فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال دهم، شماره سی‌وسوم
بهار ۱۳۹۶

نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری های اقلام تعهدی

یحیی حساس یگانه[۱]
سمانه باری[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۲/۱۵

چکیده

یکی از ناهنجاری های بازار سرمایه، ناهنجاری اقلام تعهدی است. دو دیدگاه رفتاری و دیدگاه انتظارات عقلایی در تشریح این نابهنجاری معرفی شده است. در دیدگاه انتظارات عقلایی (دیدگاه مبتنی بر ریسک و رشد)، تغییرات نرخ تنزیل به عنوان یکی از معیارهای بروز ناهنجاری در اقلام تعهدی مطرح می شود. از طرفی پراکندگی بازده بالا نیز متاثر از نرخ تنزیل بالا بوده و بر رشد و سرمایه گذاری تاثیرگذار است. بنابراین این ادعا مطرح می گردد که از ریسک پراکندگی بازده می توان در تفسیر ناهنجاری های اقلام تعهدی بهره برد و شرط لازم برای تحقق این امر این است که پراکندگی مقطعی بازده، منجر به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام و پرتفوی اقلام تعهدی شود.

از این رو، در این پژوهش، ضمن بررسی نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی، به بررسی میزان تاثیر پراکندگی بازده بر صرف ریسک پرتفوهای با اقلام تعهدی بالا و پایین پرداخته شده است. بدین منظور، نمونه ای شامل ۱۱۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. برای آزمون فرضیه های پژوهش از مدل قیمت‌گذاری فاما و فرنچ استفاده شده است.

نتایج بدست آمده نشان داد که پراکندگی بازده/پراکندگی نسبی بازده، منجر به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام و پرتفوی اقلام تعهدی می شود و میان تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک، در شرکت های با اقلام تعهدی کم و شرکت های با اقلام تعهدی بالا تفاوت معناداری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: پراکندگی بازده، ناهنجاری اقلام تعهدی، صرف ریسک.

۱- دانشیار حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی تهران، yahya_yeganeh@yahoo.com
۲- دانشجوی دکترای حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان، samaneh_68_ba@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

یکی از موضوعات بحث برانگیز در ادبیات مالی، فرضیه بازارهای کارا است که در دهه ۷۰ میلادی مطرح گردید. در این فرضیه بیان می شود که سرمایه گذاران اکثرا آگاه و منطقی بوده و نسبت به اخبار و اطلاعات جدید وارده به بازار واکنش صحیح و منطقی نشان می دهند. بدین ترتیب قیمت های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هر لحظه از زمان نشان دهنده ارزش ذاتی و واقعی آنها می باشد(کرمی، ۱۳۹۳).

اما پژوهش های متعدد انجام شده مانند پژوهش اسلون (۱۹۹۶) گویای ناکارایی بازار و اتخاذ تصمیمات اقتصادی غیر منطقی توسط افراد است که این موارد ناهنجاری بازار[۱] نامیده می شوند. از جمله این ناهنجاری ها، ناهنجاری اقلام تعهدی[۲] است که به ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام اشاره دارد.

در ادبیات حسابداری و مالی دو دیدگاه رفتاری[۳] و انتظارات عقلایی[۴] برای تشریح منابع ناهنجاری اقلام تعهدی مطرح شده است. در دیدگاه رفتاری، قیمت گذاری نادرست[۵] جزء تعهدی سود در زمان شکل گیری انتظارات سرمایه گذاران از سودهای آتی شرکت، منبع ناهنجاری اقلام تعهدی قلمداد می شود در حالی که در انتظارات عقلایی تغییرات نرخ تنزیل به عنوان معیار ریسک و سرمایه گذاری های مرتبط با رشد شرکت به عنوان معیار رشد شرکت، عامل ایجاد ناهنجاری اقلام تعهدی است(هاشمی، ۱۳۹۳).

از طرفی با اشاره به پژوهش انجام شده توسط چیچرنا[۶] (۲۰۱۵) می توان ادعا نمود که پراکندگی بازده[۷](RD)، یک متغیر کلان اقتصادی است که متاثر از نرخ تنزیل بوده و متعاقبا بر رشد و سرمایه گذاری شرکت نیز تاثیرگذار است و می تواند جهت توضیح و تفسیر ناهنجاری های اقلام تعهدی مورد استفاده قرار گیرد. در این پژوهش سعی شده است علاوه بر بررسی نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران، به بررسی تاثیر پراکندگی بازده بر پرتفوهای با اقلام تعهدی کم و زیاد پرداخته شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ناهنجاری اقلام تعهدی در سال ۱۹۹۶ توسط اسلون مطرح شد و به ارتباط منفی میان اقلام تعهدی و بازده آتی سهام اشاره دارد. به طور کلی عوامل بروز این پدیده در یکی از این دو دسته قرار می گیرد: قیمت گذاری اشتباه (دیدگاه رفتاری) و یا ریسک و رشد (دیدگاه عقلایی)(چیچرنا، ۲۰۱۵).

دسته ای از مطالعات انجام شده در حوزه ناهنجاری اقلام تعهدی که بر دیدگاه رفتاری تاکید می نمایند بیان می کنند که رفتار غیر منطقی سرمایه گذاران به ایجاد بازده های پایین (بالا) در شرکت های با اقلام تعهدی بالا (پایین) منجر می شود(اسلون[۸]، ۱۹۹۶)، (توماس[۹]، ۲۰۰۲)، (خی[۱۰]، ۲۰۰۱).

در همین راستا اسلون (۱۹۹۶) فرض می کند دلیل وقوع ناهنجاری اقلام تعهدی، تمرکز محض سرمایه‌گذاران به سود و عدم توجه آن‌ها به پایداری کمتر اقلام تعهدی است (چهارمحالی، زاهدی، ۱۳۸۸). طبق این دیدگاه انتظار سرمایه‌گذاران نسبت به سود آتی شرکت‌های با اقلام تعهدی زیاد (کم)، دارای سوگیری بالا (پایین) است. همراستا با این نتیجه‌گیری، اسلوان (۱۹۹۶) دریافت که بازده سهام بطور قابل توجهی برای شرکت‌های با اقلام تعهدی زیاد (کم)، در زمان اعلام سودهای بعدی شرکت منفی (مثبت) است. بنابراین رفتار غیر منطقی سرمایه گذاران سبب ایجاد یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام می شود.

دومین دیدگاه در تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی دیدگاه انتظارات عقلایی (ریسک و رشد) است. فیرفیلد[۱۱] و همکاران (۲۰۰۳) استدلال رشد را در زمینه ناهنجاری اقلام تعهدی مطرح کرده اند. بر مبنای استدلال رشد، افزایش اقلام تعهدی نظیر

Archive of SID
www.SID.ir

موجودی کالا، بیانگر استفاده شرکت از فرصت های سرمایه گذاری و رشد پیش رو است. این گونه شرکتها در سالهای ابتدایی رشد و تکامل به دنبال توسعه ظرفیت هستند و قاعدتا به سود و بازدهی موردنظر در سالهای اولیه دست نمی یابند. در نتیجه بازده دارایی ها در دوره های ابتدایی عملیات کاهش می یابد؛ لذا رشد و توسعه هر شرکت بر بازدهی آینده آن اثر گذار است. آشنا نبودن با این موضوع باعث می شود سرمایه گذاران تصور کنند که شرکتهای در حال رشد با اقلام تعهدی زیاد سودهای زیادی به دست می آورند؛ به عبارت دیگر بازار نسبت به رشد هر شرکت بیش از حد واکنش نشان می دهد و اوراق بهادار این شرکتها به گونه ای نادرست ارزش‌گذاری می شود که این امر ناهنجاری اقلام تعهدی را در پی دارد (فیرفیلد و همکاران، ۲۰۰۳).

تبیین دیگر، ناهنجاری اقلام تعهدی را به ریسک نسبت می‌دهد. خان[۱۲] (۲۰۰۸) بواسطه استفاده از مدل چنددوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۱۳] ریسک را اندازه‌گیری نمود. وی دریافت که ریسک، میزان قابل توجهی از نوسانات بازده متوسط را برای شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا و پایین توضیح می‌دهد. وو[۱۴] و همکاران (۲۰۱۰) اقلام تعهدی را به عنوان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش در نظر گرفته و ناهنجاری اقلام تعهدی را به تعدیل سرمایه‌گذاری در ازای تغییر در نرخ تنزیل همانطور که تئوری q در سرمایه‌گذاری ابراز می‌دارد، نسبت دادند. زمانی که نرخ تنزیل کاهش می یابد اکثر پروژه ها سودآور شده اقلام تعهدی افزایش می یابد ولی بازده های آتی کاهش می یابد زیرا نرخ تنزیل پایین به معنی بازده مورد انتظار پایین در آینده است و بر عکس. در نتیجه بین اقلام تعهدی و بازده سهام رابطه منفی ایجاد می شود.

در دیدگاه انتظارات عقلایی (دیدگاه مبتنی بر ریسک و رشد)، تغییرات نرخ تنزیل به عنوان یکی از معیارهای بروز ناهنجاری در اقلام تعهدی مطرح می شود. از طرفی پراکندگی بازده بالا نیز متاثر از نرخ تنزیل بالا بوده و بر رشد و سرمایه گذاری تاثیرگذار است (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵). مطالعات تجربی و تئوریک اخیر نشان می دهد که پراکندگی مقطعی بازده بازار سهام، شاخصی خلاف جهت وضعیت بازار است به طوری که گومز[۱۵] (۲۰۰۳) نشان داد در شرایط خوب اقتصادی، تفاوت میان شرکت ها از اهمیت کمتری برخوردار است، چرا که نرخ های تنزیل پایین، منجر به افزایش در مقیاس کلی تولید شده و افزایش در قیمت‌های سهام را به همراه خواهد داشت؛ از این رو پراکندگی بازده شرکت‌ها پایین است. اما در شرایط بد اقتصادی، تفاوت بین ویژگی های شرکتی حائز اهمیت است، چراکه شرکت ها، با هزینه های تعدیل متفاوتی رو به رو می شوند که به پراکندگی بالا میان ریسک ها و متناوباً به پراکندگی بالا میان بازده هایشان منجر می شود. در نتیجه می توان اینطور استنباط نمود که تغییر در پراکندگی مقطعی بازده های سهام تغییر در شرایط اقتصادی را نشان می دهد؛ به طوری که پراکندگی بازده در شرایط بهره وری پایین، بالاتر و در شرایط بهره وری بالا، کم تر است (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵). در مدل تئوریک جیانگ[۱۶](۲۰۱۰) نیز شواهدی اضافی دال بر نقش قابل توجه پراکندگی بازده در مسائل مربوط به قیمت گذاری ارائه کرده است. این پژوهش استدلال می کند که پراکندگی بازده، دو بعد ریسک سیستماتیک را نشان می دهد. یکی "همگنی[۱۷]" که به طور مستقیم با شرایط بازار و رشد کلی اقتصاد مرتبط است و دیگری "ناهمگنی[۱۸]" که با تجدید ساختار اساسی اقتصاد (تخمین منابع) و باتبع آن نوسانات و رشد آتی اقتصاد کل مرتبط می باشد. به علاوه، نقش پراکندگی بازده به عنوان متغیری معنی دار در انعکاس شرایط اقتصاد کلان و آشکار کردن ریسک مرتبط با رشد اقتصادی و تجدید ساختار نیز مورد تایید لانگانی[۱۹] و همکاران (۱۹۹۰) قرار گرفته است . پراکندگی بازده می تواند با چرخه تجاری اقتصاد نیز مرتبط باشد به طوری که در دوره رکود

Archive of SID
www.SID.ir

اقتصادی پراکندگی بازده بالا و در دوره رشد و بلوغ پراکندگی بازده پایینتر است (کریستی[20]، ۱۹۹۴).

با توجه به این مطلب که پراکندگی بازده متاثر از نرخ تنزیل و شاخصی از ریسک و حاوی اطلاعاتی در زمینه ریسک و رشد است و از طرفی یکی از عوامل بروز ناهنجاری اقلام تعهدی نیز عامل ریسک و رشد می‌باشد پس می توان اینطور ادعا نمود که با استفاده از پراکندگی بازده می‌توان به تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی پرداخت. اما یک شرط لازم و نه کافی برای اثبات این ادعا این است که پراکندگی مقطعی بازده در سطح سهام و پرتفوی اقلام تعهدی به طور مثبت قیمت‌گذاری شود. (چیچرنا، ۲۰۱۵) به عبارت دیگر سهامی که در معرض ریسک پراکندگی بازده قرار می گیرند متعاقبا صرف ریسک مثبتی را تجربه کنند. در واقع با توجه به اینکه پراکندکی بازده متاثر از نرخ تنزیل بالا و با توجه به مبانی نظری ارائه شده شاخصی از ریسک می‌باشد، پس انتظار می رود وجود پراکندگی بازده منجر به افزایش ریسک و در نتیجه تاثیر مثبت بر صرف ریسک شود. به علاوه، با توجه به نتایج پژوهش چیچرنا (۲۰۱۵) می‌توان اینطور استنباط کرد که پرتفوهایی که اقلام تعهدی کمتری دارند بیشتر در معرض ریسک قرار می گیرند پس صرف ریسک پرتفوی های با اقلام تعهدی کم بالاتر از پرتفوی های با اقلام تعهدی بالا می باشد. با توجه به اینکه پراکندگی بازده نیز شاخصی از ریسک محسوب می شود پس می توان ادعا نمود که میان تاثیر پراکندگی بازده به عنوان عاملی از ریسک بر صرف ریسک پرتفوی های با اقلام تعهدی کم و زیاد تفاوت معنی داری وجود دارد و انتظار بر این است که این تاثیر در شرکت های با اقلام تعهدی پایین بیشتر باشد.

چیچرنا (۲۰۱۵) در مقاله ای تحت عنوان " نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی و سرمایه گذاری" دریافت که می توان از پراکندگی بازده یه عنوان عاملی از ریسک در تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی استفاده نمود و اینکه پرتفوی های با اقلام تعهدی کم بیشتر در معرض ریسک قرار می گیرند.

فرازینی و پدرسن[21] (۲۰۱۴) در پژوهشی تحت عنوان "قیمت‌گذاری بتا" به این نتیجه رسیدند که بتا (عامل ریسک) زمانی که سهام به عنوان دارایی های آزمون مورد استفاده قرار می گیرند به صورت مثبت قیمت‌گذاری می شود و زمانی که پرتفوی ها به عنوان دارایی های آزمون مورد استفاده قرار می گیرند به صورت منفی قیمت‌گذاری می شود.

کائو[22] و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی تحت عنوان "ناهنجاری اقلام تعهدی از دیدگاه رشد شرکت" به بررسی اثرهای نظریه کیو و نظریه پذیرایی در توجیه رابطه بین فرصت های رشد و ناهنجاری های اقلام تعهدی پرداختند. نتایج نشان داد که در کل یافته های پژوهش، سازگاری بیشتر با نظریه کیو در مقایسه با نظریه پذیرایی در توجیه ناهنجاری های اقلام تعهدی دارد.

چن و جیانگ[23] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان "تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) و ناهنجاری اقلام تعهدی" به این موضوع پرداختند که آیا اقلام تعهدی و ناهنجاری آن با جزء ریسک/ رشد و یا جزء ارزش گذاری نادرست ارتباط بیشتری دارد. نتایج این پژوهش نشان داد که اقلام تعهدی از جزء ریسک و رشد ناشی می شود.

وو و ژانگ[24] (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان " آیا ریسک ناهنجاری ها را توضیح می دهد؟" به بررسی این موضوع پرداختند که آیا ناهنجاری های بازار سرمایه ناشی از عامل ریسک یا قیمت گذاری نادرست است. آنها در این پژوهش متغیرهایی نظیر B/M اندازه انتشار سرمایه رشد دارایی ها اقلام تعهدی و احتمال ورشکستگی را در نظر گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد که بازده های اضافی که بر اساس این متغیرها ایجاد می شود نه به دلیل عامل ریسک بلکه ناشی از قیمت‌گذاری نادرست این متغیر ها توسط سرمایه گذاران است.

Archive of SID
www.SID.ir

هرشلیفر[۲۵] و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به نام "ناهنجاری اقلام تعهدی: ریسک یا قیمت‌گذاری اشتباه" به بررسی عامل ریسک در ناهنجاری اقلام تعهدی پرداختند. آنها در این پژوهش علاوه بر متغیرهای الگوی سه عاملی فاما و فرنچ یک متغیر به نام CMA را به عنوان عامل ریسک نیز در نظر گرفتند. نتایج نشان داد که ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام را نمی توان به عوامل ریسک نسبت داد.

وو و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی تحت عنوان " روش تئوری Q برای درک ناهنجاری اقلام تعهدی" به تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر ریسک باتفسیر اقلام تعهدی به عنوان سرمایه گذاری در سرمایه در گردش بر اساس نظریه q پرداختند و نشان دادند که شرکتها به صورت بهینه در واکنش به تغییرات نرخ تنزیل (ریسک) اقلام تعهدی را تعدیل می کنند.

خان (۲۰۰۸) در پژوهشی به نام " آیا اقلام تعهدی به صورت اشتباه قیمت‌گذاری می شوند؟" به وسیله استفاده از مدل چنددوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای، ریسک را اندازه‌گیری نمود. وی دریافت که ریسک، میزان قابل توجهی از نوسانات بازده متوسط را برای شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا و پایین توضیح می‌دهد.

ژانگ[۲۶] (۲۰۰۷) در پژوهشی تحت عنوان " اقلام تعهدی، سرمایه گذاری و ناهنجاری اقلام تعهدی" بیان کرد در صورتی ناهنجاری رشد علت اصلی ناهنجاری اقلام تعهدی است که اقلام تعهدی نشاندهنده رشد شرکت باشد و برای تایید ادعای خود دیدگاه سرمایه گذاری را معرفی کرد. شواهد وی از این مهم حکایت داشت که ناهنجاری اقلام تعهدی در نتیجه ناهنجاری رشد به وقوع پیوسته است.

خانی و صالحی (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان "تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی بر اساس اجزای اقلام تعهدی در شرایط وجود ناهنجاری ارزشی-رشدی در بورس اوراق بهادار تهران" به رابطه ای معکوس و معنادار بین اقلام تعهدی در سطح کل و اجزای آن با بازده غیر عادی آینده سهام دست یافتند. حتی با اضافه کردن متغیر جریان نقد عملیاتی به قیمت به الگوی تحقیقات این رابطع عکس همچنان برقرار است.

فروغی و امیری (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان "تاثیر بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام" به این نتیجه رسیدند که ارتباط معکوس و معناداری بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام (ناهنجاری اقلام تعهدی) وجود دارد؛ همچنین بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام تاثیر دارد.

۳- فرضیه های پژوهش

با توجه به این مطلب که پراکندگی بازده حاوی اطلاعاتی در زمینه ریسک و رشد است و از طرفی یکی از عوامل بروز ناهنجاری اقلام تعهدی نیز عامل ریسک و رشد می باشد پس می توان اینطور ادعا نمود که با استفاده از پراکندگی بازده می توان به تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی پرداخت. اما یک شرط لازم و نه کافی برای اثبات این ادعا این است که پراکندگی مقطعی بازده در سطح سهام و پرتفوی اقلام تعهدی به طور مثبت قیمت‌گذاری شود. (چیچرنا، ۲۰۱۵) به عبارت دیگر سهامی که در معرض ریسک پراکندگی بازده قرار می‌گیرند متعاقبا صرف ریسک مثبتی را تجربه کنند.

صرف ریسک میزانی است که سرمایه‌گذار بابت ریسک به نرخ سود سرمایه‌ای مورد انتظار خود می‌افزاید. با توجه به اینکه پراکندگی بازده متاثر از نرخ تنزیل بالا و با توجه به مبانی نظری ارائه شده شاخصی از ریسک می باشد پس انتظار می رود وجود پراکندگی بازده منجر به افزایش ریسک و در نتیجه تاثیر مثبت بر صرف ریسک شود. در واقع، در شرایط نامناسب اقتصادی که با نرخ تنزیل بالایی مواجهیم پراکندگی میان ریسک ها بالا و متناوبا

Archive of SID
www.SID.ir

پراکندگی میان بازده ها نیز بالاتر است، پس میزان صرف ریسک نیز افزایش می یابد. بنابراین تئوری موجود نشان می دهد که ریسک و صرف ریسک سهام و پرتفوی ها به وضعیت بهره وری کل -به گونه ای که توسط پراکندگی بازده تعریف می گردد- وابسته خواهد بود و می توان به وجود رابطه میان این دو متغیر پی برد. بنابراین، به منظور پاسخ به سوال بالا و آزمون استنباط های مذکور، سه فرضیه زیر در سطح سهام و پرتفوی سهام مطرح می شود:

فرضیه اول: پراکندگی بازده بر صرف ریسک سهام تاثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک سهام تاثیر مثبت دارد.

فرضیه سوم: پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک پرتفوهای اقلام تعهدی تاثیر مثبت دارد.

با تایید فرضیات فوق، شرط لازم فوق الذکر (تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از پراکندگی بازده) تحقق می یابد.

به علاوه، با توجه به نتایج پژوهش چیچرنا (۲۰۱۵) می توان اینطور استنباط کرد که پرتفوهایی که اقلام تعهدی کمتری دارند بیشتر در معرض ریسک قرار می گیرند. بنابراین می توان گفت صرف ریسک پرتفوی های با اقلام تعهدی کم بالاتر از پرتفوی های با اقلام تعهدی زیاد است. با توجه به اینکه پراکندگی بازده نیز شاخصی از ریسک محسوب می شود پس می توان ادعا نمود که میان تاثیر پراکندگی بازده به عنوان عاملی از ریسک بر صرف ریسک پرتفوی های با اقلام تعهدی کم و زیاد تفاوت معنی داری وجود دارد. این ادعا را می توان در فرضیه ای جداگانه مورد بررسی قرار داد و با توجه به پیشینه موجود، انتظار بر این است که میان تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک شرکت های با اقلام تعهدی کم و شرکت های با اقلام تعهدی بالا تفاوت معناداری وجود داشته باشد. از این رو، فرضیه چهارم پژوهش به شرح زیر تدوین می گردد:

فرضیه چهارم: میان تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک شرکت های با اقلام تعهدی کم و شرکت های با اقلام تعهدی بالا تفاوت معناداری وجود دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل تمام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ است. در این پژوهش نمونه گیری با استفاده از روش حذفی نظام مند انجام شده است؛ لذا نمونه انتخابی شامل تمام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که شرایط زیر را دارا باشند:

۱) سال مالی شرکتها باید منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۲) اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش طی دوره مورد بررسی در دسترس باشد.

۳) جزء شرکت های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی نباشد.

۴) ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن ها منفی نباشد.

بر اساس معیارهای فوق، نهایتا تعداد ۱۱۳ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ به عنوان نمونه انتخاب شدند.

۵- مدل های پژوهش و متغیرهای آن

در این پژوهش متغیر وابسته در تمام مدل های[۲۷] (۱) تا (۶)، مازاد بازده (صرف ریسک) می باشد که با نماد $R^e_{i,t}$ نمایش داده شده است. اما همانطور که در ذیل مشاهده می شود متغیرهای مستقل در مدل (۱) پژوهش صرف ریسک بازار (MKT)، عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML) می باشند.

Archive of SID
www.SID.ir

$$R^e_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \mu_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

در مدل (۲) که در "سطح سهام" تدوین شده است متغیرهای مستقل، علاوه بر موارد ذکر شده در مدل (۱)، شامل پراکندگی بازده (RD) نیز می باشد. از این مدل برای آزمون تاثیر پراکندگی بازده بر صرف ریسک سهام (فرضیه ۱) استفاده شد.

$$R^e_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RD}\hat{\beta}_{i,RD} + \mu_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

در مدل (۳) نیز که در "سطح سهام" ارائه شده است متغیر های مستقل، علاوه بر موارد عنوان شده در مدل (۱)، پراکندگی نسبی بازده (RRD) را نیز در بر می گیرد. از این مدل به منظور آزمون تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک سهام (فرضیه ۲) استفاده گردید.

$$R^e_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RRD}\hat{\beta}_{i,RRD} + \mu_{i,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

در مدلهای(۴) و (۵) که در "سطح پرتفوی اقلام تعهدی" و برای آزمون تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک پرتفوی اقلام تعهدی (فرضیه ۳) تدوین شده اند پراکندگی نسبی بازده (RRD) و صرف ریسک بازار(MKT) به عنوان متغیرهای مستقل و دو متغیر عامل اندازه(SMB) و عامل ارزش(HML) به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده اند که در مدل۴ بدون در نظر گرفتن این متغیرها و در مدل ۵ با درنظر گرفتن این متغیر های کنترلی به آزمون فرضیه موردنظر پرداخته شد.

$$R^e_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{RRD}\hat{\beta}_{i,RRD} + \mu_{i,t} \quad \text{مدل (۴)}$$

$$R^e_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RRD}\hat{\beta}_{i,RRD} + \mu_{i,t} \quad \text{مدل (۵)}$$

نهایتا، در مدل (۶) که به بررسی سطح سودآوری در پرتفوی های با اقلام تعهدی کم و زیاد می پردازد (فرضیه ۴) و در "سطح پرتفوی اقلام تعهدی" تدوین شده است صرف ریسک بازار (MKT)، عامل اندازه (SMB)، عامل ارزش (HML) و پراکندگی نسبی بازده (RRD) به عنوان متغیر های مستقل در نظر گرفته شدند

$$R^e_{i,t} = \beta_0 + \beta_{MKT}MKT_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \beta_{RRD}RRD_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۶)}$$

در بخش بعدی علاوه بر معرفی کامل متغیرها و شیوه محاسبه آنها، طریقه آزمون فرضیه ها با استفاده از مدلهای فوق الذکر بیان شده است.

چگونگی محاسبه متغیرها

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت از نوع توصیفی- همبستگی است. اطلاعات مورد نیاز این پژوهش با استفاده از روش میدانی و از طریق بانک های اطلاعاتی سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و نرم افزار ره آورد نوین گردآوری شد. داده های صورت های مالی از گزارشات سالانه و داده های بازده سهام از گزارشات ماهانه استخراج گردید و آزمون های آماری با استفاده از EVIEWS8 صورت گرفت.

شیوه محاسبه متغیرهای پژوهش به شرح زیر است:

اقلام تعهدی(ACC)

برای محاسبه اقلام تعهدی مطابق با اسلون (۱۹۹۶)، از روش مستقیم ترازنامه ای (روش سرمایه در گردش) استفاده شده است؛ که اقلام تعهدی به صورت رابطه (۱) تعریف و اندازه گیری می شود:

رابطه ۱

Archive of SID
www.SID.ir

$$Accrual_t = \frac{(\Delta CA_t - \Delta Cash_t) + (\Delta CL_t - \Delta STDBT_t - \Delta TAX}{TA_{t-1}}$$

$Accrual_t$: کل اقلام تعهدی سال t

ΔCA_t:تغییر در دارایی های جاری غیرنقدی

$\Delta Cash_t$:تغییر در وجه نقد

ΔCL_t:تغییر در بدهی های جاری

$\Delta STDBT_t$: تغییر در حصه جاری تسهیلات دریافتی

$\Delta TAXP_t$: تغییر در مالیات قابل پرداخت

$DEPEXP_t$: استهلاک دارایی های مشهود و نامشهود

TA_{t-1}: کل دارایی های سال گذشته

بازده سهام(Rt)

بازده سهام هر شرکت به صورت سالانه (۱۲ ماه) و از اول ماه پنجم بعد از سال مالی تا پایان ماه چهارم سال بعد، محاسبه میشود. (در بررسی های مربوط به ریسک بازده، بازده های ماهانه در تحلیل ها به کار می رود).

محاسبه نرخ بازده، به صورت رابطه (۲) می باشد:

$$R_t = \frac{(1+\alpha)P_{t+1}DPS_t - P_t - c}{P_t}$$ رابطه (۲)

که در آن R_t، نشان دهنده بازده سهام عادی در دوره t، P_t نشانگر قیمت سهام عادی در زمان t، P_{t+1} نشانگر قیمت سهام عادی در زمان t+1 و DPS_t نشانگر سود نقدی سهام عادی طی دوره t است. چنانچه شرکت اقدام به افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات یا اندوخته (سهام جایزه) نماید، به علت تفاوت درتعداد سهام قبل و بعد ازافزایش سرمایه، P_{t+1} یا P_t قابل مقایسه نمی باشد. بنابراین P_{t+1} باید تعدیل گردد. بنابراین در رابطه (۲)، α درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته یا آورده نقدی و مطالبات و c آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه می باشد.

جهت محاسبه بازده، اطلاعات مربوط به قیمت ماهانه، از سایت اینترنتی شرکت خدماتی بورس تهران و سایر اطلاعات مورد نیاز (سهام جایزه یا حق تقدم و سود سهام پرداختی) از صورت جلسات مجمع های تشکیل شده و نرم افزار رهآورد نوین استخراج گردید.

پراکندگی بازده (RD)

پراکندگی بازده ماهانه مطابق با چیچرنیا و همکاران(۲۰۱۵)، به صورت رابطه (۴) محاسبه گردید:

$$RD_t = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(R_{i,t} - R_{m,t})^2}$$ رابطه (۳)

که در آن:

n: تعداد سهام های بازار

$R_{i,t}$: بازده سهام i در ماه t

$R_{m,t}$: میانگین وزن دار بازده بازار

پراکندگی نسبی بازده (RRD)

این معیار پراکندگی بازده برای کنترل بازده بازار در نظر گرفته شده است و مطابق با استیورس و سان[۲۸](۲۰۱۰) و چیچرنیا و همکاران(۲۰۱۵)، به صورت باقیمانده رگرسیون رابطه (۵) تعریف می گردد:

$$RD_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{m,t} + \gamma_2 |R_{m,t}| + \varepsilon_t$$ رابطه (۴)

که در آن:

RD_t: پراکندگی بازده ماهانه نمونه

$R_{m,t}$: بازده بازار سهام

$|R_{m,t}|$: قدر مطلق بازده بازار سهام

Archive of SID
www.SID.ir

صرف ریسک بازار (MKT)

صرف ریسک بازار به صورت مازاد بازده پرتفوی بازار(R_m) نسبت به نرخ بازده ی بدون ریسک (R_f) تعریف می گردد که در مطالعه فاما و فرنچ تحت عنوان عامل بازار (MKT)، تلقی می شود.

رابطه (۵)
$$MKT = Rm - Rf$$

شاخص بازده ی بدون ریسک نرخ سود علی الحساب اوراق مشارکت دولتی اعلام شده توسط بانک مرکزی می باشد.

عامل اندازه (SMB)

عبارت است از تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام شرکت های کوچک و مجموعه سهام شرکت های بزرگ.

رابطه (۶)
$$SMB = \left(\frac{S/L + S/M + S/H}{3}\right) - \left(\frac{B/L + B/M + B/H}{3}\right)$$

که در رابطه (۶):

S/L: بیانگر شرکت هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها پایین است.

S/M: بیانگر شرکت هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها متوسط است.

S/H: بیانگر شرکت هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها بالا است.

B/L: بیانگر شرکت هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها پایین است.

B/M: بیانگر شرکت هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها متوسط است.

B/H: بیانگر شرکت هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها بالا است.

عامل ارزش(HML)

عبارت است از تفاوت بین میانگین بازده های مجموعه سهام شرکت هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و مجموعه سهام شرکت هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین که از رابطه (۷) بدست می آید.

رابطه(۷) $$HML = \left(\frac{S/H+B/H}{2}\right) - \left(\frac{S/L+B/L}{2}\right)$$

بازده مازاد ($R^e_{i,t}$)

بازده مازاد (صرف ریسک) به صورت مازاد بازده مورد انتظار دارایی (پرتفویi) نسبت به نرخ بازده ی بدون ریسک در دوره زمانی t تعریف می گردد.

اما برای آزمون فرضیه های اول تا سوم پژوهش، از روش رگرسیون مقطعی دو مرحله ای که توسط فاما و مکبث[۲۹] (۱۹۷۳) برای برآورد صرف ریسک مربوط به پراکندگی بازده معرفی شده است، استفاده شد.

در مرحله اول، رگرسیون سری زمانی برای برآورد ضریب هر عامل تخمین زده شد. سپس از ضرایب مرحله اول، برای برآورد صرف ریسک مقطعی استفاده گردید.

در ابتدا مدل معیار(مدل۱) که شامل عوامل فاما-فرنچ و بازار است، برآورد شد و عواملی که در بازده های مقطعی سهام قیمت‌گذاری می شوند شناسایی گردید. (یعنی بررسی شد که آیا عوامل سه گانه فاما و فرنچ به عنوان متغیرهای مستقل مدل به طور

Archive of SID
www.SID.ir

معنی داری قیمت‌گذاری شده و بر صرف ریسک سهام تاثیر معناداری دارند؟).

سپس به مدل (۱) متغیرهای مستقل RD و RRD افزوده و مدل های ۲ و ۳ برآورد شدند. مدل ۲، مدلی برای بررسی تاثیر پراکندگی بازده بر صرف ریسک سهام (فرضیه ۱) و مدل ۳ ،آزمونی برای بررسی تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک سهام (فرضیه ۲) می باشد.

برای آزمون فرضیه ۳ پژوهش که به بررسی تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک پرتفوی اقلام تعهدی در دو حالت کلی می پردازد -بدون کنترل متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نیز حالتی که تاثیر این دو متغیر کنترل شده است- لازم است روش فاما و مکبث (۱۹۷۳) برای یک مجموعه از پرتفوی ها (۲۵ پرتفوی اقلام تعهدی)، به طور مستقل آزمون شود.

برای پرتفوبندی نیز به این شیوه عمل شد که مشاهدات را بر مبنای اقلام تعهدی مرتب کرده و سپس ۲۵ پرتفوی اقلام تعهدی تشکیل گردید.

برای آزمون فرضیه ۴ پژوهش که مربوط به نقش پراکندگی بازده بر تفسیر تفاوت سودآوری در پرتفوی های اقلام تعهدی می باشد، رگرسیون سری زمانی(مدل ۶)، برای بازده های خرید و نگهداری پرتفوهای مصون سازی شده اقلام تعهدی، اجرا شد. پرتفوی مصون سازی مبتنی بر اقلام تعهدی پرتفویی است که شامل موقعیت خرید در سهام موسسات موجود در طبقه اول اقلام تعهدی و موقعیت فروش در سهام موسسات موجود در طبقه آخر اقلام تعهدی باشد. در واقع، پرتفوی مصون سازی شده اقلام تعهدی با در نظر گرفتن موقعیت بالا در پایین ترین طبقه اقلام تعهدی و پایین ترین موقعیت در بالاترین طبقه اقلام تعهدی ایجاد می شود. یعنی سری بازده مربوط به پرتفوی مصون سازی اقلام تعهدی با کسر کردن سری بازده روی پرتفوی ACC_5 (پرتفوی پنجم) از سری بازده روی ACC_1 (پرتفوی اول)، محاسبه می شود(مشایخی،۱۳۸۹). بالاترین موقعیت (position long) معرف شرکت هایی است که تمایل به خرید سهام آن ها را داریم و پایین ترین موقعیت(short position)، معرف شرکت هایی است که تمایل به فروش سهام آن ها داریم(به دلیل پایین بودن بازده آن ها).

هر چند آزمون فرضیه ۴، با بهره گیری از پرتفوی مصون سازی شده صورت گرفت اما با مقایسه بار عاملی عوامل ۳ گانه فاما و فرنچ و هم چنین عرض از مبدا مدل(بازده های غیرعادی) در پرتفوهای ۵ گانه اقلام تعهدی می توان نسبت به رفتار شرکت های با اقلام تعهدی مختلف پیرامون این عوامل(اندازه، ارزش، بازده غیرعادی، ریسک بازار)، اظهار نظر کرد؛ از این رو نتایج پیرامون پرتفوهای ۵ گانه نیز ارائه گردید.

۶- نتایج پژوهش

۶-۱- آمارتوصیفی متغیرهای پژوهش

آماره های توصیفی برای مشاهدات استخراج شده در دوره مطالعاتی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ در جدول یک برای ۱۱۳ شرکت انتخاب شده از بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است.

یافته های توصیفی تحقیق نشان می دهد که در هیچ یک از متغیرهای تحقیق مشاهده گمشده نداشته‌ایم و اطلاعات شرکت‌ها به طور کامل استخراج و در برازش مدل ها لحاظ شده‌اند. بر اساس یافته های توصیفی در جدول فوق دامنه تغییرات در مورد شاخص تغییر در بدهی های جاری بیشتر از سایر متغیرهای تحقیق می‌باشد، لذا با عنایت به اینکه انحراف معیار در شاخص مذکور بیشتر از سایر متغیرهای تحقیق می باشد، پراکندگی در شاخص تغییر در بدهی جاری نسبت به سایر متغیرهای تحقیق بیشتر است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول شماره ۱- آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	تعداد	دامنه تغییرات	میانگین	انحراف معیار	ضریب چولگی
تغییر در دارایی جاری	۵۶۵	۱/۴۵	۰/۱۱۳	۰/۱۷۴	۱/۱۲
تغییر در وجه نقد	۵۶۵	۰/۸۶	۰/۰۱۶۲	۰/۰۶۴	۴/۱۲
تغییر در بدهی جاری	۵۶۵	۱/۶۶	۰/۰۸۸۵	۰/۱۷۷	۰/۹۴۲
تغییر در حصه جاری وام دریافتی	۵۶۵	۱/۰۹	۰/۰۴۰	۰/۱۱۷	۱/۰۷
تغییر در مالیات پرداختنی	۵۶۵	۰/۱۷۴	۰/۰۰۶۸	۰/۰۲۱	۰/۹۰۷
تغییر در موجودی	۵۶۵	۰/۷۷	۰/۰۴۰۳	۰/۰۸۸	۱/۶۷
استهلاک	۵۶۵	۰/۶۷	۰/۰۳۰۳	۰/۰۷۵	۱/۲۳

۶-۲- آمار استنباطی و آزمون فرضیات پژوهش

پیش از آزمون فرضیات ابتدا باید از برقراری مفروضات رگرسیون خطی کلاسیک اطمینان حاصل نمود. در همین راستا نرمال بودن و همبستگی متغیرها با استفاده از آزمون جارک- برا و دوربین- واتسون مورد آزمون قرار گرفت که نتایج نشان دهنده نرمال بودن و عدم همبستگی میان متغیرها بود. علاوه بر این با توجه به اینکه احتمال F-لیمر همواره بزرگتر از ۰,۰۵ است بین داده ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون جارک برا در جدول شماره ۲ ارائه شده است. با توجه به اینکه سطح معنی داری این آماره بیش از ۰,۰۵ است پس می توان ادعا نمود متغیرها نرمال هستند.

جدول شماره ۲- نتایج آزمون نرمال بودن برای متغیر بازده سهام

	بازده ۸۸	بازده ۸۹	بازده ۹۰	بازده ۹۱	بازده ۹۲	بازده ۹۳
آماره جارک – برا	۲,۱۸	۰,۳۱	۴,۲۱	۱,۰۷	۱,۹۳	۰,۱۷
سطح معنی داری	۰,۳۳	۰,۸۰۱	۰,۱۰۷	۰,۶۹۲	۰,۵۵۸	۰,۸۲

حال پس از بررسی فروض کلاسیک، با توجه به روش اجرای مدل های رگرسیونی، یافته های مدل رگرسیونی متناسب با مدل (۱) تا (۳) در جدول شماره ۳ ارائه شد.

فرضیه اول: پراکندگی بازده بر صرف ریسک سهام تاثیر مثبت معناداری دارد.

یافته های جدول شماره ۳ نشان می دهد که آماره فیشر در مدل (۲)، F_{df_1,df_2} = ۳/۰۳۶ بیشتر از آماره متناظر در جدول فیشر می باشد لذا مدل برازش داده شده معنادار بوده و از کارایی قابل قبول برخوردار می باشد. (p − value = ۰/۰۰ < ۰/۰۵). ضریب تعیین در مدل مذکور نشان می دهد که ۴۴/۱٪ تغییرات کل صرف ریسک سهام بر اثر تغییرات متغیرهای مستقل در مدل مذکور می باشد. ضریب رگرسیونی متناظر با قیمت ریسک پراکندگی بازده ۲/۷۶۹ و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ می باشد (p − value = ۰/۰۰۰ < ۰/۰۵).به عبارت دیگر پراکندگی بازده صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام دارد؛ بنابراین فرضیه اول تحقیق مبنی بر اینکه "پراکندگی بازده بر صرف ریسک سهام تاثیر مثبت معناداری دارد" با اطمینان ۰/۹۵ رد نمی شود.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول شماره۳- قیمت‌گذاری ریسک پراکندگی مقطعی بازده/ نسبی بازده در سطح سهام

		مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
ضریب ثابت	γ_0	۵/۹۶۰ (۰/۰۰۰)	۵/۱۶۲ (۰/۰۰۰)	۴/۳۷۸ (۰/۰۰۰)
قیمت ریسک عامل بازار	γ_{MKT}	۱/۹۰۶ (۰/۰۱۱۳)	۲/۴۸۲ (۰/۰۲۹۶)	۱/۸۴۵ (۰/۱۱۲۵)
قیمت ریسک عامل اندازه	γ_{SMB}	۳/۹۹۷ (۰/۰۱۳۲)	۱۲/۹۶۶ (۰/۰۰۰)	۱۱/۴۶۹ (۰/۰۰۰)
قیمت ریسک عامل ارزش	γ_{HML}	-۱/۸۳۱ (۰/۰۳۹۰)	-۵/۶۸۳ (۰/۰۰۰)	-۵/۴۹۱ (۰/۰۰۰)
قیمت ریسک پراکندگی بازده	γ_{RD}		۲/۷۶۹ (۰/۰۰۰)	
قیمت ریسک پراکندگی نسبی بازده	γ_{RRD}			۳/۷۰۱ (۰/۰۱۴۵)
ضریب تعیین		۰/۶۰۸	۰/۴۴۱	۰/۴۴۷
آماره F		۱۲/۶۰۸	۳/۰۳۶	۳/۰۹۵
سطح معناداری		۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰
آماره دوربین واتسون		۱/۶۹	۱/۹۶۵	۱/۹۵۶

فرضیه دوم: پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک سهام ها تاثیر مثبت معناداری دارد.

یافته های جدول شماره ۳ نشان می دهد که آماره فیشر در مدل (۳)، ۳/۰۹۵ = F_{df_1,df_2} بیشتر از آماره متناظر در جدول فیشر می باشد لذا مدل برازش داده شده معنادار بوده و از کارایی قابل قبول برخوردار می باشد. ($p - value$ = ۰/۰۰ < ۰/۰۵). ضریب تعیین در مدل (۳) نشان می دهد که ۴۴/۷٪ تغییرات کل صرف ریسک سهام بر اثر تغییرات متغیرهای مستقل در مدل مذکور می باشد. ضریب رگرسیونی متناظر با قیمت ریسک پراکندگی نسبی بازده۳/۷۰۱ و سطح معناداری آن ۰/۰۰ می باشد(۰/۰۵ > ۰/۰۰۰ = $p - value$).به عبارت دیگر پراکندگی نسبی بازده صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام دارد؛ بنابراین فرضیه دوم تحقیق مبنی بر اینکه "پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک سهام تاثیر مثبت معناداری دارد " با اطمینان ۰/۹۵ رد نمی گردد.

فرضیه سوم:پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک پرتفوهای اقلام تعهدی بدون (و با) کنترل متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار؛ تاثیر مثبت معناداری دارد.

حال برای بررسی تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک سهام در قالب یک دسته پرتفوی اقلام تعهدی و در دو حالت کلی بدون کنترل متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نیز حالتی که تاثیر این دو متغیر کنترل شده است مدل های ۴ و ۵ را برازش داده ایم که نتایج ان در جدول (۴) ارائه شده است.از نتایج جدول (۴) برای تفسیر فرضیه سوم استفاده خواهیم نمود.

ضریب تعیین در مدل (۴) نشان می دهد که ۷۳/۱٪ تغییرات کل صرف ریسک سهام بر اثر تغییرات متغیرهای مستقل در مدل مذکور می باشد. ضریب رگرسیونی متناظر با پراکندگی نسبی بازده ۱/۱۲۱ و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ می باشد(۰/۰۵ > ۰/۰۰۰ = $p - value$). به عبارت دیگر پراکندگی نسبی بازده در پرتفوهای اقلام تعهدی دارای صرف

Archive of SID
www.SID.ir

ریسک مثبت بوده و معنادارمی باشد؛ بنابراین فرضیه سوم تحقیق مبنی بر اینکه "پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک پرتفوهای اقلام تعهدی بدون کنترل متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار؛ تاثیر مثبت معناداری دارد " با اطمینان ۰/۹۵ تائید می گردد.

چنانچه بخواهیم این فرضیه را با کنترل متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مورد آزمون قرار دهیم باید از مدل رگرسیونی (۵) و از جدول شماره ۴ استفاده کنیم. یافته های به دست آمده حاکی از آن است ۳۲/۱٪ تغییرات کل صرف ریسک سهام بر اثر تغییرات متغیرهای مستقل در مدل مذکور می باشد. ضریب رگرسیونی متناظر با پراکندگی نسبی بازده ۲/۶۵۸ و سطح معناداری آن ۰/۰۰۲ می باشد(۰/۰۵ > ۰/۰۰۲ = p − value).به عبارت دیگر پراکندگی نسبی بازده در پرتفوهای اقلام تعهدی صرف ریسک مثبت و معناداری دارد؛ بنابراین این فرضیه با کنترل متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار؛ با اطمینان ۰/۹۵ تائید می گردد.

جدول شماره ۴- قیمت‌گذاری ریسک پراکندگی مقطعی بازده در سطح پرتفوهای اقلام تعهدی

		۲۵ پرتفو اقلام تعهدی	
		مدل ۴	مدل ۵
ضریب ثابت	γ_0	۲/۱۲۵ ۰/۰۰۲	۱/۳۷۱ ۰/۰۰۰
قیمت ریسک عامل بازار	γ_{MKT}	-۱/۱۵۵ (۰/۰۰۰)	-۱/۶۱۶ (۰/۰۰۰)
قیمت ریسک عامل اندازه	γ_{SMB}		-۱/۰۸۷ (۰/۰۰۰)
قیمت ریسک عامل ارزش	γ_{HML}		۱/۱۹۴ ۰/۰۰۰
قیمت ریسک پراکندگی نسبی بازده	γ_{RRD}	۱/۱۲۱ (۰/۰۰۰)	۲/۶۵۸ ۰/۰۰۲
ضریب تعیین		۰/۷۳۱	۰/۳۲۱
تعداد مشاهدات		۵۶۵	۵۶۵

فرضیه چهارم:تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک شرکت های با اقلام تعهدی کم با شرکت های با اقلام تعهدی بالا تفاوت معناداری دارد.

برای ارزیابی فرضیه مذکور مدل ششم را برازش داده ایم که خلاصه نتایج برای پرتفوی ۵ گانه در جدول زیر ارائه شده است. در سطر آخر جدول شماره ۵ اختلاف ضرایب در $AC(1)$ و $AC(5)$، ۰/۱۱۸ و سطح معناداری متناظر با آن ۰/۰۴۳ می باشد. بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ نتیجه می گیریم که تاثیر گذاری پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک شرکت های با اقلام تعهدی کم بیشتر از شرکت های با اقلام تعهدی بالا می باشد. در حقیقت با روند ضرایب رگرسیونی این گونه استنباط می شود که این تاثیر در شرکت های با اقلام تعهدی پایین بیشتر باشد.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول شماره ۵- بارعاملی پرتفوهای اقلام تعهدی

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
	$AC(1)$	$AC(2)$	$AC(3)$	$AC(4)$	$AC(5)$	AC_Hedge
الف)بدون در نظر گرفتن پراکندگی نسبی بازده						
β_0	۰/۵۲۵ ۰/۰۰۰	۰/۵۲۹ ۰/۰۰۳	۰/۳۹۴ ۰/۰۱۸	۳/۰۳۵ ۰/۰۴۵	-۱/۰۲۴ ۰/۰۱۲	۱/۵۴۹ ۰/۰۰۸
β_{MKT}	۱/۳۵۴ ۰/۰۱۷	۱/۲۰۱ ۰/۰۴۳	۱/۰۱۲ ۰/۰۱۸	۱/۱۲۹ ۰/۰۴۱	۱/۴۱۴ ۰/۰۳۷	-۰/۰۶۰ ۰/۰۸۹
β_{SMB}	۱/۱۷۶ ۰/۰۱۷	۰/۹۶۵ ۰/۰۴۳	۰/۸۶۵ ۰/۰۰۱	۰/۹۵۷ ۰/۰۱۳	۱/۱۸۳ ۰/۰۴۱	-۰/۰۰۷ ۰/۶۳۱
β_{HML}	۰/۱۷۲ ۰/۰۰۰	۰/۳۰۴ ۰/۰۰۶	۰/۲۹۶ ۰/۰۳۴	۰/۱۶۷ ۰/۰۱۷	۰/۰۷۸۳ ۰/۱۰۳	۰/۰۹۳۷ ۰/۱۲۷
ب) با در نظر گرفتن پراکندگی نسبی بازده						
β_0	-۱/۶۳۴ ۰/۰۰	-۰/۵۹۸ ۰/۰۰۱	-۰/۲۳۱ ۰/۰۰۳	-۰/۶۳۴ ۰/۰۱۷	-۱/۸۴۲ ۰/۰۳۶	۰/۲۰۸ ۰/۰۰۰
β_{MKT}	۱/۰۰۹ ۰/۰۱۳	۰/۹۸۷ ۰/۰۲۳	۱/۰۰۱ ۰/۰۰۰	۱/۱۲۶ ۰/۰۳۹	۱/۰۶۳ ۰/۰۰۳	-۰/۰۵۴ ۰/۴۳۱
β_{SMB}	۰/۹۲۶ ۰/۰۰۹	۰/۷۳۴ ۰/۰۰۱	۰/۷۹۴ ۰/۰۰۰	۰/۸۹۳ ۰/۰۰۲۵	۱/۰۲۷ ۰/۰۴۰	-۰/۱۰۱ ۰/۱۲۳
β_{HML}	۰/۱۴۰ ۰/۰۰۶	۰/۲۷۴ ۰/۰۱۲	۰/۲۸۶ ۰/۰۳۱	۰/۱۶۳ ۰/۰۴۴	۰/۰۶۱ ۰/۲۲۸	۰/۰۷۹ ۰/۳۰۱
β_{RDD}	۰/۱۸۳ ۰/۰۰۰	۰/۱۷۳ ۰/۰۳۳	۰/۱۲۴ ۰/۰۳۷	۰/۱۵۲ ۰/۰۰۰	۰/۳۰۱ ۰/۰۰۴	۰/۱۱۸ ۰/۰۴۳

۷- نتیجه گیری و بحث

در این پژوهش نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری های اقلام تعهدی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده در آزمون فرضیه یک و دو نشان داد که پراکندگی بازده/پراکندگی نسبی بازده، منجر به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام می شود؛ یعنی سهامی که در معرض ریسک پراکندگی بازده قرار می‌گیرند، متعاقبا صرف ریسک مثبتی را تجربه می‌کنند. بنابراین، با توجه به مبانی نظری ارائه شده، چنانچه پراکندگی بازده منجر به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام شود می توان از آن در تفسیر ناهنجاری ها در سطح سهام بهره برد. نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه (۳) نیز نشان داد پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک پرتفوهای اقلام تعهدی تاثیر مثبت دارد. بنابراین با رجوع به مبانی نظری ارائه شده، چنانچه پراکندگی بازده منجر به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح پرتفوی اقلام تعهدی شود می توان از آن در تفسیر ناهنجاری های پرتفوی اقلام تعهدی بهره برد. نتایج بدست آمده از فرضیه های (۱)، (۲) و (۳) با نتایج پژوهش های چون کوپر و همکاران (۲۰۰۸)، فرازینی و پدرسن (۲۰۱۴) و چیچرنیا و همکاران (۲۰۱۵)، که استدلال کردند پراکندگی بازده متاثر از نرخ تنزیل بوده و در تفسیر ناهنجاری اقلام تعهدی نقش دارد، مطابقت دارد.

با توجه به نتایج فرضیه چهارم(ارائه شده در جدول ۵)، نیز می توان استدلال کرد پرتفوی هایی که دارای اقلام تعهدی کمتری هستند بیشتر در معرض ریسک و بالتبع آن صرف ریسک قرار می گیرند. با توجه به اینکه پراکندگی بازده به عنوان

Archive of SID
www.SID.ir

شاخصی از ریسک معرفی شد بنابراین می توان نتیجه گرفت میان تاثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک شرکت های با اقلام تعهدی کم و شرکت های با اقلام تعهدی بالا تفاوت معناداری وجود دارد. از دیگر نتایج جدول شماره (۵) این است که هر ۳ عامل ریسک فاما و فرنچ قادر به توضیح تفاوت بین بازده های ناشی از پرتفوهای با اقلام تعهدی کم و زیاد نیستند. در واقع، مقایسه مدل های ۱ و ۵ بخش الف جدول ۵ مبین این است که، صرف ریسک بازار (MKT) برای شرکت های با اقلام تعهدی بالا و کم تقریبا یکسان است و در هر دو مورد، از لحاظ آماری معنی دار می باشد. از طرفی عامل اندازه (SMB)، قادر به توضیح ناهنجاری مربوط به شرکت های با اقلام تعهدی بالا و پایین نیست و بنابراین معنادار نمی باشد. علاوه بر این، گنجاندن متغیر پراکندگی نسبی بازده به طور قابل توجهی میزان عرض از مبدا پرتفوی های مصون سازی شده اقلام تعهدی را کاهش می دهد و از آن جا که عرض از مبدا این مدل ها معرف بازده های غیرعادی می باشد، این مطلب مبین این موضوع است که گنجاندن متغیر پراکندگی نسبی در مدل، بازده های غیرعادی را کاهش داده است. مشاهده مقادیر منفی در برخی موارد برای بازده های غیرعادی نیز موید این موضوع است که گاها نه تنها بازده غیرعادی مازادی مطرح نبوده حتی بازده از حد مورد انتظار نیز کمتر بوده است. یافته های این فرضیه با پژوهش های گوا و جیانگ[۳۰](۲۰۱۱) و چیچرنیا و همکاران(۲۰۱۵) که به تفاوت معنادار تاثیر ریسک (پراکندگی بازده) بر صرف ریسک پرتفوی های با اقلام تعهدی کم و زیاد اشاره نمودند، مطابقت دارد.

با توجه به توضیحات بیان شده، نتایج پژوهش، تفسیری مبتنی بر ریسک برای ناهنجاری های اقلام تعهدی ارائه می دهد. از آن جا که فرضیه ها با لحاظ شدن و نشدن متغیرهای کنترل تدوین شده، می توان ادعا نمود که یافته های پژوهش از پایداری و قدرتمندی لازم برخوردارند.

همواره گام نهادن در راه رسیدن به هدف با محدودیت هایی همراه است که باعث می شود رسیدن به هدف موردنظر با کندی همراه شود. در این راستا محدودیت های پژوهش حاضر به شرح زیر است:

- در این پژوهش از روش حذف مستقیم برای نمونه گیری استفاده شده است و برخی از شرکتها را در بر نمی گیرد. علاوه بر این قلمرو زمانی مطالعه حاضر از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ است. بنابراین باید در تعمیم نتایج به تمامی شرکت های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران و سالهای قبل از ۱۳۸۸و بعد از۱۳۹۳ با احتیاط عمل شود.
- داده های استخراج شده از صورتهای مالی شرکتها از بابت تورم تعدیل نشده است. در صورت تعدیل اطلاعات مذکور ممکن است نتایجی متفاوت از نتایج فعلی حاصل شود.

فهرست منابع

* چهارمحالی، زاهدی (۱۳۸۸). " بررسی رابطه بین قابلیت اتکای اندازه‌گیری اجزای سود و ثبات سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" ، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۲، شماره ۱، صص۱۱۱-۱۲۸
* خانی، عبداله و صالحی، نسیبه (۱۳۹۱). "تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی بر اساس اجزای اقلام تعهدی در شرایط وجود ناهنجاری ارزشی – رشدی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه حسابداری مالی، سال ۴. ش ۱۴. صص ۱-۲۶
* فروغی، امیری (۱۳۹۱). "تاثیر بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام". دانش حسابداری، سال سوم ش۹ صص ۱۰۱ تا ۱۲۲
* کرمی، غلامرضا و مهناز مرشدزاده (۱۳۹۳). " ناهنجاری ناشی از عایدات ناهنجاری ناشی از

Archive of SID
www.SID.ir

اقلام تعهدی و رابطه میان آن دو". دانش حسابداری، سال پنجم، ش ۱۹، صص ۲۶-۷

* مشایخی، بیتا. (۱۳۸۹). "مخارج سرمایه ای اقلام تعهدی و بازده سهام". مجله پژوهش های حسابداری مالی، سال دوم، صص ۷۷-۹۲.
* هاشمی، عباس و غلامحسین کیانی (۱۳۹۳). "بررسی دیدگاههای رفتاری و انتظارات عقلایی در تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی". پژوهش های حسابداری مالی، سال ششم، ش ۲۲ ، صص ۵۴-۳۷

* Cao, V. N., Chau, F., & Paudyal, K. (2013). "The Accruals Anomaly: An investigation from firm growth perspective". Monash University, 900 Dandenong Road, Caulfield East, VIC 3145, Australia. Email: Viet. C
* Chen,Y& X.Jiang ., 2012. "Book-to-Market decomposition and the accrual anomaly". American Accounting Association, Annual Meeting and
* Chichernea, D. C., Holder, A. D., & Petkevich, A. (2015). Does return dispersion explain the accrual and investment anomalies?. Journal of Accounting and Economics.
* Christie, W., Huang, R., 1994. The changing functional relation between stock returns and dividend yields. Journal of Empirical Finance 1, 161–191.
* Cooper, M.J., H. Gulen, and , M.J. Schill. 2008. Asset growth and the cross-section of stock returns. The Journal of Finance, Vol.63, No.4, pp. 1609-1651.
* Fairfield, P.M., Whisenant, J.S., Yohn, T.L., 2003. Accrued earnings and growth: implications for future profitability and market mispricing. The Accounting Review 78, 353–371.
* Fama, E.F., MacBeth, J.D., 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. Journal of Political Economy 81, 607.
* Frazzini, A., Pedersen, L.H., 2014. Betting against beta. Journal of Financial Economics 111, 1–25.
* Gomes, J., Kogan, L., Zhang, L., 2003. Equilibrium cross section of returns. Journal of Political Economy 111, 693–732.
* Guo, H.,Jiang,X.,2011. Accruals and conditional equity premium. Journal of Accounting Research 49, 187–221.
* Hirshleifer, D, Hou, k, Teoh, S.H (2011).The accrual anomaly: Risk or mispricing? Management Science, 58(2), 320e335.
* Jiang, X., 2010. Return dispersion and expected returns. Financial Markets and Portfolio Management 24, 107–135.
* Khan, M., 2008. Are accruals mispriced? evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. Journal of Accounting and Economics 45, 55–77.
* Loungani, P., Rush, M., Tave, W., 1990. Stock market dispersion and unemployment. Journal of Monetary Economics 25, 367–388.
* Sloan, R., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? Accounting Review 71, 289–315.
* Stivers, C., Sun, L., 2010. Cross-sectional return dispersion and time variation in value and momentum premiums. Journal of Financial and Quantitative Analysis 45, 987–1014.
* Thomas, J.K, and H. Zhang (2002). "Inventory Changes And Future Returns". Review of Accounting Studies, Vol 7, Pp 163 -187
* Wu, J., Zhang, L., Zhang, X.F., (2010). The q-theory approach to understanding the accrual anomaly. Journal of Accounting Research 48, 177–223.
* Wu, J. and Zhang, L. (2011). "Does risk explain anomalies? Evidence from expected return estimates".The National Bureau of Economic Research. No. W15950. pp. 1-46.
* Xie, H., 2001. Are discretionary accruals mispriced? A reexamination. The Accounting Review, 76 (3), 357-373
* Zhang, X., 2007. Accruals, investment, and the accrual anomaly. The Accounting Review 82, 1333–1363.

Archive of SID
www.SID.ir

یادداشت‌ها

[1] . Market Anomaly
[2] . Accrual Anomaly
[3] . Behavioral View
[4] . Rational Explanation View
[5] . Mispricing
[6] . Chichernea
[7] . Return Dispersion
[8] . Sloan
[9] . Thomas
[10] . Xie
[11] . Fairfield
[12] . Khan
[13] .CAPM
[14] . Wu
[15] . Gomez
[16] . Jiang
[17] . Homogenous
[18] . Heterogeneous
[19] . Loungani
[20] . Christie
[21] . Frazzini & Pedersen
[22] . Cao
[23] . Chen & jiang
[24] . Wu & Zhang
[25] . Hirshleifer
[26] . Zhang
[۲۷] مدل ها برگرفته از پژوهش چیچرنا (۲۰۱۵) می باشد.
[28] . Stivers & Sun
[29] . Fama & MacBeth
[30] . Guo & Jiang

Archive of SID

www.SID.ir