فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۹) زمستان ۱۳۹۶
تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۵/۷/۳
صص: ۱۶ ° ۱

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

Zeinab Asghari[1], Afsaneh Soroushyar[2*], Saied Ali Ahmadi[3]
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 علی‌احمدی[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. نمونهٔ 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 برازش شده است. برازش 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

* نویسنده مسؤول

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 مطرح‌شده در توجیه ناهنجاری اقلام تعهدی است. پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه به‌طور 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 این‌رو، مطالعهٔ حاضر درصدد 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 پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و اتّخاذ 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. سرمایه گذاران، به کسب بازده بیشتر و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود علاقه‌مند هستند. در این راستا، سود حسابداری به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارقام صورت‌های مالی همواره مدّنظر 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 اندازهٔ شرکت توضیح‌دادنی 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 [۱۳،۱۰]. از زمانی که اسلوان (۱۹۹۶) برای

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 فراگیربودن 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 درک‌نکردن 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]. براساس 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[1] (۲۰۰۶) دریافتند شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری‌های بیشتری انجام می‌دهند در مقایسه با شرکت‌های با سرمایه‌گذاری کمتر، بازده سهام پایین‌تری دارند. همچنین ژانگ[2] (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 اقلام تعهدی افزایش می‌یابد. سودآوری اقلام تعهدی و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری به‌صورت سیستماتیک در طول زمان تغییر می‌کند و این تغییرات تا حد زیادی با پراکندگی مقطعی بازده سهام ارتباط دارد [۲].

براساس الگوهای ژانگ (۲۰۰۵) پراکندگی بازده با بازده سهام مرتبط است. براساس 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، منعکس‌کنندهٔ 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. درادامه، به برخی از پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه اشاره می‌شود. چیچرنیا و همکاران[3] (۲۰۱۵) در پژوهشی، این موضوع

1 Anderson and Garcia
2 Zhang
3 Chichernea et al

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 وسرمایه‌گذاری 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[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، چگونگی برآورد اجزای مختلف سود و تأثیر آن را در سودآوری آیندهٔ شرکت‌های تجاری برزیل بررسی کردند. نتایج نشان داد اقلام تعهدی جاری از نشان‌دادن رفتار بازده غیرعادی آینده در شرکت‌های مدّنظر 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[2] (۲۰۱۱) با استفاده از الگوی تعدیل‌شدهٔ میشکین[3] (۱۹۸۳) درصدد 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 دربارهٔ بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در انگلستان وجوددارد. به‌علاوه نتیجه گرفتند در بازار سهام انگلستان بی‌قاعدگی جریان وجوه نقد دیده می‌شود. هیرشلیفر و همکاران[4] (۲۰۱۰) از الگوی بسط‌یافتهٔ 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 دربارهٔ 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 درنظرگرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد ناهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایهٔ ایران وجود دارد. همچنین ریسک ناتوانی مالی در رابطهٔ اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آیندهٔ 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 درنتیجه، قیمت شرکت‌ها اثرگذاراست. 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 سرمایهٔ ایران بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایهٔ 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

1 Takamatsu & Fávero
2 Soares & Stark
3 MyshkinTest
4 Hirshleifer et al

(۱۳۸۸) رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 پژوهش توصیفی-همبستگی است. نمونهٔ 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 شش‌ماه یکبار مبادله شده باشد و در بازه زمانی پژوهش، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام مثبت داشته باشند. با توجه به شرایط فوق درمجموع، تعداد ۱۴۷ شرکت انتخاب شده است. جدول نحوهٔ گزینش شرکت‌های نمونه به‌شرح زیر است:

جدول (۱) نحوهٔ گزینش شرکت‌های نمونه

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

در این پژوهش از الگوی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به‌عنوان مبنا استفاده شده است؛ ولی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش و به پیروی از چیچرنیا و همکاران (۲۰۱۵) الگوی فاما و فرنچ به‌صورت زیر تعدیل و به کار گرفته شده است:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RRD_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RD_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

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

(۳)

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

در رابطهٔ 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 و $R_{f,t}$ نرخ بهرهٔ ماهانه بدون ریسک است که در این پژوهش از نرخ سود سپردهٔ سرمایه‌گذاری بانک‌های دولتی استفاده شده است. متغیر مستقل، پراکندگی مقطعی بازده ماهانهٔ سهام است که برای محاسبهٔ آن از شاخص RD و RRD استفاده شده است.

(۴)

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

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

(۵)

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

همچنین برای محاسبهٔ 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 ماهانهٔ بازار را نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در ماه t نشان می‌دهد، SMB عامل اندازهٔ شرکت و HML عامل رشد شرکت می‌شود. برای محاسبهٔ SMB مطابق رویهٔ فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ابتدا شرکت‌های نمونه در پایان هر سال برحسب اندازه مرتب و بعد از محاسبهٔ میانه، شرکت‌ها به دو دستهٔ کوچک (پایین‌تر از میانه) و بزرگ (بالاتر از میانه) تقسیم می‌شوند. اندازهٔ شرکت با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال به دست می‌آید. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از حاصل‌ضرب 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 محاسبهٔ 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؛ به‌گونه‌ای که ۳۰ درصد بالا به‌عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M زیاد و ۳۰ درصد پایین به‌عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M کم و ۴۰ درصد میانی به‌عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M متوسط در نظر گرفته

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 حاصل‌ضرب 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 فرضیهٔ اول) و شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری بالا و پایین (برای آزمون فرضیهٔ دوم) ارقام بیشتر از میانه در طبقهٔ بالا و ارقام کمتر از میانه در طبقهٔ پایین جای گرفته اند. اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری که برای تفکیک شرکت‌ها از آن استفاده می‌شود نیز با رابطهٔ (۷) و (۸) محاسبه می‌شود.

(۷)

تغییرات وجه ° تغییر در کل دارایی‌ها)] = تعهدی اقلام
تغییرات در حصهٔ جاری °تغییرات در کل بدهی) ° (نقد
تغییرات در وام‌های دریافتی °بدهی‌های بلند مدت
[هزینهٔ 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) به‌صورت سبد سرمایه‌گذاری و به روش سری‌زمانی در دورهٔ ۹۶ ماهه برازش 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 لحاظ‌کردن این سه عامل در طبقه‌بندی هر بار ۱۲ سبد سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود؛ بنابراین متغیر وابستهٔ 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.

(۹)

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

(۱۰)

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

که $R_{p,t} - R_{f,t}$ نشان‌دهندهٔ صرف ناشی از تفاوت بازده ماهانهٔ مدّنظر سبد سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهرهٔ بدون ریسک است. این متغیر، صرف ریسک سبد سرمایه‌گذاری نامیده می‌شود. $R_{p,t}$ نیز بازده مدّنظر سبد سرمایه‌گذاری به‌صورت ماهانه است که از میانگین ساده بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌های تشکیل‌دهندهٔ سبد سرمایه‌گذاری به‌شرح رابطهٔ (۱۱) محاسبه می‌شود.

(۱۱)

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

یافته‌ها

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

پـژوهش بـرای محاسـبهٔ پراکنـدگی بـازده سـهام از دو شاخص RRD و RD استفاده شـده اسـت کـه میـانگین آنها به‌ترتیب، صفر و ۱۸/۶۶۰ است.

پیش از ارائهٔ نتایج مربوط به برازش الگوی پـژوهش بـرای اطمینـان از برقـراری فرضـیه‌هـای کلاسـیک رگرسیون، آزمون VIF[1] برای بررسی خطای همخطـی، بـرای بررسـی همسـانی واریـانس آزمـون نسـبت راسـت‌نمـایی[2](LR) و بـرای اطمینـان از نبـود خودهمبسـتگی، آزمـون دوربـین واتسـون[3] انجـام شـده است. همچنین مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لـوین، لین و چو[4] بررسی شده اسـت. نتـایج آزمـون ناهمسـانی واریـانس، نشـان‌دهنـدهٔ وجـود ناهمسـانی واریـانس در تمامی الگوها است؛ از این‌رو، برای رفع این خطا، الگـو هـای پـژوهش بـه روش حـداقل مربعـات تعمـیم‌یافتـه (GLS) بـرازش شـده اسـت. همچنـین نتـایج آزمـون دوربـین- واتسـون، نشـان‌دهنـدهٔ نبـود خودهمبسـتگی و نتایج آزمـون VIF نشـان‌دهنـدهٔ نبـود همخطـی در همـهٔ الگوها است. همچنـین نتـایج آزمـون لـوین، لـین و چـو نشان داد تمامی متغیرها در سطح مانا هسـتند. نتـایج ایـن آزمون‌ها برای رعایت اختصار ارائه نشده است.

فرضیهٔ اول پژوهش بیان می‌کنـد پراکنـدگی بـازده، ناهنجاری اقلام تعهدی را می‌تواند توضـیح دهـد. نتـایج حاصل از بـرازش الگـوی (۱) و (۲) بـرای آزمـون ایـن فرضیه در جدول شمارهٔ (۲) و (۳) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۲) مشاهده می‌شود در شـرکت‌هـایی که اقلام تعهدی پایین است، ضـریب پراکنـدگی بـازده (RRD) ۰/۰۱۲- و سطح معنی‌داری آن ۰/۴۹۱ اسـت و چـون بیشـتر از ۰/۰۵ اسـت؛ پراکنـدگی بـازده سـهام، ناهنجـاری اقـلام تعهـدی را نمـی‌توانـد توضـیح دهـد. همچنین در شرکت‌های بـا اقـلام تعهـدی بـالا، ضـریب متغیـر پراکنـدگی بـازده (RRD) ۰/۰۰۹- و بـی‌معنـی است؛ بنابراین پراکندگی بازده سـهام، ناهنجـاری اقـلام تعهدی را نمی‌تواند توضـیح دهـد؛ بنـابراین فرضـیهٔ اول پژوهش رد می‌شـود. در شـرکت‌هـای بـا اقـلام تعهـدی پـایین، ضـریب متغیرهـای عامـل انـدازه، عامـل رشـد و صـرف ریسـک بـازار بـه‌ترتیـب، ۰/۰۵۸-، ۰/۱۵۳ و ۰/۶۵۶ و سـطح معنـی‌داری آنهـا ۰/۲۱۲، ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۰ است. همچنین در شرکت‌هـای بـا اقـلام تعهـدی بالا، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسـک بـازار بـه‌ترتیـب، ۰/۰۷۳-، ۰/۱۲۸ و ۰/۶۵۸ و سطح معنی‌داری آنها ۰/۱۲۹، ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۰ است؛ به عبارت دیگر، در هـر دو گـروه شـرکت فـوق، ضـریب عامل رشـد و صـرف ریسـک بـازار، مثبـت و معنـی‌دار است؛ اما عامل اندازه، به‌لحاظ آماری، بدون معنا اسـت. آمارهٔ والد برای دو گروه با اقـلام تعهـدی پـایین و بـالا ۵۶۹/۳۶ و ۵۵۹/۶۹ و سطح معنی‌داری آن برابر بـا صـفر است؛ بنابراین الگو درکل، معنی‌دار است.

1 Variance Inflation Factor
2 Likelihood-Ratio Test
3 Durbin - Watson
4 Levin, Lin and Chui

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

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

همچنین در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به‌ترتیب، 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 به‌لحاظ آماری، بی‌معنا است. با توجه به آمارهٔ والد به‌دست‌آمده برای دو گروه با اقلام تعهدی پایین و بالا که به‌ترتیب، ۵۶۹/۲۴، ۵۵۹/۳۴ و سطح معنی‌داری آن برابر با صفر است، گفتنی است الگو درکل، معنی‌دار است.

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

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

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

برای آزمون فرضیهٔ دوم مبنی بر اینکه پراکندگی بازده، ناهنجاری‌های سرمایه‌گذاری را می‌تواند توضیح دهد، الگوی (۱) و (۲) برازش شده است و نتایج حاصل از آن به‌شرح جدول (۴) و (۵) است. با توجه به جدول (۴) در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری پایین است، ضریب پراکندگی بازده (RRD) ۰/۰۰۱ و سطح معنی‌داری آن ۰/۹۳۱ است؛ از این‌رو، 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 فرضیهٔ دوم پژوهش رد می‌شود. در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری پایین است، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به‌ترتیب، ۰/۰۳۱−، ۰/۱۱۷ و ۰/۵۸۹ و سطح معنی‌داری 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 به‌ترتیب، ۰/۰۶۴−، ۰/۱۳۴ و ۰/۶۸۰ و سطح معنی‌داری 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 معنی‌دار است؛ اما عامل اندازه به‌لحاظ آماری، بی‌معنا است. آمارهٔ والد برای دو گروه با سرمایه‌گذاری پایین و بالا ۴۸۶/۶۸ و ۵۷۲/۱۸ و سطح معنی‌داری آن برابر با صفر است؛ درنتیجه، الگو درکل، معنی‌دار است.

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

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

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

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 فرضیهٔ دوم پژوهش رد می‌شود. در شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به‌ترتیب، -۰/۰۳۴، ۰/۱۱۹ و ۰/۵۸۷ و سطح معنی‌داری آنها ۰/۴۴۱، ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۰ است. همچنین در شرکت‌های با سرمایه‌گذاری زیاد، ضریب متغیرهای عامل اندازه، عامل رشد و صرف ریسک بازار به‌ترتیب، -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 به‌لحاظ آماری، بدون معنا است. آمارهٔ والد برای دو گروه با سرمایه‌گذاری پایین و بالا ۴۸۷ و ۵۷۰/۳۶ و سطح معنی‌داری به‌دست‌آمده برای آمارهٔ والد برابر با صفر استهٔ بنابراین الگو درکل، معنی‌دار است.

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

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

نام متغیر	نماد متغیر	سرمایه‌گذاری پایین			سرمایه‌گذاری بالا		
		ضرایب	آمارهٔ Z	سطح معنی‌داری	ضرایب	آمارهٔ Z	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	C	−۰/۹۹۶	−۲/۹۴	۰/۰۰۳	−۰/۳۸	−۱/۰۹	۰/۲۷۷
صرف ریسک بازار	$R_m - R_f$	۰/۵۸۷	۱۹/۸۱	۰/۰۰۰	۰/۶۸۱	۲۱/۴۷	۰/۰۰۰
عامل اندازهٔ شرکت	SMB	−۰/۰۳۴	−۰/۷۷	۰/۴۴۱	−۰/۰۷۲	−۱/۵۱	۰/۱۳۱
عامل رشد شرکت	HML	۰/۱۱۹	۳/۸۵	۰/۰۰۰	۰/۱۳۹	۴/۳۶	۰/۰۰۰
پراکندگی بازده	RD	۰/۰۰۶	۰/۴۱	۰/۶۸۰	−۰/۰۰۸	−۰/۵۲	۰/۶۰۲
آمارهٔ والد (سطح معنی‌داری)		۴۸۷ (۰/۰۰۰)			۵۷۰/۳۶ (۰/۰۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۰۶۴			۰/۰۷۴		
آمارهٔ دوربین واتسون		۲/۰۵۹			۲/۰۰۷		

نتایج برازش الگوی پژوهش برحسب سبد سرمایه‌گذاری

برای اطمینان از نتایج حاصل‌شده در بخش قبل، الگوهای (۹) و (۱۰) به‌صورت سبد سرمایه‌گذاری بررسی شد؛ به‌گونه‌ای که با طبقه‌بندی شرکت‌ها برحسب اندازه، رشد و اقلام تعهدی ۱۲ سبد ایجاد و هر سبد به‌صورت سری‌زمانی تفکیک شد. نتایج حاصل‌شده در جدول (۶) و (۷) مشاهده می‌شود. همانگونه که ملاحظه می‌شود، ضریب پراکندگی بازده (RD و RRD) در اغلب سبدهای تشکیل‌شده براساس اقلام تعهدی و نیز سبدهای تشکیل‌شده براساس سرمایه‌گذاری معنی‌دار نیست. از بین سبدهای سرمایه‌گذاری تشکیل‌شده براساس اقلام تعهدی تنها در سبد ۱ و در سبدهای سرمایه‌گذاری تشکیل‌شده براساس سرمایه‌گذاری، تنها سبد ۳ ضریب پراکندگی بازده معنی‌دار است. این نتیجه با نتایج بخش قبل، همراستا است.

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

		$R_{p,t}-R_{f,t}=\alpha_0+\beta_1(R_{m,t}-R_{f,t})+\beta_2(SMB_t)+\beta_3(HML_t)+\beta_4(DD_t)+\varepsilon_{i,t}$						$R_{p,t}-R_{f,t}=\alpha_0+\beta_1(R_{m,t}-R_{f,t})+\beta_2(SMB_t)+\beta_3(MML_t)+\beta_4(DDA_t)+\varepsilon_{i,t}$						
	شرایط سبد سرمایه‌گذاری	R_m-R_f آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	SMB آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	HML آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	RD آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	آمارهٔ F (سطح معنی‌داری)	R^2 تعدیل‌شده	R_m-R_f آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	SMB آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	HML آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	RRD آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	آمارهٔ F (سطح معنی‌داری)	R^2 تعدیل‌شده
۱	اندازهٔ کوچک، رشد کم، اقلام تعهدی پایین	۰/۶۰۷* ۰//۹۶۸ (۰/۰۰۳)	۰/۲۳۲ ۰/۷۴۳ (۰/۴۵۹)	۰/۰۲۲ ۰/۱۰۷ (۰/۹۱۴)	−۰/۴۰۵* −۳/۵۷۳ (۰/۰۰۰)	۴/۶۱۵ (۰/۰۰۱)	۰/۱۳۲	۰/۴۷۲* ۲/۳۸۶ (۰/۰۱۹)	۰/۲۵۸ ۰/۸۲۵ (۰/۴۱۱)	۰/۰۱۴ ۰/۰۶۷ (۰/۹۴۶)	−۰/۴۱۹* −۳/۶۵۹ (۰/۰۰۰)	۴/۷۷۹ (۰/۰۰۱)	۰/۱۳۷
۲	اندازهٔ کوچک، رشد کم، اقلام تعهدی بالا	۰/۱۷۲ ۰/۹۰۷ (۰/۳۶۶)	۰/۰۶۲ ۰/۲۱۳ (۰/۸۳۱)	۰/۰۹۴ ۰/۴۷۹ (۰/۶۳۲)	−۰/۰۱۷ −۰/۱۶۸ (۰/۸۶۶)	۰/۲۸۴ (۰/۸۸۷)	−۰/۰۳۱	۰/۱۶۶ ۰/۸۹۹ (۰/۳۷۰)	۰/۰۶۰ ۰/۲۰۷ (۰/۸۳۵)	۰/۰۹۵ ۰/۴۸۵ (۰/۶۲۸)	−۰/۰۱۴ −۰/۱۳۱ (۰/۸۹۵)	۰/۲۸۱ (۰/۸۸۹)	/۰۳۱
۳	اندازهٔ کوچک، رشد متوسط، اقلام تعهدی پایین	۰/۷۲۰* ۶/۵۳۷ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۱ ۰/۹۰۲ (۰/۳۶۹)	۰/۲۷۶* ۲/۴۱۴ (۰/۰۱۷)	−۰/۰۹۶ −۱/۵۷۷ (۰/۱۱۸)	۱۳/۰۵۶ (۰/۰۰۰)	۰/۳۳۶	۰/۶۸۸* ۶/۴۴۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۹ ۰/۹۴۳ (۰/۳۴۷)	۰/۲۷۳* ۲/۳۹۰ (۰/۰۱۸)	−۰/۱۰۱ −۱/۶۴۳ (۰/۱۰۳)	۱۳/۱۳۸ ۰/۰۰۰	۰/۳۳۸
۴	اندازهٔ کوچک، رشد متوسط، اقلام تعهدی بالا	۰/۷۷۰* ۵/۸۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۷ ۱/۷۲۸ (۰/۰۸۷)	−۰/۰۹۲ −۰/۶۷۹ (۰/۴۹۸)	−۰/۰۴۶ −۰/۶۳۲ (۰/۵۲۸)	۸/۸۳۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۷	۰/۷۵۶* ۵/۹۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۹ ۱/۷۸۴ (۰/۰۷۷)	−۰/۰۹۹ −۰/۲۷۲ (۰/۴۶۹)	−۰/۰۶۳ −۰/۸۵۲ (۰/۳۹۶)	۸/۹۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۲۵
۵	اندازهٔ کوچک، رشد زیاد، اقلام تعهدی پایین	۰/۶۳۵* ۶/۲۰۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۰* ۲/۴۳۳ (۰/۰۱۶)	۰/۲۶۷* ۲/۵۱۷ (۰/۰۱۳)	۰/۰۵۵ ۰/۹۸۴ (۰/۳۲۷)	۱۳/۵ ۰/۰۰۰	۰/۳۴۴	۰/۶۵۵* ۶/۵۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۴* ۲/۴۴۴ (۰/۰۱۶)	۰/۲۶۴* ۲/۴۷۸ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴۵ ۰/۷۸۶ (۰/۴۳۳)	۱۳/۳۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۲
۶	اندازهٔ کوچک، رشد زیاد، اقلام تعهدی بالا	۰/۸۸۹* ۸/۴۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۶* ۲/۱۶۱ (۰/۰۳۳)	۰/۴۹۹* ۴/۵۸۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۳۸ −۰/۶۵۳ (۰/۵۱۴)	۲۵/۱۷۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۰۴	۰/۸۷۸* ۸/۶۳۴ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۸* ۲/۲۲۹ (۰/۰۲۸)	۰/۴۹۳* ۴/۵۲۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۵۴ −۰/۹۲۱ (۰/۳۵۹)	۲۵/۳۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۵۰۶
۷	اندازهٔ بزرگ، رشد کم، اقلام تعهدی پایین	۰/۶۷۵* ۵/۶۹۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۰۱* −۲/۷۶۷ (۰/۰۰۶)	−۰/۰۹۶ −۰/۷۸۷ (۰/۴۳۳)	۰/۰۴۰ ۰/۶۱۹ (۰/۵۳۷)	۱۷/۲۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۶	۰/۶۹۰* ۵/۹۸۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۹۴* −۲/۷۱۳ (۰/۰۰۸)	−۰/۱۰۲ −۰/۸۲۶ (۰/۴۱)	۰/۰۲۵ ۰/۳۸۵ (۰/۷)	۱۷/۱۴۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۴
۸	اندازهٔ بزرگ، رشد کم، اقلام تعهدی بالا	۰/۶۲۶* ۵/۶۹۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۸* −۲/۸۵۶ (۰/۰۰۵)	−۰/۲۷۱* −۲/۳۷۹ (۰/۰۱۹)	−۰/۰۲۰ −۰/۳۴۱ (۰/۷۳۳)	۱۹/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴۱	۰/۶۲۰* ۵/۸۰۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۷۳* −۲/۸۰۴ (۰/۰۰۶)	−۰/۲۷۵* −۲/۴۱۲ (۰/۰۱۷)	−۰/۰۳۱ −۰/۵۰۴ ۰/۶۱۵	۱۹/۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴۱
۹	اندازهٔ بزرگ، رشد متوسط، اقلام تعهدی پایین	۰/۹۶۳* ۸/۸۷۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۲۵* −۲/۵۶۶ (۰/۰۱۱)	۰/۲۲۴ ۱/۹۸۹ (۰/۰۴۹)	−۰/۰۶۹ −۱/۱۶ (۰/۲۴۸)	۲۹/۸۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴۸	۰/۹۴۰* ۸/۹۲۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۲* −۲/۵۲۸ (۰/۰۱۳)	۰/۲۲۲* ۱/۹۷۳ (۰/۰۵۱)	−۰/۰۷۲ −۱/۱۹۲ (۰/۲۳۶)	۲۹/۹۴۰ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴۹
۱۰	اندازهٔ بزرگ، رشد متوسط، اقلام تعهدی بالا	۰/۸۰۴* ۷/۵۱۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۳۶ −۱/۴۴۶ (۰/۱۵۱)	۰/۰۱۶ ۰/۱۴۷ (۰/۸۸۳)	−۰/۰۷۸ −۱/۳۲۳ (۰/۱۸۸)	۱۹/۶۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۹	۰/۷۷۹* ۷/۵۱۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۲۵ −۱/۳۷۵ (۰/۱۷۲)	۰/۰۱ ۰/۰۹۸ (۰/۹۲۲)	−۰/۰۹۱ −۱/۵۳۱ (۰/۱۲۹)	۱۹/۸۸۰ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴۲
۱۱	اندازهٔ بزرگ، رشد زیاد، اقلام تعهدی پایین	۰/۷۹۰* ۵/۸۶۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۹۵* −۲/۸۹۲ (۰/۰۰۴)	۰/۶۶۳* ۴/۷۴۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۷ −۰/۱۰۶ (۰/۹۱۵)	۱۹/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۴	۰/۷۸۸* ۶/۰۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۹۳* −۲/۸۶۹ (۰/۰۰۵)	۰/۶۶۲* ۴/۷۲۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۱ −۰/۱۴۸ (۰/۸۸۲)	۱۹/۲۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۵
۱۲	اندازهٔ بزرگ، رشد زیاد، اقلام تعهدی بالا	۰/۵۰۱* ۳/۱۹۵ (۰/۰۰۱)	−۰/۴۱۰−۱/۷۱۰ (۰/۰۹۰)	۰/۴۴۳* ۲/۷۲۲ (۰/۰۰۷)	−۰/۰۵۰ −۰/۵۷۸ (۰/۵۶۴)	۶/۰۹۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۶	۰/۴۸۵* ۳/۱۸۶ (۰/۰۰۲)	−۰/۴۰۳ −۱/۶۷۶ (۰/۰۹۷)	۰/۴۴* ۲/۷ (۰/۰۰۸)	−۰/۰۵۷ −۰/۶۵۶ (۰/۵۱۳)	۶/۱۲۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۷

*معنی‌داری در سطح ۵٪

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

$R_{i,t}-R_{f,t} = \alpha_0 + \beta_1(R_{m,t}-R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(MML_t) + \beta_4(DD_t) + \varepsilon_{i,t}$

ردیف	شرایط سبد سرمایه‌گذاری	R_m-R_f آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	SMB آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	HML آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	RD آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	آمارهٔ F (سطح معنی‌داری)	R^2 تعدیل‌شده
۱	اندازهٔ کوچک، رشد کم، سرمایه‌گذاری پایین	۰/۶۷۲* ۴/۵۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۷ ۰/۷۷۹ (۰/۴۳۷)	۰/۱۶۵ ۱/۰۶۷ (۰/۲۸۸)	−۰/۱۰۹ −۱/۳۱۷ (۰/۱۹)	۵/۷۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶۶
۲	اندازهٔ کوچک، رشد کم، سرمایه‌گذاری بالا	۰/۶۱۱* ۳/۳۲۶ (۰/۰۰۱)	۰/۶۳۱* ۲/۲۴۹ (۰/۰۲۶)	−۰/۳۴۹ −۱/۸۳۲ (۰/۰۷)	−۰/۱۳۲ −۱/۲۹۵ (۰/۱۹۸)	۳/۴۷۱ (۰/۰۱)	۰/۰۹۴
۳	اندازهٔ کوچک، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری پایین	۰/۸۴۴* ۷/۲۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۹۳* ۲/۲۱۷ (۰/۰۲۹)	۰/۰۰۲ ۰/۰۱۹ (۰/۹۸۴)	−۰/۱۳۴* −۲/۰۸۷ (۰/۰۳۹)	۱۳/۳۷۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۲
۴	اندازهٔ کوچک، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری بالا	۰/۶۱۴ ۵/۷۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۳ ۰/۲۶۴ (۰/۷۹۱)	۰/۲۵۹ ۲/۳۴۷ (۰/۰۲۱)	۰/۰۱۲ ۰/۲۰۴ (۰/۸۳۸)	۱۰/۹۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲۵
۵	اندازهٔ کوچک، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری پایین	۰/۶۶۸* ۶/۲۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۷۸* ۲/۳۲۳ (۰/۰۲۲)	۰/۳۳۹* ۳/۰۶۷ (۰/۰۰۲)	۰/۰۲۳ ۰/۰۵۹ (۰/۶۸۸)	۱۴/۰۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۳
۶	اندازهٔ کوچک، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری بالا	۰/۸۷۸* ۷/۹۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۳۷۵* ۲/۲۱۱ (۰/۰۲۹)	۰/۴۳۹* ۳/۸۱۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۹ −۰/۱۶۱ (۰/۸۷۲)	۲۱/۰۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۸
۷	اندازهٔ بزرگ، رشد کم، سرمایه‌گذاری پایین	۰/۶۰۱* ۴/۱۱۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۷* −۲/۵۹۶ (۰/۰۱۱)	−۰/۲۶۳ −۱/۷۳۶ (۰/۰۸۵)	۰/۰۳۲ ۰/۳۹۶ (۰/۶۹۳)	۱۲/۲۱۳ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲
۸	اندازهٔ بزرگ، رشد کم، سرمایه‌گذاری بالا	۰/۶۷۹* ۶/۷۱۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۵* −۲/۹۶۲ (۰/۰۰۳)	−۰/۱۸۱ −۱/۷۲۹ (۰/۰۸۷)	−۰/۰۱۵ −۰/۲۷۱ (۰/۷۸۶)	۲۳/۳۹۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸۵
۹	اندازهٔ بزرگ، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری پایین	۰/۸۸۴* ۶/۹۸۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۴* −۲/۸۱۳ (۰/۰۰۶)	۰/۲۱۳ ۱/۶۲۴ (۰/۱۰۷)	−۰/۰۹۵ −۱/۳۵۵ (۰/۱۷۸)	۲۰/۸۲۰ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۴
۱۰	اندازهٔ بزرگ، رشد متوسط، سرمایه‌گذاری بالا	۰/۹۱۸* ۸/۹۴۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۲۴ −۱/۴۲۹ (۰/۱۵۶)	۰/۰۵۹ ۰/۵۵۹ (۰/۵۷۷)	−۰/۰۷۷ −۱/۳۶۳ (۰/۱۷۶)	۲۶/۷۶۷ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲
۱۱	اندازهٔ بزرگ، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری پایین	۰/۶۹۱* ۴/۹۸۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۹۲* −۴/۳۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱۱* ۴/۹۴۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۲ ۱/۲۰۴ (۰/۲۳۱)	۲۰/۵۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵
۱۲	اندازهٔ بزرگ، رشد زیاد، سرمایه‌گذاری بالا	۰/۶۹۴* ۴/۸۵۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۱۷ −۱/۴۵۲ (۰/۱۴۹)	۰/۵۰۵* ۳/۴۰۲ (۰/۰۰۱)	−۰/۱۲۵ −۱/۵۷۷ (۰/۱۱۸)	۱۱/۲۹۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۲

$R_{i,t}-R_{f,t} = \alpha_0 + \beta_1(R_{m,t}-R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(DDD_t) + \varepsilon_{i,t}$

ردیف	R_m-R_f آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	SMB آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	HML آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	RRD آمارهٔ t (سطح معنی‌داری)	آمارهٔ F (سطح معنی‌داری)	R^2 تعدیل‌شده
۱	۰/۶۳۴* ۴/۳۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۶ ۰/۷۶۸ (۰/۴۴۴)	۰/۱۶۸ ۱/۰۸۲ (۰/۲۸۱)	−۱/۱۷۳−/۰۹۸ (۰/۲۴۳)	۵/۶۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶۲
۲	۰/۵۶۶* ۳/۱۷۵ (۰/۰۰۲)	۰/۶۳۶* ۲/۲۵۸ (۰/۰۲۶)	−۰/۳۵ −۱/۸۳۳ (۰/۰۷)	−۰/۱۳۱ −۱/۲۷ (۰/۲۰۷)	۳/۴۵۳ (۰/۰۱۱)	۰/۰۹۳
۳	۰/۸* ۷/۱۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۶* ۲/۲۸۴ (۰/۰۲۴)	−۰/۰۰۲ −۰/۰۲۲ (۰/۹۸۲)	−۰/۱۴۵* −۲/۲۲۹ (۰/۰۲۸)	۱۳/۶۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۶
۴	۰/۶۱۹* ۵/۹۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۸ ۰/۲۹۵ (۰/۷۶۸)	۰/۲۵۵* ۲/۳۱۳ (۰/۰۲۳)	۰/۰۰۲ ۰/۰۴۱ (۰/۹۶۷)	۱۰/۹۶۷ (۰/۰۰۰)	۰/۲۹۵
۵	۰/۶۷۷* ۶/۵۳۱ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲* ۲/۳۳۵ (۰/۰۲۱)	۰/۳۳۷* ۳/۰۳۷ (۰/۰۰۳)	۰/۰۱۵ ۰/۲۶۴ (۰/۷۹۲)	۱۳/۹۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۳
۶	۰/۸۷۷* ۸/۱۳۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۷* ۲/۲۷۸ (۰/۰۲۵)	۰/۴۳۲* ۳/۷۴۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۹ −۰/۴۷۶ (۰/۶۳۴)	۲۱/۱۷۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۹
۷	۰/۶۱۱* ۴/۳۱۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۸* −۲/۶۱۳ (۰/۰۱)	−۰/۲۶ −۱/۷۱۴ (۰/۰۸۹)	۰/۰۳۹ ۰/۴۸۳ (۰/۶۲۹)	۱۲/۲۴۳ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲۱
۸	۰/۶۷۶* ۶/۸۹۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۴* −۲/۸۶۲ (۰/۰۰۵)	−۰/۱۹ −۱/۸۱۱ (۰/۰۷۳)	−۰/۰۳۸ −۰/۶۷۶ (۰/۵)	۲۳/۵۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸۷
۹	۰/۸۵۲* ۶/۹۲۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۳* −۲/۷۷۷ (۰/۰۰۶)	۰/۲۱۲ ۱/۶۱۳ (۰/۱۱)	−۰/۰۹۶ −۱/۳۵۱ (۰/۱۸)	۲۰/۸۱۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۴
۱۰	۰/۸۹۴* ۸/۹۹۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۱۱ −۱/۳۵ (۰/۱۸)	۰/۰۵۳ ۰/۵۰۴ (۰/۶۱۵)	−۰/۰۹۲ −۱/۶۰۷ (۰/۱۱۱)	۲۷/۱۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲۴
۱۱	۰/۷۲۲* ۵/۳۶۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۹۲* −۴/۳۵۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱۱* ۴/۹۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۹ ۱/۱۴۸ (۰/۲۵۳)	۲۰/۴۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵
۱۲	۰/۶۵۳* ۴/۶۹۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۱۱ −۱/۴۱۸ (۰/۱۵۹)	۰/۵۰۳* ۳/۳۸۷ (۰/۰۰۱)	−۰/۱۲۶ −۱/۵۷ (۰/۱۱۹)	۱۱/۲۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۲

*معنی‌داری در سطح ۵٪

نتایج و پیشنهادها

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. بدین‌منظور، دو فرضیه تدوین و آزموده شد. نتایج آزمون فرضیهٔ 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 نتیجهٔ فوق است. این نتایج برخلاف نتیجهٔ پژوهش

خان (۲۰۰۸) و چیچرنیا و همکاران (۲۰۱۵)است؛ زیرا به موجب نتایج پژوهش خان (۲۰۰۸) در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا و پایین، ریسک به میزان زیادی، پراکندگی میانگین بازده سهام شرکت را تبیین می‌کند. نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش نیز تأثیرنداشتن 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 اقلام تعهدی وسرمایه‌گذاری 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 بهرهٔ زیاد همراه باشد؛ از این‌رو، این متغیر می‌تواند حاوی اطلاعات مرتبط با رشد باشد و بدین‌ترتیب در ناهنجاری سرمایه‌گذاری و متعاقباً بر ناهنجاری اقلام تعهدی تأثیر بگذارد؛ اما نتایج این پژوهش، ارتباط‌نداشتن پراکندگی بازده را با ناهنجاری اقلام 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 دربارهٔ سرمایه‌گذاری و اقلام 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 اقلام 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 نابهنجاری اقلام تعهدی از الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ استفاده کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، ترتیبی اتخاذ شود که در محاسبهٔ بازده شرکت‌ها، تأثیر عواملی همچون مبادلات غیرعقلایی و احساسی سهام در ناهنجاری اقلام 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 نمونهٔ 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 investmentwhitin the companies listed in Tehran stock exchange. *Quarterly Financial Accounting*. 2: 1-17 [in Persian].

[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].

[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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی