

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی نهم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۶، پیاپی ۷۲/۳، صفحه‌های ۳۱-۶۵
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده

دکتر عبدالله خانی* الهام آذرپور**

دانشگاه اصفهان

چکیده

در این پژوهش، ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری و تبیین این دو، توسط متغیر پراکندگی بازده، به‌عنوان نماینده‌ی وضعیت اقتصادی، مطالعه شده است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون مقطعی دومرحله‌ای و رگرسیون سری زمانی و همچنین داده‌های ماهانه‌ی متشکل از^۱ ۱۲۵ سال - شرکت استفاده شده است. بر اساس نتایج پژوهش، پراکندگی بازده، علاوه بر سه عامل فاما و فرنچ دارای صرف ریسک مثبت است. در این پژوهش پراکندگی بازده فقط توانایی تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی را دارد و شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین، بازده آتی بالاتری به دلیل جبران ریسک پراکندگی بازده دارند.

کلید واژه‌ها: ناهنجاری بازار، ناهنجاری اقلام تعهدی، ناهنجاری سرمایه‌گذاری، پراکندگی بازده، مدل رگرسیون مقطعی.

* دانشیار گروه حسابداری (نویسنده‌ی مسئول) dr.a.khani@gmail.com

** کارشناسی‌ارشد گروه حسابداری E.azarpoor@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱/۲۵

۱. مقدمه

نتایج پژوهش‌های تجربی حاکی از این است که متغیرهایی همچون اندازه، نسبت سود به قیمت سهام و اقلام تعهدی می‌توانند بازده سهام را بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM^۱) پیش‌بینی کنند. توانایی پیش‌بینی متغیرهای مذکور، علاوه بر ریسک سامانمند در مدل CAPM را ناهنجاری بازار^۲ می‌نامند. در حقیقت ناهنجاری بازار، نتایج پژوهش‌های تجربی هستند که با مبانی نظری مدل مذکور همخوانی ندارند. این ناهنجاری‌ها می‌تواند نشان‌دهنده ناکارآمدی بازار یا نارسایی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها باشند.

ناهنجاری اقلام تعهدی^۳ یکی از شناخته‌ترین ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها است که به رابطه‌ی منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام اشاره دارد (کوتاری، ۲۰۰۱ و ریچاردسون و همکاران، ۲۰۱۰). این ناهنجاری برای اولین بار توسط اسلون^۴ (۱۹۹۶) مطرح شد که در پژوهش خود، وجود بازده سهام غیرعادی کم (زیاد) را برای سهام با اقلام تعهدی بالا (اقلام تعهدی پایین) مستند کرد. از آن زمان تاکنون ادبیات مالی و حسابداری درصدد تبیین این ناهنجاری بوده و پژوهش‌های مختلفی در این زمینه انجام شده است (هرشلیفر^۵ و همکاران، ۲۰۱۲، ریچاردسون و همکاران، ۲۰۱۰، هاشمی و همکاران، ۱۳۹۲). یکی دیگر از ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، ناهنجاری سرمایه‌گذاری است که به رابطه‌ی منفی بین سطح سرمایه‌گذاری شرکت (رشد دارایی‌ها) و بازده آتی سهام اشاره دارد (لی^۶ و همکاران، ۲۰۱۲).

بین اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری هر شرکت همبستگی و رابطه‌ی مستقیم می‌تواند وجود داشته باشد (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۱۰). به همین دلیل اقلام تعهدی دارای محتوای اطلاعاتی و حاوی اطلاعات رشد و سرمایه‌گذاری است. دو تفسیر در قالب دو نظریه‌ی رقیب برای دو ناهنجاری مذکور در ادبیات پژوهش به وجود آمده است که تحت عنوان قیمت‌گذاری نادرست رشد (فیرفیلد^۷ و همکاران، ۲۰۰۳) و دیگری تحت عنوان ریسک منطقی قیمت‌گذاری (خان^۸، ۲۰۰۸ و وو^۹ و همکاران، ۲۰۱۰) از آنان نام‌برده شده است. با توجه به همبستگی مذکور بین اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری هر شرکت، این دو ناهنجاری به یکدیگر وابسته هستند (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۱۰).

هدف این پژوهش تبیین دو ناهنجاری مذکور بر اساس متغیر جدید، تحت عنوان ریسک پراکندگی بازده (متغیری که می‌تواند نماینده‌ی ۱۲ وضعیت اقتصاد کلان باشد)، مطابق با پژوهش چیچرنا ۱۳ و همکاران (۲۰۱۵) است. بر این اساس سؤال اصلی این پژوهش این است که آیا پراکندگی بازده توانایی تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری را دارد؟ به همین منظور برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون مقطعی دومرحله‌ای و رگرسیون سری زمانی استفاده شده است.

در ادبیات مالی و حسابداری ایران بررسی‌های متعددی در خصوص ناهنجاری اقلام تعهدی انجام شده اما بررسی خاصی در خصوص تعامل هم‌زمان ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری انجام نشده است. علاوه بر این در بررسی پیشینه‌ی پژوهش به مطالعه‌ی خاصی برخورد نشد که در ارتباط با ریسک پراکندگی بازده ۱۴ در ایران انجام شده باشد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری

اسلوان (۱۹۹۶) اولین محققى بود که تفاوت بازده بین شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا و اقلام تعهدی پایین را گزارش کرد و بیان کرد که تفاوت بین بازده این دو دسته از شرکت‌ها را نمی‌توان توسط عامل ریسک بازار (مدل CAPM) یا عامل اندازه‌ی شرکت توضیح داد. بر اساس یافته‌های وی شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا و پایین با در نظر گرفتن ریسک آن‌ها، به صورت نادرست قیمت‌گذاری می‌شوند که این امر را ناهنجاری اقلام تعهدی نامیده‌اند. وی بر اساس دو عامل مذکور ناهنجاری اقلام تعهدی را به تخمین بیش‌از حد بازار از پایداری جزء تعهدی سود مرتبط کرد که این موضوع منجر به انحراف قیمت‌های سهام از ارزش‌های ذاتی و در نتیجه ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود (خان، ۲۰۰۸).

در ادبیات پژوهش در رابطه با ناهنجاری اقلام تعهدی دو دیدگاه اصلی و به شرح زیر

شکل گرفته است:

بر اساس دیدگاه اول سرمایه‌گذاران تنها بر روی سود خالص متمرکز شده و متفاوت بودن درجه‌ی پایداری جزء تعهدی و جزء نقدی سود را درک نکرده که این امر منجر به ارزیابی نادرست اطلاعات موجود در ارقام تعهدی شده است (اسلون، ۱۹۹۶ و ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۵)؛

بر اساس دیدگاه دوم به علت تفاوت در زمان وصول و پرداخت وجه نقد و زمان تحقق درآمد و تحمل هزینه‌ها، مبنای نقدی نمی‌تواند مبنای مناسبی برای نشان دادن تغییرات در عملکرد شرکت باشد که از آن تحت عنوان پارازیت ۱۵ جریان وجه نقد نام‌برده شده است. بر این اساس ارقام تعهدی تعدیل‌کننده‌ی این پارازیت در نشان دادن عملکرد شرکت است. دلیل این امر این است که ارقام تعهدی سرمایه‌گذاری موجود را در سرمایه‌ی در گردش اندازه‌گیری می‌کند. هنگامی که حجم فعالیت شرکت افزایش می‌یابد، ظرفیت تولید بیشتر می‌شود و در نتیجه موجودی کالا افزایش یافته و این امر منجر به افزایش ارقام تعهدی محاسبه‌شده بر مبنای سرمایه‌ی در گردش خواهد شد. برعکس هنگامی که حجم فعالیت شرکت کاهش می‌یابد، فروش موجودی‌ها با تخفیف انجام می‌شود، تسویه حساب‌های دریافتی در زمان زودتر و تسویه بدهی‌های کوتاه‌مدت به تعویق می‌افتد که منجر به کاهش ارقام تعهدی به دلیل نوع محاسبه آن می‌شود (فیرفیلد و همکاران، ۲۰۰۳)؛ بنابراین ارقام تعهدی دارای محتوای اطلاعات رشد و سرمایه‌گذاری شرکت است و می‌تواند بر بازده سهام اثرگذار باشد که در این رابطه دو دلیل (دو نظریه‌ی رقیب) به شرح زیر وجود دارد (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵)؛

دلیل اول - قیمت‌گذاری نادرست رشد: با فرض وجود ساختار بهینه‌ی سرمایه، یعنی تأمین سرمایه تا زمانی که پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت وجود دارد، سرمایه‌های تأمین‌شده منجر به افزایش ظرفیت تولید شرکت و به دنبال آن افزایش موجودی‌ها و در نتیجه افزایش ارقام تعهدی خواهد شد. این فرآیند باعث افزایش مخرج کسر نرخ بازده دارایی‌ها، یعنی جمع ارزش دفتری دارایی‌ها خواهد شد و در نتیجه نرخ بازده دارایی‌ها کاهش می‌یابد. به علت انتظار سودآوری در دوره‌های آتی و عینی نبودن نتایج آن در دوره‌های جاری یا ابتدای سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذار با نرخ تنزیل بیشتری آن را تنزیل کرده و در نتیجه نرخ بازده مورد انتظار کمتری وجود خواهد داشت؛ به عبارت دیگر ارقام تعهدی شرکت در حال رشد و سرمایه‌گذاری افزایش

می‌یابد؛ درحالی‌که در همان سال‌های ابتدایی رشد و سرمایه‌گذاری به بازده بالایی دست نخواهد یافت. سرمایه‌گذاران به این اطلاعات رشد که در اقلام تعهدی در دوره‌های اولیه‌ی سرمایه‌گذاری وجود دارد، واکنش بیش‌ازاندازه نشان می‌دهند که این واکنش منجر به تعدیل قیمت سهام و در نتیجه قیمت‌گذاری نادرست سهام یا به عبارت دیگر ناهنجاری اقلام تعهدی خواهد شد (فیرفیلد و همکاران، ۲۰۰۳؛ برادشو ۱۶ و همکاران، ۲۰۰۶ و دیچو ۱۷ و همکاران، ۲۰۰۸)؛

دلیل دوم - ریسک منطقی قیمت‌گذاری: ناهنجاری اقلام تعهدی ممکن است بازتاب ریسک باشد و میزان ناهنجاری اقلام تعهدی با اطلاعات سرمایه‌گذاری موجود در اقلام تعهدی افزایش یابد (ژانگ ۱۸، ۲۰۰۷). ناهنجاری اقلام تعهدی می‌تواند منعکس‌کننده‌ی صرف ریسک منطقی باشد. خان (۲۰۰۸) با استفاده از مدل چهار عاملی توضیحی مبتنی بر ریسک برای رابطه‌ی غیرعادی بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی ارائه کرده است. بر اساس نتایج پژوهش وی بخش قابل‌توجهی از تغییرات بازده آتی شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالا و پایین می‌تواند به وسیله‌ی ریسک توضیح داده شود (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵). بر اساس این دیدگاه بازار سرمایه‌ی اطلاعات موجود را ارزیابی می‌کند و شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین، دارای ریسک بالاتر هستند؛ بنابراین بازده بالاتر برای شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین و دارای ریسک بالاتر را به‌عنوان جبران ریسک بالاتر در نظر می‌گیرد؛ پس می‌توان این‌گونه بیان کرد که سطوح مختلف اقلام تعهدی معیاری برای اندازه‌گیری ریسک است که در نتیجه منجر به سطوح مختلف بازده خواهد شد (فاما و فرنچ ۱۹، ۲۰۰۸).

شرکت‌ها در واکنش به تغییرات نرخ بهره، اقلام تعهدی را تعدیل می‌کنند. زمانی که نرخ بهره کاهش می‌یابد اکثر پروژه‌ها سودآور شده و به علت افزایش سرمایه‌گذاری مقدار اقلام تعهدی ترازنامه‌ای نیز افزایش می‌یابد و همچنین بازده‌های مورد انتظار نیز کاهش خواهد یافت؛ زیرا نرخ بهره‌ی پایین به معنی بازده مورد انتظار پایین در آینده خواهد بود. برعکس زمانی که نرخ بهره افزایش می‌یابد، پروژه‌های کمتری سودآور شده و به علت کاهش سرمایه‌گذاری مقدار اقلام تعهدی ترازنامه نیز کاهش خواهد یافت و علاوه بر این بازده‌های مورد انتظار نیز افزایش

می‌یابد؛ زیرا نرخ بهره‌ی بالا به معنی بازده مورد انتظار بالاتر در آینده خواهد بود. در نتیجه بین اقلام تعهدی و بازده سهام رابطه‌ی منفی ایجاد می‌شود (وو و همکاران، ۲۰۱۰).

هر دو دلیل دیدگاه دوم بر مبنای بااهمیت بودن اقلام تعهدی می‌تواند ناهنجاری سرمایه‌گذاری به معنای رابطه‌ی منفی بین رشد دارایی‌ها و بازده آتی سهام را نیز توضیح دهد؛ زیرا اقلام تعهدی دربرگیرنده‌ی اطلاعات رشد و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها هستند؛ بنابراین این دو دلیل می‌تواند دلایلی برای تبیین ناهنجاری سرمایه‌گذاری باشد (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

ناهنجاری سرمایه‌گذاری ناهنجاری مبتنی بر رشد خالص دارایی‌های عملیاتی است. در ادبیات پژوهش خالص دارایی‌های عملیاتی را به دو بخش کوتاه‌مدت و بلندمدت تفکیک می‌کنند که بخش کوتاه‌مدت، به‌استثنا وجه نقد، همان اقلام تعهدی است. بر این اساس اقلام تعهدی بخشی از رشد خالص دارایی‌های عملیاتی را نشان می‌دهد و در نتیجه ناهنجاری اقلام تعهدی، نمونه‌ای از ناهنجاری سرمایه‌گذاری خواهد بود. به این معنی که شرکت در سال‌های ابتدایی رشد خود، خالص دارایی‌های عملیاتی کوتاه‌مدت (اقلام تعهدی) را افزایش می‌دهد؛ اما دسترسی به بازده بلندمدت موردنظر در سال‌های اولیه وجود نخواهد داشت. درحالی‌که سرمایه‌گذاران انتظار غیرمنطقی از بازده بالا برای سال‌های اولیه‌ی رشد شرکت و به علت بالا بودن اقلام تعهدی دارند و این امر منجر به ناهنجاری اقلام تعهدی خواهد شد (فیرفیلد و همکاران، ۲۰۰۳). بر اساس آنچه تاکنون بیان شد سؤالی که مطرح می‌شود. آیا می‌توان توضیح مشترکی برای دو ناهنجاری اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری پیدا کرد؟ در این پژوهش با استفاده از متغیر پراکندگی بازده در سطح بازار که می‌تواند بیان‌کننده‌ی وضعیت بازار سرمایه (اقتصاد کلان) باشد، هر دو این ناهنجاری‌ها به‌صورت مشترک و مستقل بررسی شده است.

۲-۲. پراکندگی بازده در سطح بازار و ارتباط آن با ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری

هنگام وضعیت خوب اقتصادی معمولاً میان ویژگی شرکت‌ها تفاوت کمتری وجود دارد؛ زیرا در زمان کاهش نرخ بهره سرمایه‌گذاری افراد به سمت بازار سرمایه میل خواهد کرد و در نتیجه شاهد افزایش تولید و رونق اقتصادی در سطح کلان جامعه (اقتصاد) خواهیم بود و

علی‌رغم تفاوت در ویژگی شرکت‌ها، افزایش فراگیر در قیمت سهام اکثر شرکت‌ها وجود خواهد داشت. به همین دلیل در وضعیت خوب اقتصادی پراکندگی بازده شرکت‌ها در سطح پایین‌تری است؛ اما در مقابل در وضعیت بد اقتصادی و به علت کمبود سرمایه، شرکت‌ها ناچار به تعدیل هزینه‌های خود هستند که میزان این تعدیل وابسته به ویژگی‌های خاص (توانایی) آن شرکت است؛ بنابراین در وضعیت بد اقتصادی تفاوت بین ویژگی‌های شرکت‌ها نمود بیشتری پیدا می‌کند و تفاوت در ویژگی‌ها و در نتیجه تفاوت در میزان تعدیل هزینه‌ها، منجر به تفاوت در تعدیل قیمت سهام شرکت‌ها خواهد شد؛ بنابراین در این وضعیت اقتصادی، انتظار وجود پراکندگی بالاتر در بازده اکثر شرکت‌ها خواهیم داشت (گومز ۲۰ و همکاران، ۲۰۰۳؛ ژانگ، ۲۰۰۵؛ جیانگ ۲۱، ۲۰۱۰؛ دمیرر و جاتگانکار ۲۲، ۲۰۱۳ و چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

بر این اساس پراکندگی بازده در سطح بازار می‌تواند اطلاعات مربوط به وضعیت کلان بازار سرمایه و در نتیجه شرایط سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را نشان دهد. به این معنا که در دوره‌هایی که پراکندگی بازده مذکور بالا باشد، در وضعیت بد اقتصادی که همراه با نرخ بهره‌ی بالا است، ما شاهد سرمایه‌گذاری و رشد در شرکت‌ها نخواهیم بود. به عبارت دقیق‌تر دودسته عوامل شامل عوامل در سطح کلان بازار (اقتصادی) و عوامل در سطح شرکت (ویژگی‌های خاص، همچون نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یا نسبت سود به قیمت) توضیح‌دهنده‌ی بازده مورد انتظار شرکت خواهند بود. در این رابطه پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که پراکندگی بازده در سطح بازار می‌تواند از جمله بهترین نماینده در سطح کلان برای توضیح بازده سهام شرکت‌ها باشد (جیانگ، ۲۰۱۰؛ استیور و سان ۲۳، ۲۰۱۰ و دمیرر و جاتگانکار، ۲۰۱۳).

به‌طور خلاصه رشد پایین شرکت‌ها همراه با وضعیت بد اقتصادی (بازار) است (گومز و همکاران، ۲۰۰۳؛ جیانگ، ۲۰۱۰ و دمیرر و جاتگانکار، ۲۰۱۳)؛ بنابراین شرکت‌ها در رشد پایین خود با ریسک بالاتری مواجه هستند و همچنین همراه با سرمایه‌گذاری کمتر و میزان پایین‌تر اقلام تعهدی خواهند بود؛ پس بازده مورد انتظار بالاتر شرکت‌های با میزان پایین‌تر اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری (ناهنجاری اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری) می‌تواند ناشی از ریسک بالاتر آن‌ها باشد. از طرف دیگر بر اساس آنچه بیان شد پراکندگی بازده در سطح کلان می‌تواند

نشان‌دهنده‌ی تغییرات (نوسان) در رشد (میزان سرمایه‌گذاری و اقلام تعهدی) باشد؛ بنابراین در پژوهش‌های اخیر از پراکندگی بازده به‌عنوان متغیر توضیحی ناهنجاری اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری استفاده‌شده است (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

۳. پیشینه‌ی پژوهش

۳-۱. پیشینه‌ی خارجی

چیچرنا و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که شرکت‌ها با اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری کم بیشتر در معرض ریسک پراکندگی بازده قرار می‌گیرند و نتیجه گرفتند که پراکندگی بازده، ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری را توضیح می‌دهد.

دمیر و جانگانکار (۲۰۱۳) رابطه‌ی سامانمند بین پراکندگی و بازده را با کنترل عوامل بازار، اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار مشاهده کردند. آن‌ها دریافتند که ریسک پراکندگی بازده در طول دوره‌هایی که بازار سودآوری بالایی دارد، دارای صرف ریسک است. نتایج پژوهش حاکی از این است که پراکندگی بازده شک مربوط به بازسازی بنیادین اقتصاد را در بردارد.

جیانگ (۲۰۱۰) دریافت که سهام با حساسیت بالاتر به پراکندگی بازده، بازده بالاتری دارد و پراکندگی بازده دارای صرف ریسک مثبت است و بهتر از عامل ارزش دفتری به ارزش بازار می‌تواند بازده مورد انتظار را توضیح دهد. وی استدلال می‌کند که پراکندگی بازده دو بعد از ریسک سامانمند را در بردارد. یکی به‌طور مستقیم با رشد کل اقتصاد و وضعیت بازار مرتبط است و دیگری مربوط به تجدید ساختار بنیادین اقتصاد که با رشد کل اقتصاد آینده و نوسانات آتی همراه است.

وو و همکاران (۲۰۱۰) فرضیه‌ی سرمایه‌گذاری بهینه را ارائه کردند. فرضیه‌ی آن‌ها بر اساس نظریه‌ی کیو است که بیان می‌کند شرکت‌ها اقلام تعهدی خود را در واکنش به تغییرات نرخ بهره به‌صورت بهینه تنظیم می‌کنند. آن‌ها دریافتند که اضافه کردن عامل سرمایه‌گذاری به رگرسیون‌های شناخته‌شده‌ی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، میزان ناهنجاری اقلام تعهدی را کاهش می‌دهد.

استیور و سان (۲۰۱۰) ارتباط بین پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده و بازده سهام را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده به علت کنترل بازده بازار، بهتر از متغیر پراکندگی بازده وضعیت اقتصادی را نشان می‌دهد. ژانگ (۲۰۰۷) دریافت ناهنجاری اقلام تعهدی مربوط به اطلاعات سرمایه‌گذاری موجود در اقلام تعهدی است. در شرکت‌هایی که اقلام تعهدی هم‌زمان با رشد کارکنان تغییر می‌کند، اقلام تعهدی بیانگر توان پیش‌بینی قوی برای بازده آتی سهام است و در شرکت‌هایی که اقلام تعهدی همبستگی کمی با رشد کارکنان نشان می‌دهد، ناهنجاری اقلام تعهدی بسیار ضعیف است.

کانلی و استیور ۲۴ (۲۰۰۶) دریافتند که پراکندگی بازده اطلاعات مربوط به نوسانات بازار آینده و اخبار اقتصاد کلان را در بر دارد. گومز و همکاران (۲۰۰۳) دریافتند که بازده مورد انتظار در هر مقطع از زمان توسط تعدادی از متغیرهای کلی اقتصاد و تعدادی از ویژگی‌های خاص هر شرکت تعیین می‌شود که پراکندگی بازده بهترین عامل برای بیان وضعیت اقتصادی است.

۲-۳. پیشینه‌ی داخلی

فروغی و رهروی دستجردی (۱۳۹۵) دریافتند که برخی متغیرها از جمله اقلام تعهدی سرمایه‌ی در گردش می‌تواند سود آتی، بازده آتی و رشد در بازده آتی را پیش‌بینی کند و این بازده قابل پیش‌بینی، بازده غیرعادی نیست و به دلیل ریسک تحمل شده است و باید به وقوع بپیوندد.

دستگرد و شهرزادی (۱۳۹۳) در پژوهش خود به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در توضیح تغییرات بازده پرداختند. آن‌ها دریافتند که این عوامل می‌توانند تغییرات بازده را نشان دهند و همچنین این عوامل دوجه‌دو با یکدیگر اثر جایگزین و مکمل دارند. خانی و صادقی (۱۳۹۲) تأثیر برگشت اقلام تعهدی بر پایداری اقلام تعهدی و توانایی پیش‌بینی بازده سهام را بررسی کردند و دریافتند که بین اقلام تعهدی و نوسانات سرمایه‌ی در گردش رابطه‌ی معنادار وجود دارد.

فروغی و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند که ارتباط معکوس و معناداری بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام وجود دارد و همچنین بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه‌ی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام تأثیر دارد؛ به عبارت دیگر با ورود این متغیر به الگوی پژوهش، ارتباط معکوس و معنادار اقلام تعهدی و بازده آتی سهام از بین می‌رود. حقیقت و ایرانشاهی (۱۳۸۹) دریافتند که اقلام تعهدی خلاف قاعده وجود دارد که وابسته به اطلاعات سرمایه‌گذاری شامل در اقلام تعهدی بوده است. همچنین سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اقلام تعهدی واکنش بیش‌ازاندازه نشان می‌دهند.

مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) دریافتند که ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای و ناهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه‌ی ایران وجود دارد و این دو ناهنجاری ممکن است به طرق مختلف باهم مربوط باشند. همچنین بعد از کنترل کردن سه عامل ریسک فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، سرمایه‌گذاران با به‌کارگیری هم‌زمان دو ناهنجاری می‌توانند بازده‌های بالاتری نسبت به به‌کارگیری یکی از این دو ناهنجاری کسب می‌کنند.

۴. فرضیه‌های پژوهش

پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در سطح بازار شاخص مناسب‌تری برای وضعیت اقتصادی است (استیور و سان ۲۵، ۲۰۱۰)؛ لذا در این پژوهش از پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده استفاده می‌شود. در این پژوهش منظور از پراکندگی (تعدیل‌شده) بازده، پراکندگی (تعدیل‌شده) بازده در سطح بازار است.

بر اساس مبانی نظری پژوهش فرضیه‌هایی که در این پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرد عبارت‌اند از:

فرضیه‌ی اول: پراکندگی بازده منجر به صرف ریسک در سطح بازده هر شرکت می‌شود؛

فرضیه‌ی دوم: پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده منجر به صرف ریسک در سطح بازده هر

شرکت می‌شود؛

فرضیه‌ی سوم: پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده منجر به صرف ریسک در پرتفوی‌های

مقطعی اقلام تعهدی می‌شود؛

- فرضیه‌ی چهارم: پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده منجر به صرف ریسک در پرتفوی‌های مقطعی سرمایه‌گذاری می‌شود؛
- فرضیه‌ی پنجم: پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده منجر به صرف ریسک در پرتفوی‌های مقطعی اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری می‌شود؛
- فرضیه‌ی ششم: پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده منجر به صرف ریسک در پرتفوی‌های مصون‌سازی اقلام تعهدی می‌شود؛
- فرضیه‌ی هفتم: پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده منجر به صرف ریسک در پرتفوی‌های مصون‌سازی سرمایه‌گذاری می‌شود.

۵. روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی است و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی-همبستگی است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون مقطعی دومرحله‌ای و رگرسیون سری زمانی (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵) استفاده شده است. داده‌های این پژوهش مبتنی بر اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی حسابرسی شده‌ی شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران، سایت‌های اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران و کدال و با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده است. همچنین برای محاسبه‌ی متغیرها و تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش از نرم‌افزارهای Eviews و Excel استفاده شده است.

۵-۱. جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری موردبررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره‌ی مورد مطالعه از ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۴ است. معیارهای اعمال شده برای انتخاب نمونه به شرح زیر بوده است:

۱. تا قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند و برای قابل‌مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد. همچنین طی بازه زمانی پژوهش دوره‌ی مالی خود را تغییر نداده باشند؛

۲. جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ) نباشد؛
۳. تمام داده‌های موردنیاز پژوهش برای شرکت‌های موردبررسی موجود و در دسترس باشد؛
۴. معاملات سهام شرکت طی دوره‌ی پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار متوقف نشده باشد؛
۵. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها در دوره‌ی زمانی پژوهش منفی نباشد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳).
- بر اساس شرایط فوق تعداد ۱،۱۲۵ سال-شرکت، نمونه نهایی را برای تجزیه و تحلیل آماری تشکیل دادند.

۵-۲. متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش چهار نوع‌اند: متغیر وابسته، متغیر مستقل شامل متغیرهای توضیحی و متغیرهای مبنای پرتفوی بندی و متغیرهای کنترل. قبل از محاسبه‌ی متغیرها برای حذف تأثیر داده‌های پرت، ۱٪ و ۹۹٪ داده‌های بازده ماهانه‌ی سهام در هرماه با استفاده از نرم‌افزار eviews، وینسورایز ۲۶ شده است (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

۵-۲-۱. متغیر وابسته

بازده اضافی هر سهم i ($R_{i,t}^e$): بازده‌های اضافی سهم i در ماه t ، مطابق مدل (۱) به دست آمده است.

$$R_{i,t}^e = R_{i,t} - R_f \quad \text{مدل (۱)}$$

که در آن:

$R_{i,t}^e$: بازده اضافی هر سهم i در ماه t

$R_{i,t}$: بازده ماهانه‌ی هر سهم i در ماه t

R_f : نرخ بازدهی بدون ریسک که برای نرخ بازدهی بدون ریسک از نرخ سود سپرده‌های

سرمایه‌گذاری بلندمدت یک‌ساله بانک مرکزی استفاده شده است.

بازده اضافی هر پرتفوی p ($R_{p,t}^e$): بازده‌های اضافی پرتفوی p در ماه t ، مطابق مدل (۲) به‌دست‌آمده است.

$$R_{p,t}^e = R_{p,t} - R_f \quad \text{مدل (۲)}$$

که در آن:

$R_{p,t}^e$: بازده اضافی هر پرتفوی p در ماه t

$R_{p,t}$: بازده ماهانه‌ی هر پرتفوی p در ماه t .

در این پژوهش برای محاسبه‌ی بازده ماهانه‌ی پرتفوی از میان دو روش وزن دهی یکسان ۲۷ و وزن دهی بر مبنای ارزش بازار سهام ۲۸ از روش وزن دهی یکسان مطابق مدل (۳) استفاده شده است.

$$R_{p,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{i,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

که در آن:

$R_{p,t}$: بازده ماهانه‌ی هر پرتفوی p در ماه t

$R_{i,t}$: بازده ماهانه‌ی هر سهم i در ماه t

n : تعداد سهام موجود در پرتفوی p .

۲-۲-۵. متغیرهای کنترل

متغیرهای کنترل پژوهش سه عامل فاما فرنچ (۱۹۹۳) شامل عامل بازار، عامل اندازه و عامل ارزش هستند. برای محاسبه‌ی آن‌ها ابتدا در هر سال t شش پرتفوی در مهرماه همان سال t تشکیل و این پرتفوی‌ها برای دوازده ماه بعدی منتهی به شهریورماه سال $t+1$ نگهداری شده است و مجدداً در مهرماه سال آتی این روند تکرار می‌شود. برای تشکیل این شش پرتفوی از ارزش دفتری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام استفاده شده که نحوه‌ی محاسبه‌ی آن‌ها به شرح زیر است:

MV : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، تفاوت ارزش روز دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت

است که از حاصل ضرب تعداد سهام در ارزش بازار هر سهم در مردادماه هر سال t محاسبه‌شده است (هرشلیفر و همکاران، ۲۰۰۴)؛

BV: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، از تفاوت ارزش دفتری دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت در پایان سال مالی $t-1$ محاسبه شده است.

سپس برای محاسبه‌ی متغیرهای کنترل پژوهش به ترتیب مراحل زیر طی می‌شود:

(۱) تمام شرکت‌های نمونه بر اساس MV ماه مرداد هر سال t به دو قسمت مساوی تقسیم شده‌اند. شرکت‌های با ارزش بازار بالا، پرتفوی شرکت‌های بزرگ (Big) و شرکت‌های با ارزش بازار پایین، پرتفوی شرکت‌های کوچک (Small) تلقی شده‌اند؛

(۲) تمام شرکت‌های نمونه به صورت مستقل از مرحله‌ی اول بر اساس نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام پایان سال مالی $t-1$ به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مردادماه سال t (B/M) مرتب و سه گروه بر اساس نسبت B/M به شرح زیر تشکیل شده است:

۳۰٪ شرکت‌های با بالاترین رتبه، شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا (High). ۳۰٪

شرکت‌های با پایین‌ترین رتبه، شرکت‌های دارای نسبت B/M پایین (Low). ۴۰٪ شرکت‌هایی که در میانه قرار می‌گیرند، شرکت‌های دارای نسبت B/M متوسط (Median) هستند؛

(۳) از ترکیب پرتفوی‌های مستقل محاسبه شده، شش پرتفوی بر اساس اشتراک، دو پرتفوی مبتنی بر اندازه و سه پرتفوی مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، طبق نگاره (۱) تشکیل شده است:

نگاره ۱: پرتفوی بندی برای محاسبه‌ی سه عامل فاما و فرنچ

B/M \ Size	Low	Median	High
Small	S/L	S/M	S/H
Big	B/L	B/M	B/H

این شش پرتفوی به ترتیب مراحل که بیان شد در مهرماه هر سال t تشکیل و برای دوازده ماه منتهی به شهریورماه $t+1$ نگهداری شده و در مهرماه سال آتی نیز دوباره این فرآیند تکرار شده است.

سپس سه عامل فاما فرنچ (۱۹۹۳) به شرح زیر محاسبه شده است:

عامل بازار (MKT^{۲۹}): اولین عامل فاما فرنچ، صرف ریسک بازار است و از تفاوت حاصل از بازده ماهانه‌ی بازار و نرخ بازدهی ماهانه‌ی بدون ریسک مطابق مدل (۴) محاسبه شده است.

$$MKT = R_m - R_f \quad \text{مدل (۴)}$$

که در آن:

R_m : بازده ماهانه‌ی بازار

R_f : نرخ بازدهی بدون ریسک.

در این پژوهش برای محاسبه‌ی بازده ماهانه‌ی بازار از میان دو روش وزن دهی یکسان و وزن دهی بر مبنای ارزش بازار سهام از روش وزن دهی یکسان مطابق مدل (۵) استفاده شده است (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

$$R_{m,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i \quad \text{مدل (۵)}$$

که در آن:

$R_{m,t}$: بازده ماهانه‌ی بازار در ماه t

$R_{i,t}$: بازده ماهانه‌ی هر سهم i

n : تعداد سهام موجود در نمونه.

عامل اندازه (SMB^{۳۰}): دومین عامل فاما فرنچ از تفاوت حاصل از میانگین بازده ماهانه‌ی پرتفوی‌های سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی‌های سهام شرکت‌های بزرگ با کنترل متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام طبق مدل (۶) محاسبه شده است:

$$SMB = \frac{S/L + S/M + S/H}{3} - \frac{B/L + B/M + B/H}{3} \quad \text{مدل (۶)}$$

عامل ارزش (HML^{۳۱}): سومین عامل فاما فرنچ از تفاوت حاصل از میانگین بازده ماهانه‌ی پرتفوی‌های سهام شرکت‌های با نسبت B/M بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت B/M پایین با کنترل متغیر اندازه طبق مدل (۷) محاسبه شده است:

$$HML = \frac{S/H + B/H}{2} - \frac{S/L + B/L}{2} \quad \text{مدل (۷)}$$

۳-۲-۵. متغیر مستقل

پراکندگی بازده در سطح بازار (RDt): پراکندگی بازده ماهانه‌ی سهام، مطابق با پژوهش چیچرنا و همکاران (۲۰۱۵) برابر است با انحراف استاندارد بازده ماهانه‌ی تمام سهم‌های نمونه‌ی پژوهش که طبق مدل (۸) محاسبه شده است:

$$RDt = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_{i,t} - R_{m,t})^2} \quad \text{مدل (۸)}$$

که در آن:

RDt: پراکندگی بازده در ماه t

n: تعداد سهام در نمونه

R_{i,t}: بازده سهام i در ماه t

R_{m,t}: بازده بازار در ماه t.

پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در سطح بازار (RRD): پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده ماهانه به‌صورت باقی‌مانده‌های (εt) حاصل از برآورد مدل رگرسیون (۹) تعریف‌شده است. به دلیل نوساناتی که در عامل‌های ریسک بازار وجود دارد، بین پراکندگی بازده ماه t و قدرمطلق بازده بازار ماه t تفاوت مثبتی وجود دارد؛ بنابراین پراکندگی بازده (RD) بسیار فراتر از تغییراتی است که مرتبط با بازده بازار است (استیور و سان، ۲۰۱۰)؛ پس در این پژوهش مطابق با پژوهش چیچرنا و همکاران (۲۰۱۵) از پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده ماهانه استفاده‌شده است که نسبت به بازده بازار ماهانه و قدر مطلق بازده بازار ماهانه، متعامد ۳۲ است. به این معنا که یک رابطه‌ی خطی مطابق مدل (۹) بین آن‌ها وجود خواهد داشت.

$$RDt = \gamma_0 + \gamma_1 R_{m,t} + \gamma_2 |R_{m,t}| + \varepsilon t \quad \text{مدل (۹)}$$

که در آن:

R_{m,t}: بازده بازار در ماه t

|R_{m,t}|: قدر مطلق ارزش R_{m,t}

RDt: پراکندگی بازده ماهانه‌ی سهام در ماه t.

در خصوص متغیرهایی که از برآورد جزء خطای مدل محاسبه می‌شوند، همانند RRD در مدل (۹)، برای جلوگیری از انحراف ایجادشده و ناشی از عدم دسترسی به اطلاعات آینده‌ی بازار ۳۳ یا برای جلوگیری از اشتباه نمونه‌گیری ۳۴، از دو روش گسترش نمونه ۳۵ به شرح زیر استفاده می‌شود (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵):

روش پنجره‌ی گسترده ۳۶: در این روش یک دوره‌ی زمانی اولیه خارج از دوره‌ی پژوهش در نظر گرفته می‌شود ($h, \dots, 1$). دوره‌ی زمانی برای برآورد متغیر موردنظر در هرماه t ، از نقطه‌ی شروع ثابت (۱) که بدون تغییر باقی می‌ماند تا ماه t است و در هرماه تعداد داده‌ها زیادتر می‌شود؛ اما زمانی استفاده از این روش مناسب خواهد بود که در مدل پیش‌بینی شکست ساختاری ۳۷ وجود نداشته باشد. به این معنا که در سری زمانی جابجایی پیش‌بینی‌نشده وجود نداشته باشد؛

روش پنجره‌ی غلتان ۳۸: در این روش نیز یک دوره‌ی زمانی اولیه خارج از دوره‌ی پژوهش در نظر گرفته می‌شود ($h, \dots, 1$). دوره‌ی زمانی برای برآورد متغیر موردنظر در هرماه t ، ثابت است و نقطه‌ی شروع تغییر می‌کند. زمانی که در مدل پیش‌بینی شکست ساختاری وجود داشته باشد، استفاده از این روش مناسب است. در ادامه ضمن آزمون شکست ساختاری، روش محاسبه‌ی RRD به صورت دقیق بیان می‌شود.

۱-۳-۲-۵. آزمون شکست ساختاری و محاسبه‌ی RRD

مطابق با آزمون Cusum of Squares test طی دوره‌ی پژوهش شکست ساختاری مشاهده شد؛ بنابراین برای محاسبه‌ی RRD از روش پنجره‌ی غلتان به شرح زیر استفاده شد:

۱. با استفاده از داده‌های آبان ماه سال ۱۳۸۶ به عنوان نقطه‌ی شروع (این سال به گونه‌ای انتخاب شده است که برای برآورد رگرسیون کافی باشد) تا مهرماه سال ۱۳۸۸ ضرایب مدل (۹) برآورد شده است؛

۲. آخرین باقی‌مانده رگرسیون (ϵ_t)، یعنی تفاوت مقدار واقعی پراکندگی بازده از مقدار پیش‌بینی آن در مهرماه سال ۱۳۸۸ که از ضرایب رگرسیون برآورد شده است به عنوان پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در مهرماه سال ۱۳۸۸ محاسبه شده است؛

۳. سپس با استفاده از داده‌های آذرماه سال ۱۳۸۶ تا آبان ماه سال ۱۳۸۸ رگرسیون (۹) برآورد و مطابق با مرحله‌ی دوم باقی‌مانده در آبان ماه به‌عنوان RRD آبان محاسبه شده است. به همین ترتیب تا دی‌ماه ۱۳۹۴ تعداد ۷۶ رگرسیون جداگانه برای هرماه با استفاده از داده‌های دو سال قبل برآورد می‌شود.

۴-۲-۵. متغیرهای مبنای پرتفوی بندی:

هدف این پژوهش بررسی تفاوت بین بازده آتی شرکت‌های با اقلام تعهدی (سرمایه‌گذاری) کم و بالاست. ابتدا بررسی شده است آیا بین بازدهی این شرکت‌ها تفاوتی وجود دارد که سه عامل فاما فرنچ قادر به توضیح آن نباشند (وجود ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری)؟ سپس در صورت وجود تفاوت بررسی شده است آیا پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده می‌تواند این تفاوت را توضیح دهد؟ بدین منظور لازم است شرکت‌ها در پرتفوی‌هایی با اقلام تعهدی یا سرمایه‌گذاری مشابه قرار گیرند تا بتوان به بررسی این هدف پرداخت.

اقلام تعهدی (ACC): اقلام تعهدی مطابق با مبانی نظری پژوهش با استفاده از روش ترازنامه‌ای که حاوی اطلاعات رشد و سرمایه‌گذاری است، طبق مدل (۱۰) محاسبه شده است (اسلون، ۱۹۹۶):

$$\text{Acci,t} = [(\Delta CA_{i,t} + \Delta \text{Cash}_{i,t}) / ((\Delta CL_{i,t} + \Delta \text{STD}_{i,t} + \Delta \text{TPi,t}) + (\text{Dep}_{i,t} / \text{TA}_{i,t}))] \quad (10)$$

که در این مدل:

Acci,t: اقلام تعهدی شرکت i در سال t

$\Delta CA_{i,t}$: تفاوت دارایی‌های جاری سال قبل (t-1) و سال جاری (t) شرکت i

$\Delta \text{Cash}_{i,t}$: تفاوت وجه نقد سال قبل (t-1) و سال جاری (t) شرکت i

$\Delta CL_{i,t}$: تفاوت بدهی‌های جاری سال قبل (t-1) و سال جاری (t) شرکت i

$\Delta \text{STD}_{i,t}$: تفاوت حصة جاری بدهی‌های بلندمدت سال قبل (t-1) و سال جاری (t)

شرکت i

$\Delta TP_{i,t}$: تفاوت مالیات پرداختنی سال قبل ($t-1$) و سال جاری (t) شرکت i

$Dep_{i,t}$: هزینه استهلاک شرکت i در سال t

$TA_{i,t}$: جمع ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t .

سرمایه‌گذاری (IA): نسبت سرمایه‌گذاری به جمع دارایی‌ها طبق مدل (۱۱) محاسبه‌شده

است (وو و همکاران، ۲۰۱۰ و لیاندرس ۳۹ و همکاران، ۲۰۰۸):

$$IA_{i,t} = (\Delta PPE_Gross_{i,t} + \Delta Inventories_{i,t}) / TA_{i,t} \quad \text{مدل (۱۱)}$$

که در این مدل:

$I/A_{i,t}$: سرمایه‌گذاری‌ها به دارایی‌های شرکت i در سال t

$\Delta PPE_Gross_{i,t}$: تفاوت در اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات ناخالص سال قبل ($t-1$) و

سال جاری (t) شرکت i

$\Delta Inventories_{i,t}$: تفاوت در موجودی مواد و کالا سال قبل ($t-1$) و سال جاری (t)

شرکت i

$TA_{i,t}$: جمع ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t .

۳-۵. نحوه‌ی پرتفوی بندی

تمام پرتفوی‌های پژوهش با توجه به متغیر مبنای پرتفوی بندی در مهرماه هر سال t

تشکیل و به مدت دوازده ماه تا شهریورماه سال $t+1$ نگهداری می‌شود و در سال بعد نیز این

فرآیند تکرار شده است. میانگین با وزن برابر بازده‌های هر پرتفوی در ماه t به‌عنوان بازده آن

پرتفوی در ماه t محاسبه‌شده است.

۱-۳-۵. نحوه پرتفوی بندی آزمون فرضیه سوم تا پنجم

برای آزمون فرضیه‌ی سوم (چهارم) پژوهش، در مهرماه سال t شرکت‌ها بر اساس ارقام

تعهدی (سرمایه‌گذاری) محاسبه‌شده در سال مالی $t-1$ ، از کوچک به بزرگ مرتب و مجموعه‌ای

شامل ۲۵ پرتفوی ارقام تعهدی (سرمایه‌گذاری) تشکیل می‌شود که در هر پرتفوی ۵ شرکت

وجود دارد. برای آزمون فرضیه‌ی پنجم پژوهش، در مهرماه هر سال t ، شرکت‌ها بر اساس ارقام

تعهدی و سرمایه‌گذاری (۵*۵) از کوچک به بزرگ مرتب‌شده و مجموعه‌ای شامل ۲۵ پرتفوی اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری تشکیل می‌شود؛ بدین منظور ابتدا ۵ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اقلام تعهدی محاسبه‌شده در سال مالی t-1 تشکیل داده و سپس هرکدام از این پرتفوی‌ها به ۵ پرتفوی بر اساس سرمایه‌گذاری به دارایی محاسبه‌شده در سال مالی t-1 مرتب‌شده‌اند.

۲-۳-۵. نحوه پرتفوی بندی آزمون فرضیه ششم و هفتم

برای آزمون فرضیه‌ی ششم (هفتم) پژوهش، در مهرماه هر سال t، تمام شرکت‌ها بر اساس اقلام تعهدی (سرمایه‌گذاری) محاسبه‌شده در سال مالی t-1، مرتب و سپس به پنج طبقه ACC (IA) طبقه‌بندی شده‌اند. به نحوی که طبقه‌ی اول نشان‌دهنده‌ی شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین ACC1 (سرمایه‌گذاری پایین IA1) باشند. سپس پرتفوی مبتنی بر استراتژی اقلام تعهدی (سرمایه‌گذاری) تشکیل شده و بازده ماهانه‌ی این پرتفوی‌ها از تفاوت میانگین با وزن برابر بازده ماهانه‌ی پرتفوی‌های ACC1 و ACC5 (IA1 و IA5) محاسبه‌شده است که پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی ACC_Hedget (پرتفوی مصون‌سازی سرمایه‌گذاری IA_Hedget) نامیده می‌شود.

۴-۵. مدل‌های پژوهش و روش‌های آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش با اضافه کردن متغیر پراکندگی (تعدیل‌شده) بازده به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و فاما مکبث ۴۰ (۱۹۷۳) فرضیه‌های پژوهش آزموده شده است. فرضیه‌ی اول پژوهش که صرف ریسک پراکندگی بازده در مقطع بازده سهام را بیان می‌کند، با استفاده از روش رگرسیون دومرحله‌ای فاما مکبث (۱۹۷۳) به شرح زیر آزموده شده است: مرحله‌ی اول: رگرسیون سری زمانی مطابق مدل (۱۲) به‌صورت جداگانه برای هر شرکت اجرا شده است.

$$R_{i,t}^e = \beta_{i,0} + \beta_{i,MKT} MKT_t + \beta_{i,SMBSMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,RD} RD_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱۲)}$$

مرحله‌ی دوم: یک رگرسیون مقطعی مطابق مدل (۱۳) اجرا شده است. بتاهای برآورد شده برای هر عامل از مرحله‌ی اول به‌عنوان متغیرهای توضیحی در رگرسیون مقطعی استفاده شده و صرف ریسک (γ) به‌صورت مقطعی محاسبه شده است.

$$R_{i,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RD} \hat{\beta}_{i,RD} + \eta_{i,t} \quad \text{مدل (۱۳)}$$

برای آزمون فرضیه‌ی اول از معناداری γ_{RD} استفاده شده است.

فرضیه‌ی دوم پژوهش که صرف ریسک پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در مقطع بازده سهام را بیان می‌کند، با استفاده از روشی که برای آزمون فرضیه‌ی اول تشریح شد، مطابق مدل (۱۴) آزموده شد:

$$R_{i,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RRD} \hat{\beta}_{i,RRD} + \eta_{i,t} \quad \text{مدل (۱۴)}$$

برای آزمون فرضیه‌ی اول از معناداری γ_{RRD} استفاده شده است.

فرضیه‌های سوم، چهارم و پنجم که صرف ریسک پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در مقطع پرتفوی‌های اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری را بیان می‌کنند، از روش رگرسیون دومرحله‌ای فاما مکبث (۱۹۷۳) با توجه به نوع پرتفوی بندی متفاوت هر کدام که در قسمت ۱-۳-۵ بیان شد، آزموده شده‌اند:

در مرحله‌ی اول رگرسیون سری زمانی مطابق مدل (۱۵) به‌صورت جداگانه برای هر

پرتفوی اجرا شده است.

$$R_{p,t}^e = \beta_{i,0} + \beta_{p,MKT} MKT_t + \beta_{p,SMB} SMB_t + \beta_{p,HML} HML_t + \beta_{p,RRD} RRD_t + \varepsilon_{p,t} \quad \text{مدل (۱۵)}$$

در مرحله‌ی دوم یک رگرسیون مقطعی مطابق مدل (۱۶) اجرا شده است. بتاهای برآورد

شده ($\hat{\beta}_p$) برای هر عامل از مرحله‌ی اول به‌عنوان متغیرهای توضیحی در رگرسیون مقطعی استفاده شده و صرف ریسک (γ) به‌صورت مقطعی محاسبه شده است.

$$R_{p,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{p,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{p,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{p,HML} + \gamma_{RRD} \hat{\beta}_{p,RRD} + \eta_{p,t} \quad \text{مدل (۱۶)}$$

برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم و پنجم از معناداری γRRD با توجه به نوع پرتفوی بندی متفاوت هر کدام از این فرضیه‌ها استفاده شده است.

فرضیه‌ی ششم (هفتم) پژوهش که صرف ریسک پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در پرتفوی‌های مصون‌سازی اقلام تعهدی (سرمایه‌گذاری) را بیان می‌کند، با توجه به نوع پرتفوی بندی متفاوت هر کدام که در قسمت ۲-۳-۵ بیان شد و رگرسیون سری زمانی مطابق مدل (۱۷) برای هر یک از پرتفوی‌های ۵ گانه و پرتفوی مصون‌سازی آزموده شده است:

$$R_{p,t}^e = \beta_{p,0} + \beta_{p,MKT} MKT_t + \beta_{p,SMBSMB} SMB_t + \beta_{p,HMLHML} HML_t + \beta_{p,RRD} RRD_t + \varepsilon_{p,t} \quad \text{مدل (۱۷)}$$

برای آزمون فرضیه‌ی ششم (هفتم) از عدم معنی‌داری $\beta_{p,0}$ و معنی‌داری $\beta_{p,RRD}$ در پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی (سرمایه‌گذاری) استفاده شده است.

۶. یافته‌های پژوهش

۶-۱. آمار توصیفی

در نگاره شماره‌ی (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان داده شده است.

نگاره ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

انحراف معیار	میانگین	حداکثر	حداقل	تعداد	نوع	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۱۱۱۲	۰/۰۸۳۸	۰/۸۲۹۷	-۰/۳۴۹۹	۸۷۵	سال- شرکت	IA	سرمایه‌گذاری
۰/۱۳۱۹	۰/۰۲۵۱	۰/۵۵۳۱	-۰/۷۵۷۸	۸۷۵	سال- شرکت	ACC	اقلام تعهدی
۴/۳۰۹۳	۱۱/۵۸۲۳	۲۴/۷۶۶۴	۶/۴۰۴۶	۷۶	ماهانه	RD	پراکندگی بازده
۲/۷۸۸۴	-۰/۵۶۷۶	۹/۰۵۴۱	-۵/۰۶۶۸	۷۶	ماهانه	RRD	پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده
۳/۴۸۰۶	۰/۹۴۸۷	۹/۴۶۴۵	-۶/۴۵۴۶	۷۶	ماهانه	SMB	عامل اندازه
۴/۲۲۶۸	۰/۵۷۶۶	۱۴/۵۳۳۸	-۹/۹۰۳۴	۷۶	ماهانه	HML	عامل ارزش

انحراف معیار	میانگین	حداکثر	حداقل	تعداد	نوع	نماد متغیر	نام متغیر
۶/۷۵۶۶	۱/۷۰۹۱	۲۵/۶۶	-۹/۶۳۸۴	۷۶	ماهانه	MKT	عامل بازار
۱۴/۰۱۲	۱/۷۰۹۱	۱۴۸/۲۰۴	-۳۵/۱۲۶۵	۹۵۰۰	ماه-شرکت	Rie	بازده مازاد سهم
۴/۵۸۴	-۱/۱۸۶	۱۲/۸۶۰۷	-۱۳/۳۶۴۱	۷۶	ماهانه	Rpe	بازده مازاد پرتفوی ACC_Hedge
۳/۶۳۹۵	-۱/۵۹۹	۶/۸۴۳۱	-۱۱/۰۰۳۴	۷۶	ماهانه	Rpe	بازده مازاد پرتفوی IA_Hedge

۲-۶. آزمون فرضیه‌ی اول و دوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول (دوم) پژوهش در نگاره شماره‌ی ۳، رگرسیون (۳)۲

درج شده است.

آزمون فرضیه‌ی اول (دوم)؛ مطابق با نتایج مقدار ضریب $\hat{\beta}RD$ ($\hat{\beta}RRD$) برابر با ۰/۹۴ (۰/۴۱) است که این مقدار مثبت است و نشان‌دهنده‌ی صرف ریسک مثبت پراکندگی (تعدیل‌شده) بازده بر بازده سهام شرکت‌ها است. با توجه به احتمال آماره t به‌دست‌آمده برای متغیر $\hat{\beta}RD$ ($\hat{\beta}RRD$)، فرضیه‌ی اول (دوم) در سطح خطای ۵٪ رد نخواهد شد و نتیجه گرفته می‌شود پراکندگی (تعدیل‌شده) بازده در مقطع بازده سهام قیمت‌گذاری شده است. به عبارتی در وضعیت‌های بد اقتصادی بورس اوراق بهادار تهران با پراکندگی بازده بالا، شرکت‌ها بازده آتی بالاتری به دلیل جبران ریسک پراکندگی بازده خواهند داشت. به‌عنوان نمونه در دی‌ماه ۹۲ که پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده بالا و برابر ۹/۰۵ است (پراکندگی بازده بالا نماینده وضعیت بد اقتصادی)، میانگین بازده مازاد این ماه شرکت‌های نمونه برابر ۱/۶۵ است و دی‌ماه ۹۳ که پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده پایین و برابر ۴/۰۷- است، میانگین بازده مازاد این ماه شرکت‌های نمونه برابر ۷/۳۴- است.

نگاره ۳: نتایج آزمون فرضیه‌ی اول و دوم

رگرسیون (۱) $R_{i,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{i,HML} + \eta_{i,t}$			
رگرسیون (۲) $R_{i,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RD} \hat{\beta}_{i,RD} + \eta_{i,t}$			
رگرسیون (۳) $R_{i,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{i,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{RRD} \hat{\beta}_{i,RRD} + \eta_{i,t}$			
متغیر	رگرسیون (۱)	رگرسیون (۲)	رگرسیون (۳)
γ_0	ضریب	۰/۹۷۰۸۷	۱/۴۲۴۹۱
	احتمال آماره t	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰
$\hat{\beta}_{MKT}$	ضریب	۰/۷۳۸۲	۰/۴۶۶۶
	احتمال آماره t	۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۲۹
$\hat{\beta}_{HML}$	ضریب	۰/۱۴۶۱	-۰/۱۰۹
	احتمال آماره t	۱/۱۶۴	-۰/۸۵۶
$\hat{\beta}_{SMB}$	ضریب	۰/۲۴۶۷	۰/۳۹۳۶
	احتمال آماره t	۰/۴۶۷۹	۰/۴۳۹۴
$\hat{\beta}_{RD}$	ضریب	۰/۹۴۰۲	
	احتمال آماره t	۰/۰۰۰۰	
$\hat{\beta}_{RRD}$	ضریب		۰/۴۱۴۵
	احتمال آماره t		۰/۰۰۷۵
R2			
R2 تعدیل شده			
آماره F			
احتمال آماره F			

رگرسیون شماره‌ی (۱) به منظور مقایسه برای آزمون فرضیه‌ی اول و دوم برآورد شده است. برای مقایسه بین دو مدل که تعداد متغیرهای برابر نداشته باشند، R2 تعدیل شده معیار مناسبی است (گجراتی، ۱۳۸۶). R2 تعدیل شده در رگرسیون شماره‌ی (۱) یعنی مدل سه عاملی فاما فرنچ برابر با ۰/۰۷۹ است؛ درحالی که با اضافه کردن متغیر پراکندگی (تعدیل شده)

بازده به سه عامل فاما فرنچ، R^2 تعدیل‌شده برابر با $0/175$ ($0/106$) می‌شود و قدرت توضیحی مدل افزایش قابل توجهی می‌یابد.

۳-۶. آزمون فرضیه‌ی سوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش در نگاره شماره‌ی (۴) قسمت (۱) درج‌شده است. مطابق با نتایج مقدار ضریب $\hat{\beta}RRD$ برابر با $0/581$ است که این مقدار مثبت است و نشان‌دهنده‌ی صرف ریسک مثبت پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده بر بازده پرتفوی‌های مقطعی ارقام تعهدی است. با توجه به احتمال آماره t به‌دست‌آمده برای متغیر $\hat{\beta}RRD$ فرضیه‌ی سوم پژوهش در سطح خطای 5% رد نخواهد شد و می‌توان استدلال کرد که پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در مقطع بازده پرتفوی‌های ارقام تعهدی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری شده است.

۴-۶. آزمون فرضیه‌ی چهارم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم پژوهش در نگاره شماره‌ی (۴) قسمت (۲) درج‌شده است. مطابق با نتایج مقدار ضریب $\hat{\beta}RRD$ برابر با $0/8436$ است که این مقدار مثبت است و نشان‌دهنده‌ی صرف ریسک مثبت پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده بر بازده پرتفوی‌های مقطعی سرمایه‌گذاری است. با توجه به احتمال آماره t به‌دست‌آمده برای متغیر $\hat{\beta}RRD$ فرضیه‌ی چهارم در سطح خطای 5% رد نخواهد شد و می‌توان استدلال کرد که پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در مقطع بازده پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری شده است.

۵-۶. آزمون فرضیه‌ی پنجم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم پژوهش در نگاره شماره‌ی (۴) قسمت (۳) درج‌شده است. مطابق با نتایج مقدار ضریب $\hat{\beta}RRD$ برابر با $0/4216$ است که این مقدار مثبت است و نشان‌دهنده‌ی صرف ریسک مثبت پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده بر بازده پرتفوی‌های مقطعی ارقام تعهدی و سرمایه‌گذاری است. با توجه به احتمال آماره t به‌دست‌آمده برای متغیر $\hat{\beta}RRD$ فرضیه‌ی پنجم در سطح خطای 5% رد نخواهد شد که می‌توان شاهد قیمت‌گذاری پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده در مقطع بازده پرتفوی‌های ارقام تعهدی و سرمایه‌گذاری شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بود.

نگاره ۴: نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم و چهارم و پنجم

$R_{p,t}^e = \gamma_0 + \gamma_{MKT} \hat{\beta}_{p,MKT} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_{p,SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_{p,HML} + \gamma_{RRD} \hat{\beta}_{p,RRD} + \eta_{p,t}$			
مدل رگرسیون			
(۳)	(۲)	(۱)	آزمون فرضیه
فرضیه‌ی پنجم	فرضیه‌ی چهارم	فرضیه‌ی سوم	نوع پرتفوی بندی
۵*۵ پرتفوی اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری	۲۵ پرتفوی سرمایه‌گذاری	۲۵ پرتفوی اقلام تعهدی	متغیر
-۰/۸۳۷۷	۰/۰۴۳۷	-۰/۳۸۰۸	ضریب
۰/۱۹۱	۰/۹۶۰۸	۰/۴۴۵۳	احتمال آماره t
۲/۵۴۶۸	۱/۶۶۵۵	۲/۰۸۹۹	ضریب
۰/۰۰۰۴	۰/۰۸۰۱	۰/۰۰۰۷	احتمال آماره t
۰/۵۳۳۵	۰/۹۱۸۸	۰/۲۱۳۹	ضریب
۰/۱۰۸۸	۰/۰۱۵	۰/۶۰۷۲	احتمال آماره t
۰/۳۸۶۷	۰/۳۲۶۹	۰/۴۸۰۸	ضریب
۰/۱۴۳۶	۰/۲۲۹۹	۰/۱۵۱۸	احتمال آماره t
۰/۴۲۱۶	۰/۸۴۳۶	۰/۵۸۱۰	ضریب
۰/۰۱۹۷	۰/۰۰۸	۰/۰۱۵۱	احتمال آماره t
۰/۳۷۰۸	۰/۳۰۶۰	۰/۳۳۷۳	R2
۰/۲۴۵	۰/۱۶۷۲	۰/۲۰۴۸	R2 تعدیل شده
۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۴۲	احتمال آماره F

۶-۶. آزمون فرضیه‌ی ششم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم پژوهش در نگاره شماره‌ی (۵) درج شده است. در قسمت اول نگاره شماره‌ی (۵) وجود ناهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رگرسیون سری زمانی با سه عامل فاما فرنچ مطابق برای هر یک از پرتفوی‌های پنج‌گانه و مصون‌سازی اقلام تعهدی بررسی شد. اگر β_0 پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی معنی‌دار باشد، یعنی اختلاف بین بازده شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین و بازده شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا توسط متغیرهای توضیحی در رگرسیون توضیح داده نشده است. با توجه به احتمال آماره t مربوط به β_0 پرتفوی مصون‌سازی که برابر با ۰/۰۰۲۱ و معنادار است؛ بنابراین سه عامل فاما فرنچ نمی‌تواند اختلاف بازده بین شرکت‌ها با اقلام تعهدی کم و اقلام

تعهدی زیاد را توضیح دهد؛ پس مطابق با ادبیات پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران نیز ناهنجاری اقلام تعهدی وجود دارد که این ناهنجاری توسط سه عامل فاما و فرنچ قابل توضیح نیست.

نگاره ۵: نتایج آزمون فرضیه‌ی ششم

پرتوی	قسمت اول: سه عامل فاما و فرنچ											
	ACC1	ACC2	ACC3	ACC4	ACC5	ACC-hedge	ACC1	ACC2	ACC3	ACC4	ACC5	
β_0	ضریب	۰/۰۱۸	-۰/۱۰۷	-۰/۲۱۱	-۰/۱۴۰	۰/۳۱۵	-۱/۹۰۶	۰/۷۶۴	-۰/۳۳۴	-۰/۴۳۴	-۰/۲۲۵	-۰/۱۰۷
	آماره t	۰/۰۴۴	-۰/۴۹۹	-۱/۱۴۷	-۰/۹۲۹	۱/۴۳۹	-۳/۱۹۱	۱/۴۵۲	-۰/۷۲۷	-۱/۱۳۶	-۰/۶۵۷	-۰/۰۴۴
	معنی داری	۰/۹۶۴۸	۰/۶۱۹۵	۰/۲۵۵۱	۰/۳۵۶۰	۰/۱۵۴۵	۰/۰۰۰۲۱	۰/۱۵۱۰	۰/۴۶۹۸	۰/۴۵۹۶	۰/۵۱۳۷	۰/۹۶۴۹
MKT	ضریب	۱/۰۱۳	۰/۹۹۷	۱/۰۵۵	۰/۹۲۹	۰/۹۷۸	۰/۰۲۶	۰/۹۸۷	۱/۰۰۲	۱/۰۷۱	۰/۹۸۶	۰/۹۹۱
	معنی داری	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۵۲۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
HML	ضریب	۰/۱۵۸	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۹	-۰/۱۷۰	۰/۳۲۹	۰/۱۵۹	-۰/۰۳۲	-۰/۰۱۹	-۰/۰۵۹	-۰/۱۷۰
	معنی داری	۰/۳۷۶	۰/۴۵۷	۰/۶۳۱	۰/۹۳۶	۰/۰۰۱	۰/۱۳۸	۰/۳۹۱	۰/۴۲۳	۰/۷۰۴	۰/۲۸۰	۰/۰۰۰۰
SMB	ضریب	۰/۲۵۹	-۰/۰۳۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۴۸	-۰/۳۲۹	۰/۴۹۴	۰/۱۹۳	-۰/۰۲۶	۰/۰۶۶	۰/۰۷۱	-۰/۲۰۶
	معنی داری	۰/۰۱۷	۰/۵۹۹	۰/۹۸۹	۰/۶۶۰	۰/۰۲۹	۰/۰۲۲	۰/۰۴۳	۰/۷۳۸	۰/۴۲۹	۰/۵۰۰	۰/۰۳۹
RRD	ضریب											
	معنی داری											
R^2		۰/۸۹۶	۰/۹۱۷	۰/۸۷۱	۰/۸۹۵	۰/۳۴۱	۰/۹۱۴	۰/۸۸۹	۰/۹۲۷	۰/۹۲۶	۰/۸۹۹	۰/۸۹۲
تعدیل شده R^2	۰/۸۹۷	۰/۸۹۳	۰/۹۱۳۳۷۸	۰/۸۶۶	۰/۸۹۰۸۸۸	۰/۳۰۹	۰/۹۰۸	۰/۸۸۹	۰/۹۲۲	۰/۹۲۱	۰/۸۹۲	۰/۸۷۳
معنی داری F	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

قسمت دوم: سه عامل فاما فرنچ با متغیر پراکندگی

در قسمت دوم نگاره شماره‌ی (۵) رگرسیون سری زمانی با سه عامل فاما فرنچ و پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده برای هر یک از پرتفوی‌های پنج‌گانه اقلام تعهدی و پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی برآورد شد. آزمون این فرضیه در دو قسمت جداگانه‌ی (الف و ب) به شرح زیر باید بررسی شود (چیچرنا و همکارن، ۲۰۱۵):

(الف) بررسی معنی‌داری β_0 در پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی: با اضافه کردن متغیر RRD به سه عامل فاما و فرنچ، احتمال آماره t مربوط به β_0 در پرتفوی مصون‌سازی برابر $0/347$ و معنادار نیست؛ بنابراین متغیر پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده توانایی تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی را دارد؛

(ب) بررسی معنی‌داری متغیر RRD در پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی: در پرتفوی مصون‌سازی ضریب این متغیر $0/4647$ و مثبت و معنادار است و نشان‌دهنده‌ی صرف ریسک مثبت در پرتفوی‌های مصون‌سازی اقلام تعهدی است.

با توجه به نتیجه‌ی بررسی دو قسمت الف و ب مبنی بر معنی‌داری ضریب پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده و عدم معنی‌داری β_0 در پرتفوی مصون‌سازی اقلام تعهدی، پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده می‌تواند اختلاف موجود در بازده بین شرکت‌ها با اقلام تعهدی کم و اقلام تعهدی زیاد را توضیح دهد. با توجه به ضریب پراکندگی بازده در پرتفوی شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین (ACC1) و پرتفوی شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا (ACC5) می‌توان استدلال کرد که شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران با اقلام تعهدی پایین، بیشتر در معرض ریسک پراکندگی بازده هستند و صرف ریسک بالاتری دارند. به‌عنوان نمونه مجدداً در دی‌ماه ۹۲ که پراکندگی بازده بالا و برابر $9/05$ است. بازده مازاد پرتفوی شرکت‌ها با اقلام تعهدی پایین (بالا)، $11/03$ ($3/15$) است و بازده مازاد پرتفوی مصون‌سازی $7/8$ است؛ بنابراین فرضیه‌ی ششم پژوهش پذیرفته می‌شود.

در بررسی نرمال بودن جزء خطا، تمامی رگرسیون‌ها به‌جز رگرسیون‌های پرتفوی دوم و پرتفوی چهارم در هر دو قسمت جدول از توزیع نرمال برخوردار بودند. برای نرمال‌سازی جزء خطا، مقادیر پرت از رگرسیون‌های فوق حذف شد. برای اطمینان از عدم وجود مشکل

خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، کلیه‌ی رگرسیون‌ها با سه وقفه متغیر وابسته نیرومند شدند.

۶-۷. آزمون فرضیه‌ی هفتم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم پژوهش در نگاره شماره‌ی (۶) درج شده است. همانند نگاره شماره‌ی (۶)، در قسمت اول نگاره شماره‌ی (۶) وجود ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شد. احتمال آماره t مربوط به β_0 پرتفوی مصون‌سازی برابر با $0/0018$ و معنادار است و سه عامل فاما فرنچ قدرت توضیح ناهنجاری‌های سرمایه‌گذاری را ندارد و می‌توان نتیجه گرفت که مطابق با ادبیات پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران نیز ناهنجاری سرمایه‌گذاری وجود دارد که این ناهنجاری توسط سه عامل فاما و فرنچ قابل توضیح نیست.

نگاره ۶: نتایج آزمون فرضیه‌ی هفتم

IA_Hedge	IA5	IA4	IA3	IA2	IA1	IA_Hedge	IA5	IA4	IA3	IA2	IA1	پرتفوی		
قسمت دوم: سه عامل فاما فرنچ با متغیر پراکندگی						قسمت اول: سه عامل فاما و فرنچ								
-۱/۸۷۴	۰/۳۷۵	-۰/۲۷۱	۰/۱۳۰	-۰/۲۲۶	-۰/۱۰۰۸	-۱/۶۳۵	-۰/۱۰۶۹	-۰/۱۰۹	۰/۲۱۴	۰/۰۵۹	-۰/۰۹۵	ضریب	β_0	
-۲/۰۴۱	۰/۸۶۴	-۰/۵۶۱	۰/۲۷۶	-۰/۵۸۸	-۰/۰۱۳	-۳/۲۴۶	-۰/۱۸۴	-۰/۴۸۶	۰/۸۶۹	۰/۱۸۱	-۰/۴۳۴	آماره t		
۰/۰۴۵۰	۰/۳۹۰۳	۰/۵۷۶۳	۰/۷۸۳۳	۰/۵۵۸۵	۰/۹۸۹۸	۰/۰۰۱۸	۰/۸۵۴۳	۰/۶۲۸۴	۰/۳۸۷۶	۰/۸۵۷۰	۰/۶۶۵۷	معنی داری		
-۰/۰۶۰	۰/۹۳۹	۱/۰۱۴	۱/۱۰۳	۱/۰۶۶	۰/۸۷۹	-۰/۰۸۴	۰/۹۶۳	۱/۰۰۲	۱/۰۹۸	۱/۰۶۰	۰/۸۷۸	ضریب	MKT	
۰/۱۶۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	معنی داری		
۰/۴۰۸	-۰/۱۰۱	-۰/۱۰۳	-۰/۱۷۰	۰/۰۷۰	۰/۳۰۴	۰/۳۹۶	-۰/۰۹۵	-۰/۱۰۸	-۰/۱۷۱	۰/۰۷۳	۰/۳۰۱	ضریب	HML	
۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۰	۰/۰۳۵	۰/۰۲۰	۰/۳۶۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۸۰	۰/۰۴۸	۰/۰۱۹	۰/۳۶۳	۰/۰۰۰۰	معنی داری		
۰/۰۵۳	۰/۰۸۹	۰/۱۳۶	-۰/۱۰۲	-۰/۲۶۶	۰/۱۴۲	-۰/۰۵۲	۰/۱۷۶	۰/۰۸۷	-۰/۱۱۹	-۰/۲۷۳	۰/۱۲۸	ضریب	SMB	
۰/۶۵۳	۰/۳۱۶	۰/۰۳۹	۰/۲۲۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۶	۰/۷۰۷	۰/۰۶۴	۰/۳۳۶	۰/۰۹۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۶	معنی داری		
-۰/۴۴۴	۰/۳۸۲	-۰/۲۱۰	-۰/۰۷۴	-۰/۰۴۵	-۰/۰۵۲							ضریب	RRD	
۰/۰۴۱	۰/۰۰۰	۰/۱۳۰	۰/۳۶۳	۰/۴۲۹	۰/۷۳۰							معنی داری		
۰/۲۹۰	۰/۹۰۹	۰/۹۲۲	۰/۹۳۳	۰/۹۳۱	۰/۹۲۷	۰/۲۸۹	۰/۹۰۹	۰/۹۲۳	۰/۹۳۳	۰/۹۳۰	۰/۹۲۷		R^2	
۰/۲۳۹	۰/۹۰۳	۰/۹۱۸	۰/۹۲۸	۰/۹۲۶	۰/۹۲۲	۰/۱۵۳	۰/۸۸۳	۰/۹۱۴	۰/۹۲۹	۰/۹۲۷	۰/۹۲۳		تعدیل شده R^2	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰		معنی داری F	

در قسمت دوم نگاره شماره‌ی (۶) رگرسیون سری زمانی با سه عامل فاما فرنچ و پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده برای هر یک از پرتفوی‌های پنج‌گانه سرمایه‌گذاری و پرتفوی مصون‌سازی سرمایه‌گذاری برآورد شد. همانند آزمون فرضیه‌ی ششم، آزمون این فرضیه در دو قسمت جداگانه (الف و ب) به شرح زیر باید بررسی شود (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵):

الف) بررسی معنی‌داری β_0 در پرتفوی مصون‌سازی سرمایه‌گذاری: با اضافه کردن متغیر پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده به سه عامل فاما و فرنچ، احتمال آماره t مربوط به β_0 در پرتفوی مصون‌سازی برابر $0/045$ و معنادار است و بنابراین متغیر پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده توانایی تبیین ناهنجاری سرمایه‌گذاری را ندارد؛

ب) بررسی معنی‌داری متغیر RRD در پرتفوی مصون‌سازی سرمایه‌گذاری: در پرتفوی مصون‌سازی ضریب این متغیر ($-0/444$) و معنادار است و نشان‌دهنده‌ی صرف ریسک منفی در پرتفوی‌های مصون‌سازی است.

با توجه به نتیجه‌ی بررسی دو قسمت الف و ب مبنی بر معنی‌داری متغیر RRD و معنی‌داری β_0 در پرتفوی مصون‌سازی سرمایه‌گذاری می‌توان بیان کرد که پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده نمی‌تواند اختلاف موجود در بازده بین شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با سرمایه‌گذاری کم و سرمایه‌گذاری زیاد را توضیح دهد؛ بنابراین فرضیه‌ی هفتم پژوهش تأیید نمی‌شود.

در بررسی نرمال بودن جزء خطا تمامی رگرسیون‌ها از توزیع نرمال برخوردار بودند. برای اطمینان از عدم وجود مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، کلیه‌ی رگرسیون‌ها با سه وقفه متغیر وابسته نیرومند شدند (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

۷. بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

مطابق با نتایج پنج فرضیه‌ی اول پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که در بازار بورس اوراق بهادار تهران پراکندگی بازده، شرایط عمومی اقتصاد کلان را بیان می‌کند و متغیر مفیدی است که رشد و ریسک‌های مرتبط با بازسازی بنیادی اقتصاد را در بردارد. پراکندگی بازده به‌عنوان نماینده‌ای از وضعیت اقتصادی ایران باعث صرف ریسک در سطح مقطعی بازده سهام و

پرتفوی‌های مقطعی اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران می‌شود؛ بنابراین پراکندگی بازده در مقطع بازده سهام قیمت‌گذاری شده است و در وضعیت‌های بد اقتصادی (پراکندگی بازده بالا)، شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بازده آتی بالاتری به دلیل جریان ریسک پراکندگی بازده خواهند داشت. به عبارتی دیگر سهام با حساسیت بالاتر به پراکندگی بازده، بازدهی بالاتر از میانگین بازده بازار دارد. همچنین ارتباط بین پراکندگی بازده و بازده سهام حتی پس از کنترل کردن عامل‌های بازده بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز وجود دارد. می‌توان نتیجه گرفت که مطابق با ادبیات پژوهش بازده مورد انتظار در هر مقطع از زمان توسط تعدادی از ویژگی‌های خاص هر شرکت و تعدادی از متغیرهای کلی اقتصاد تعیین می‌شود که پراکندگی بازده عامل بیان‌کننده‌ی وضعیت اقتصاد است.

مطابق با نتایج فرضیه‌ی ششم و هفتم پژوهش ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد که توسط سه عامل فاما و فرنچ قابل توضیح نیست. ناهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران توسط پراکندگی بازده تبیین می‌شود. شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین بیشتر در معرض ریسک پراکندگی بازده هستند و صرف ریسک بالاتری دارند و بازدهی بالاترشان به دلیل جریان ریسک پراکندگی بازده است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی شامل اطلاعات رشد و سرمایه‌گذاری بنیادی هستند و بازدهی از استراتژی اقلام تعهدی مطابق با برداشت درست از رشد (ریسک منطقی قیمت‌گذاری) است. به عبارتی دیگر ناهنجاری اقلام تعهدی به دلیل ریسک منطقی قیمت‌گذاری است. همچنین ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران توسط پراکندگی بازده تبیین نمی‌شود. پراکندگی تعدیل‌شده‌ی بازده یا بر مبنای راه‌برد خرید و نگهداری نمی‌تواند اختلاف موجود در بازده بین شرکت‌های با سرمایه‌گذاری کم و سرمایه‌گذاری زیاد را توضیح دهد و یا اینکه به علت محدود بودن تعداد نمونه‌ی پژوهش امکان آزمون قوی فرضیه در سطح پرتفوی مصون‌سازی شده وجود نخواهد داشت.

در این پژوهش اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری نشان‌دهنده‌ی رشد شرکت بوده و بر این اساس نشان داده شد که بر مبنای ریسک پراکندگی، بازده سودآوری راه‌برد اقلام تعهدی،

متفاوت از راه‌برد سرمایه‌گذاری است. در نتیجه به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود در هنگام به‌کارگیری این دو راه‌برد، تفاوت سودآوری آن‌ها را مدنظر قرار دهند.

علاوه بر این در پژوهش‌های آتی می‌توان تأثیر هزینه‌های نقدینگی و شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را به‌عنوان عوامل تعدیل‌کننده‌ی ریسک پراکندگی بازده آزمود (چیچرنا و همکاران، ۲۰۱۵).

یادداشت‌ها

- | | |
|--------------------------------|---------------------------|
| 1. Capital Asset Pricing Model | 2. Market Anomalies |
| 3. Accruals Anomaly | 4. Kothari |
| 5. Richardson | 6. Sloan |
| 7. Hirshleifer | 8. Li |
| 9. Fairfield | 10. Khan |
| 11. Wu | 12. Proxy |
| 13. Chichernea | 14. Return Dispersion |
| 15. Noise | 16. Bradshaw |
| 17. Dechow | 18. Zhang |
| 19. Fama & French | 20. Gomes |
| 21. Jiang | 22. Demirer & Jategaonkar |
| 23. Stivers & Sun | 24. Connolly & Stivers |
| 25. Stivers & Sun | 26. Winsorize |
| 27. Equal weighted | 28. Value weighted |
| 29. Market | 30. Small Minus Big |
| 31. High Minus Low | 32. Orthogonal |
| 33. Look-ahaed bais | 34. Sampling error |
| 35. Out of sample | 36. Expanding windows |
| 37. Structural break | 38. Rolling windows |
| 39. Lyandres | 40. Fama & MacBet |

منابع

الف. فارسی

- حقیقت، حمید و ایرانشاهی، علی اکبر (۱۳۸۹). بررسی واکنش سرمایه گذاران نسبت به جنبه‌های سرمایه گذاری اقلام تعهدی. بررسی های حسابداری و حسابرسی، (۶۱)، ۱-۲۰.
- خانی، عبدالله و صادقی، محسن (۱۳۹۲). تاثیر برگشت، پایداری و ناهنجاری اقلام تعهدی بر سود دوره شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های تجربی حسابداری، (۲)۰، ۱۴۷-۱۶۶.
- دستگرد، محسن و شهرزادی، مهشید (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین عامل اندازه، عامل بازار و صرف ریسک بازار (مکمل یا جایگزین) در توضیح تغییرات بازده اضافی پرتفوی. پیشرفت‌های حسابداری، (۶۷)۳، ۸۷-۱۰۶.
- فروغی، داریوش، امیری، هادی و حمیدیان، نرگس (۱۳۹۱). تأثیر بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام. دانش حسابداری، (۳)۱، ۵۳-۷۶.
- فروغی، داریوش و رهروی دستجردی، علیرضا (۱۳۹۵). ناهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی. پیشرفت‌های حسابداری، (۷۰)۳، ۱۲۷-۱۵۸.
- گجراتی، دامودار (۱۳۸۶). مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم.
- مشایخی، بیتا، افتخاری، وحید و پروایی، اکبر (۱۳۹۲). بررسی معیارهای مختلف رشد دارایی‌ها در پیش بینی بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران (با در نظر گرفتن رویکرد تحلیل عاملی). دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، (۶)۰، ۹۹-۱۱۲.
- مشایخی، بیتا، فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل و کلاته‌رحمانی، راحله (۱۳۸۹). مخارج سرمایه ای اقلام تعهدی و بازده سهام. پژوهش های حسابداری مالی، (۲)۱، ۷۷-۹۲.
- هاشمی، عباس، حمیدیان، نرگس و ابراهیمی، خدیجه (۱۳۹۲). بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، (۵)۳، ۱-۲۰.

ب. انگلیسی

- Bradshaw, M. T., Richardson, S. A., & Sloan, R. G. (2006). The relation between corporate financing activities, analysts' forecasts and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2), 53-85.
- Chichernea, D. C., Holder, A. D., & Petkevich, A. (2015). Does return dispersion explain the accrual and investment anomalies? *Journal of*

- Accounting and Economics*, 60(1), 133-148.
- Connolly, R., & Stivers, C. (2006). Information content and other characteristics of the daily cross-sectional dispersion in stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 13(1), 79-112.
- Dechow, P. M., Richardson, S. A., & Sloan, R. G. (2008). The persistence and pricing of the cash component of earnings. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 537-566.
- Demirer, R., & Jategaonkar, S. P. (2013). The conditional relation between dispersion and return. *Review of Financial Economics*, 22(3), 125-134.
- 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(1), 353-371.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *The Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Gomes, J., Kogan, L., & Zhang, L. (2003). Equilibrium cross section of returns. *Journal of Political Economy*, 111(4), 693-732.
- Hirshleifer, D., Hou, K., & Teoh, S. H. (2012). The accrual anomaly: Risk or mispricing? *Management Science*, 58(2), 320-335.
- Hirshleifer, D., Kewei, H., Teoh, S. H., & Yinglei, Z. (2004). Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? *Journal of Accounting and Economics*, 38, 297-331.
- Jiang, X. (2010). Return dispersion and expected returns. *Financial Markets and Portfolio Management*, 24(2), 107-135.
- Kothari, S. P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 105-231.
- Lewellen, J. (2010). Accounting anomalies and fundamental analysis: An alternative view. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 455-466.
- Li, X., Becker, Y., & Rosenfeld, D. (2012). Asset growth and future stock returns: International evidence. *Financial Analysts Journal*, 68 (3), 51-62.
- Lyandres, E., Sun, L., & Zhang, L. (2008). The new issues puzzle: Testing the investment-based explanation. *Review of Financial*

- Studies*, 21(6), 2825-2855.
- Richardson, S., Tuna, İ., & Wysocki, P. (2010). Accounting anomalies and fundamental analysis: A review of recent research advances. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 410-454.
- Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M. T., & Tuna, İ. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), 437-485.
- 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(04), 987-1014.
- Wu, J. I. N., Zhang, L. U., & Zhang, X. F. (2010). The q-theory approach to understanding the accrual anomaly. *Journal of Accounting Research*, 48(1), 177-223.
- Zhang, L. U. (2005). The value premium. *The Journal of Finance*, 60(1), 67-103.
- Zhang, X. F. (2007). Accruals, investment, and the accrual anomaly. *The Accounting Review*, 82(5), 1333-1363.

