۷۳-۰/۰۹۸ (۰/۲۴۳)	۰/۱۶۸ ۱/۰۸۲ (۰/۲۸۱)	۰/۱۷۶ ۰/۷۶۸ (۰/۴۴۴)	۰/۶۳۴ ^e ۴/۳۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶۶	۵/۳۲۲ (۰/۰۰۰)	-۱/۱۰۹ -۱/۳۱۷ (۰/۱۹)	۰/۱۶۵ ۱/۰۶۷ (۰/۲۸۸)	۰/۱۷۷ ۰/۷۷۹ (۰/۴۳۷)	۰/۶۷۲ ^e ۴/۵۰۹ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد کم، سرمایه‌گذاری پایین	۱
۰/۰۹۳	۳/۴۵۳ (۰/۰۱۱)	-۱/۱۳۱ -۱/۲۷ (۰/۲۰۷)	-۰/۳۵ -۱/۸۳۳ (۰/۰۰۷)	۰/۶۳۶ ^e ۲/۲۵۸ (۰/۰۲۶)	۰/۵۶۶ ^e ۳/۱۷۵ (۰/۰۰۲)	۰/۰۹۴	۳/۴۷۱ (۰/۰۱)	-۱/۱۳۲ -۱/۲۹۵ (۰/۱۹۸)	-۰/۳۴۹ -۱/۸۳۲ (۰/۰۰۷)	۰/۶۳۱ ^e ۲/۲۴۹ (۰/۰۲۶)	۰/۶۱۱ ^e ۳/۳۲۶ (۰/۰۰۱)	اندازه کوچک، رشد کم، سرمایه‌گذاری بالا	۲
۰/۳۴۶	۱۳/۳۰۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۴۵ ^e -۲/۲۲۹ (۰/۰۲۸)	-۰/۰۰۲ -۰/۰۲۲ (۰/۹۸۲)	۰/۴۰۶ ^e ۲/۲۸۴ (۰/۰۲۴)	۰/۸ ^e ۷/۱۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۲	۱۳/۳۷۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۳۴ ^e -۲/۰۸۷ (۰/۰۳۹)	۰/۰۰۲ ۰/۰۱۹ (۰/۹۸۴)	۰/۳۹۳ ^e ۲/۲۱۷ (۰/۰۲۹)	۰/۸۴۴ ^e ۷/۲۶۵ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری پایین	۳
۰/۲۹۵	۱۰/۹۶۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۲ ۰/۰۴۱ (۰/۹۶۷)	۰/۲۵۵ ^e ۲/۳۱۳ (۰/۰۲۳)	۰/۰۴۸ ۰/۲۹۵ (۰/۷۶۸)	۰/۶۱۹ ^e ۵/۹۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲۵	۱۰/۹۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۲ ۰/۲۰۴ (۰/۸۳۸)	۰/۱۵۹ ۲/۳۴۷ (۰/۰۲۱)	۰/۰۳۳ ۰/۲۶۴ (۰/۷۹۱)	۰/۶۱۴ ۵/۷۸ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری بالا	۴
۰/۳۵۳	۱۳/۹۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۵ ۰/۲۶۴ (۰/۷۹۲)	۰/۳۳۷ ^e ۳/۰۳۷ (۰/۰۰۳)	۰/۸۲ ^e ۲/۳۳۵ (۰/۰۲۱)	۰/۶۷۷ ^e ۶/۵۳۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۳	۱۴/۰۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۳ ۰/۰۵۹ (۰/۶۸۸)	۰/۳۳۹ ^e ۳/۰۶۷ (۰/۰۰۲)	۰/۳۷۸ ^e ۲/۳۳۳ (۰/۰۲۲)	۰/۶۶۸ ^e ۶/۱۶۵ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری پایین	۵
۰/۴۵۹	۲۱/۱۷۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۹ -۰/۴۶۶ (۰/۶۲۴)	۰/۴۳۲ ^e ۳/۸۴۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۷ ^e ۲/۲۷۸ (۰/۰۲۵)	۰/۸۷۷ ^e ۸/۱۳۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۸	۲۱/۰۷۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۹ -۰/۱۶۱ (۰/۸۷۲)	۰/۴۳۹ ^e ۳/۸۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۷۵ ^e ۲/۲۱۱ (۰/۰۲۹)	۰/۸۷۸ ^e ۷/۰۹۴ (۰/۰۰۰)	اندازه کوچک، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری بالا	۶
۰/۳۲۱	۱۲/۲۴۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۹ ۰/۴۸۳ (۰/۶۲۹)	-۰/۲۶ -۱/۱۱۴ (۰/۰۸۹)	-۰/۵۸ ^e -۲/۶۱۳ (۰/۰۱)	۰/۶۱۱ ^e ۴/۳۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲	۱۲/۲۱۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۲ ۰/۳۹۶ (۰/۶۹۳)	-۰/۲۶۳ -۱/۷۳۶ (۰/۰۸۵)	-۰/۵۷ ^e -۲/۵۹۶ (۰/۰۱۱)	۰/۶۰۱ ^e ۴/۱۱۸ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد کم، سرمایه‌گذاری پایین	۷
۰/۴۸۷	۲۳/۵۸۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۸ -۰/۶۷۶ (۰/۵)	-۰/۱۹ -۱/۸۱۱ (۰/۰۷۳)	-۰/۴۴ ^e -۲/۸۶۲ (۰/۰۰۵)	۰/۶۷۶ ^e ۶/۸۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸۵	۲۳/۳۹۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۵ -۰/۲۷۱ (۰/۷۸۶)	-۰/۱۸۱ -۱/۷۲۹ (۰/۰۸۷)	-۰/۴۵ ^e -۲/۹۶۲ (۰/۰۰۳)	۰/۶۷۹ ^e ۶/۷۱۲ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد کم، سرمایه‌گذاری بالا	۸
۰/۴۵۴	۲۰/۸۱۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹۶ -۱/۳۵۱ (۰/۱۸)	۰/۲۱۲ ۱/۶۱۳ (۰/۱۱)	-۰/۵۳ ^e -۲/۷۷۷ (۰/۰۰۶)	۰/۸۵۲ ^e ۶/۹۲۷ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۴	۲۰/۸۲۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹۵ -۱/۳۵۵ (۰/۱۷۸)	۰/۲۱۳ ۱/۶۲۴ (۰/۱۰۷)	-۰/۵۴ ^e -۲/۸۱۳ (۰/۰۰۶)	۰/۸۸۴ ^e ۶/۹۸۰ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری پایین	۹
۰/۵۲۴	۲۷/۱۵۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹۲ -۱/۶۰۷ (۰/۱۱۱)	۰/۰۵۳ ۰/۵۰۴ (۰/۶۱۵)	-۰/۲۱۱ -۱/۳۵ (۰/۱۸)	۰/۸۹۴ ^e ۸/۹۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲	۲۶/۷۶۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۷ -۱/۳۶۳ (۰/۱۷۶)	۰/۰۵۹ ۰/۵۵۹ (۰/۵۷۷)	-۰/۲۲۴ -۱/۴۲۹ (۰/۱۵۶)	۰/۹۱۸ ^e ۸/۹۴۴ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری بالا	۱۰
۰/۴۵	۲۰/۴۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۹ ۱/۱۴۸ (۰/۲۵۳)	۰/۷۱۱ ^e ۴/۹۳۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۹۲ ^e -۴/۳۵۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۲۲ ^e ۵/۳۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵	۲۰/۵۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۲ ۱/۲۰۴ (۰/۲۳۱)	۰/۷۱۱ ^e ۴/۹۴۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۹۲ ^e -۴/۳۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۶۹۱ ^e ۴/۹۸۵ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری پایین	۱۱
۰/۳۰۲	۱۱/۲۸۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۲۶ -۱/۵۷ (۰/۱۱۹)	۰/۵۰۳ ^e ۳/۳۸۷ (۰/۰۰۱)	-۰/۳۱۱ -۱/۴۱۸ (۰/۱۵۹)	۰/۶۵۳ ^e ۴/۶۹۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۲	۱۱/۲۹۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۲۵ -۱/۵۷۷ (۰/۱۱۸)	۰/۵۰۵ ^e ۳/۴۰۲ (۰/۰۰۱)	-۰/۳۱۷ -۱/۴۵۲ (۰/۱۴۹)	۰/۶۹۴ ^e ۴/۸۵۶ (۰/۰۰۰)	اندازه بزرگ، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری بالا	۱۲

معنی داری در سطح ۵٪

نتایج و پیشنهادها

اول نشان داد در شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین و بالا، پراکندگی بازده، ناهنجاری اقلام تعهدی را نمی‌تواند توضیح دهد. همچنین نتایج برازش الگوهای پژوهش براساس سبدهای سرمایه‌گذاری تعبیه‌شده نیز مؤید نتیجه فوق است. این نتایج برخلاف نتیجه پژوهش

هدف پژوهش حاضر، تعیین تأثیر پراکندگی بازده در ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به کمک الگوی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. بدین منظور، دو فرضیه تدوین و آزموده شد. نتایج آزمون فرضیه

ارقام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری باشند. با توجه به نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود برای تبیین رفتار بازده شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران و تبیین ناهنجاری ارقام تعهدی از الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ استفاده کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، ترتیبی اتخاذ شود که در محاسبه بازده شرکت‌ها، تأثیر عواملی همچون مبادلات غیرعقلایی و احساسی سهام در ناهنجاری ارقام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری بررسی شود. گفتنی است از آنجا که داده‌های استخراج‌شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، از بابت تورم تعدیل نشده است و نیز شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی از نمونه آماری حذف شده‌اند، باید در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش احتیاط لازم به عمل آید.

References

- [1] Anderson, C.W., & Garcia-Feijo, L. (2006). Empirical evidence on capital investment, growth options, and security prices. *Journal of Accounting and Economics*. 39(3): 437-485.
- [2] Chichernea, D., Holder, A., & Petkevich, A. (2015). Does return dispersion explain the accrual and investment anomalies. *Journal of Accounting and Economics*. 60(1): 1-16.
- [3] Fama, E.F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33: 3-56.
- [4] Fama, E.F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*. 63: 1653-1678.
- [5] Hirshleifer, D., Hou, K., & Teoh, S. (2010). Accrual anomaly: risk or mispricing. *The Journal of Finance*. 65 (5): 1-51.
- [6] Hashemi, A., & Sadeghi, M. (2010). The relationship between discretionary accruals with operating cash, stock return and the efficiency of capital investment within the companies listed in Tehran stock exchange. *Quarterly Financial Accounting*. 2: 1-17 [in Persian].

خان (۲۰۰۸) و چیچرنیا و همکاران (۲۰۱۵) است؛ زیرا به موجب نتایج پژوهش خان (۲۰۰۸) در شرکت‌های با ارقام تعهدی بالا و پایین، ریسک به میزان زیادی، پراکندگی میانگین بازده سهام شرکت را تبیین می‌کند. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نیز تأییدناشدن پراکندگی بازده سهام را در ناهنجاری سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. نتایج برازش الگوهای پژوهش برحسب سبد سرمایه‌گذاری نیز این نتایج را تأیید می‌کند. این نتیجه برخلاف نتایج چیچرنیا و همکاران (۲۰۱۵) است؛ زیرا براساس نتایج چیچرنیا و همکاران (۲۰۱۵) شرکت‌های با ارقام تعهدی و سرمایه‌گذاری پایین، ریسک مربوط به پراکندگی بازده بیشتری دارند. در این پژوهش، پراکندگی بازده سهام به‌عنوان شاخصی از ریسک استفاده شد؛ زیرا انتظار می‌رود پراکندگی مقطعی بازده سهام به‌عنوان یک متغیر کلان اقتصادی با نرخ‌های بهره زیاد همراه باشد؛ از این‌رو، این متغیر می‌تواند حاوی اطلاعات مرتبط با رشد باشد و بدین ترتیب در ناهنجاری سرمایه‌گذاری و متعاقباً بر ناهنجاری ارقام تعهدی تأثیر بگذارد؛ اما نتایج این پژوهش، ارتباط‌نداشتن پراکندگی بازده را با ناهنجاری ارقام تعهدی و سرمایه‌گذاری نشان داد. این نتیجه را اینگونه می‌توان تفسیر کرد که در کشور ما همگام با کاهش تولید و بهره‌وری در اقتصاد برای برون‌رفت از این شرایط، نرخ‌های بهره به‌صورت دستوری کاهش داده می‌شود؛ از این‌رو، انتظارات مطرح‌شده درباره سرمایه‌گذاری و ارقام تعهدی و اثرگذاری آن در بازده سهام محقق نمی‌شود.

با توجه به نتایج، به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی توصیه می‌شود به سایر عوامل اثرگذار در بازده سهام توجه کنند. همچنین به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود درصدد یافتن دیگر عوامل در توجیه ناهنجاری

- [13] Richardson, S., Tuna, I., & Wysocki, P. (2010). Accounting anomalies and fundamental analysis: Are view of recent research advances. *Journal of Accounting and Economics*. 50: 410–454.
- [14] Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings. *The Accounting Review*. 71: 289-315.
- [15] Soares, N., & Stark, A.W. (2011). Is there an accruals or a cash flow anomaly in UK stock returns. Working paper. ideas.repec.org.
- [16] Takamatsu, R.T., & Fávero, L.P. (2013). Accruals, persistence of profits and stock returns in Brazilian public companies. *Modern Economy*. 4(2): 109-118.
- [17] Wu, J., & Zhang, L. (2011). Does risk explain anomalies? evidence from expected return estimates. *The National Bureau of Economic Research*. 4: 21-46.
- [18] Zhang, L. (2005). The value premium. *Journal of Finance*. 60: 67–103.
- [19] Zhang, X. (2007). Accruals, investment, and the accrual anomaly. *The Accounting Review*. 82: 1336-1363.
- [7] Hashemi, A., & Hamidian, N. & KH. Ebrahimi. (2013). Investigating accrual anomaly in term of distress risk in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting*. 19: 1-20[in Persian].
- [8] Khan, M. (2008). Are accruals mispriced? evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Accounting and Economics*. 45: 55-77.
- [9] Khani, A., & Sadeghi, M. (2013). The Study of Accrual Reversal on Persistence, Anomaly, Earnings of listed Companies on Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 2(4): 66-147 [in Persian].
- [10] Kothari, S. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*. 31: 105-231.
- [11] Mashayekhi, B. Fadaei Nejad, M. A. and Kalateh Rahmani, R. (2010). Capital Investments, Accruals, and Stock Returns . *Financial Accounting Researches*, 2, 77-92. [in Persian]
- [12] Mojtahedzadeh. V., & Ghodrati. M. (2012). The effect of accrual anomaly on pricing the firms. *Financial Engineering and Securities Management (portfolio Management)*. 3 (10):119-137[in Persian].