

بررسی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست و ریسک غیر سیستماتیک بر بی‌نظمی نوسان‌پذیری پایین در بازار سرمایه ایران

اکرم رحمانی، کارشناس ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. Akramrahmani66@yahoo.com

اعظم رحمانی، کارشناس ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد، یزد، ایران، Azamrahmani66@gmail.com

نویسنده مسئول: محمد میرمحمدی صدرآبادی*، کارشناس ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد، یزد، ایران، M.mir.m2010@gmail.com

چکیده - مقاله حاضر مشخصاً به دنبال این است که بی‌نظمی نوسان پایین را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کند که در صورت وجود این بی‌نظمی در ایران، آیا این امر ناشی از قیمت‌گذاری نادرست می‌باشد یا ریسک غیرسیستماتیک باعث آن گردیده است. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر شیوهی گردآوری اطلاعات تحقیق توصیفی از نوع همبستگی است. برای طبقه‌بندی و تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای Excel و Spss و Eviews استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد و دوره زمانی آن ۵ ساله (از سال ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۱) بوده و نمونه آماری تحقیق که بر اساس روش حذفی سیستماتیک به‌دست آمده شامل ۱۰۴ شرکت و تعداد مشاهدات برابر با ۵۲۰ شرکت-سال می‌باشد. شواهد تجربی به‌دست آمده از آزمون فرضیات حاکی از این است که در بازار سرمایه ایران، بی‌نظمی نوسان پایین وجود داشته و سطح ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌ها از عوامل ایجادکننده این بی‌نظمی می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: نوسان‌پذیری بازده، بازده غیرعادی، بی‌نظمی نوسان پایین، ریسک غیر سیستماتیک، قیمت‌گذاری نادرست.

مقدمه

پس از مطرح‌شدن فرضیه بازارهای کارا^۱ در دهه ۱۹۶۰، بخش بزرگی از تحقیقات به آزمون این فرضیه و تأیید یا رد آن در بازارهای مختلف مالی جهان اختصاص یافت. در سال ۱۹۷۰، فاما مقاله‌ای را تحت عنوان «بازارهای کارای سرمایه، مروری بر نظریه‌ها و مطالعات تجربی» منتشر نمود. وی در این مقاله دیدگاه قبلی خود را در مورد کارایی بازارهای سرمایه مجدداً تعریف کرد و ادعا نمود که در یک بازار کارا، قیمت‌ها تمامی آنچه در مورد یک دارایی فهمیده می‌شود را در خود منعکس می‌کنند (تلنگی، ۱۳۸۳). پس از آنکه بازارهای مالی دنیا به بازار کارا خو گرفته بود و اعتقاد به کارایی بازار و گشت تصادفی و عدم امکان پیش‌بینی قیمت‌ها روزه‌روز قوت می‌یافت، پدیده‌ها و پویایی‌هایی در بازارهای مالی دنیا کشف و تأیید شد که کارایی بازار را مورد چالش قرارداد. عقل‌گراها به تدریج اقرار به ضعف کردند و همین موضوع باعث شکل‌گیری مکتب فکری جدیدی به نام دانش مالی رفتاری شد. این مکتب فکری با مشاهده ناتوانایی مدل‌های موجود که مبتنی بر عقلانیت کامل بودند، به روانشناسی و علم تصمیم‌گیری روی آوردند. دانش مالی رفتاری معتقد به وجود ردپای تورش‌های روانشناسی در بازار و سرمایه‌گذاران است و سعی دارد با مطالعه همزمان جامعه‌شناسی، روانشناسی، رفتارشناسی، الگوهای تصمیم‌گیری و مدل‌های رفتاری به پیش‌بینی روند و جهت حرکت قیمت‌ها بپردازند. در این سیر تحول، آنچه باعث گرایش بیشتر به حوزه رفتاری و روانشناسی می‌شد، یکسری معماهای مالی بود که ذهن متفکرین مالی را مشغول می‌کرد و روزه‌روز بر تعداد آن‌ها افزوده می‌شد. این معماهای مالی که نشان از انحراف بازار از قواعد منطقی و عقلایی دارد، در تناقض با بازار کارا هستند. از این رو تحقیق حاضر به بررسی یکی از این معماها با عنوان نوسان بالا^۲ و بازدهی پایین^۳ می‌پردازد.

-
1. Efficient markets
 2. High volatility
 3. Low return

در طول زمان، بی‌نظمی‌های مختلفی از جمله اثر اندازه، خلاف قاعده‌های دوره‌ای همچون اثر ژانویه و اثر روزهای هفته شناسایی شده است. فاما و فرنچ^۱ با توجه به مدل کپ ام^۲، مدل سه عاملی تغییرات بازده نسبت به تغییرات پرتفوی بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را ارائه نمودند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳). بعدها آکرز^۳ در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که نوسان پذیری بازدهی بازار یک عامل ریسک دیگر می‌باشد. آن‌ها در بررسی‌های خود متوجه شدند که عامل نوسان پذیری یکی دیگر از عواملی است که توسط فاما و فرنچ نادیده گرفته شده است و در نهایت منجر به قیمت‌گذاری نادرست^۴ در مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌گردد (آز، ۲۰۰۶). پیرامون مطالعه بیشتر در این زمینه این پژوهش به منظور ارزیابی موضوع نوسان پذیری بازدهی طراحی شده است؛ بنابراین هدف اصلی در این مقاله بررسی بازده‌های غیرعادی ناشی از سهام با نوسان پایین می‌باشد و به دنبال این است که آیا این امر ناشی از قیمت‌گذاری نادرست است یا برای جبران ریسک غیرسیستماتیک بالا می‌باشد؛ بنابراین تحقیق حاضر مشخصاً به دنبال این است که بی‌نظمی نوسان پذیری پایین^۵ را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کند و این کار از طریق آزمون قیمت‌گذاری نادرست یا ریسک غیرسیستماتیک^۶ بالاتر انجام خواهد شد.

۲. مبانی نظری و بسط فرضیه‌ها

تاکنون هزار مقاله تحقیقی در جهت پذیرش یا رد اعتبار فرضیه بازارهای کارا انجام شده است. قسمت عمده‌ای از مطالعات به این نتیجه رسیدند که فرضیه بازارهای کارا قابل رد نیست. یکی از زمینه‌های

1. Fama & French

2. CAPM Model: Capital Assets Pricing

۳. از این پس به جای نام این چهار محقق Ang, Hodrick, Xing و Zhang از نام اختصاری آکرز (AHXZ) استفاده می‌گردد.

4. Improper pricing

5. Low volatility anomaly

6. Unsystematic risk

مطالعاتی که به سرعت گسترش یافت و تا حدودی توانست پدیده‌های مذکور را تبیین نماید، ادغام نظریه‌های اقتصادی با نظریه‌های رایج روانشناسی بود که تحت عنوان مالیه رفتاری مطرح شد. در این سیر تحول، آنچه باعث گرایش بیشتر به حوزه رفتاری و روانشناسی می‌شد، یکسری معماهای مالی بود که ذهن متفکرین مالی را مشغول می‌کرد و روزه‌روز بر تعداد آن‌ها افزوده می‌شد. این معماهای مالی که نشان از انحراف بازار از قواعد منطقی و عقلایی دارد، در تناقض با بازار کارا هستند.

مشایخی، فدایی نژاد و رحمانی در تحقیقی در ایران نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای و بی‌نظمی اقلام تعهدی (اثر اقلام تعهدی بر بازده سهام) را بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از این است که نابهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران وجود دارد و به کارگیری آن منجر به کسب بازده‌های بالاتری می‌شود (مشایخی و همکاران، ۱۳۸۹). نتایج مطالعات حقیقت و ایرانشاهی نیز حاکی از این است که در بازار سرمایه ایران، واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی وجود دارد (حقیقت و ایرانشاهی، ۱۳۸۹). مرتون^۱ استدلال می‌کند هزینه کسب اطلاعات می‌تواند منجر به نگهداری پرتفویهای کمتر متنوع گردد. در نتیجه سرمایه‌گذاران بابت تحمل ریسک خاص شرکت، انتظار کسب بازده داشته و رابطه مثبتی میان بازده سهام و ریسک غیر سیستماتیک برقرار می‌گردد (مرتون، ۱۹۸۷).

یافته اخیر مبنی بر پیش‌بینی رابطه مثبت ریسک غیر سیستماتیک و بازده در چارچوب مدل رفتاری باربریس و هوآنگک^۲، مالکیل و زو^۳ و رودزکراف^۴ نیز تأیید می‌گردد. باوجودی که منطق پشتوانه نظریه‌های فوق، صراحت دارد اما آکرز پیش‌بینی نظری یادشده را به چالش می‌کشند و در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که نوسان‌پذیری بازدهی بازار یک عامل ریسک دیگر است. آن‌ها در بررسی‌های خود متوجه شدند که عامل نوسان‌پذیری یکی دیگر از عواملی است که توسط فاما و فرنچ

1. Merton

2. Barberis & Huang

3. Malkiel & Xu

4. Rhodes-Kropf

نادیده گرفته شده است و در نهایت منجر به قیمت گذاری نادرست در مدل سه عاملی فاما و فرنچ می گردد (فریدر و جیانگ^۱، ۲۰۰۷). از آنجا که رابطه معکوس نوسان پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار با اغلب نظریه های کلاسیک قیمت گذاری، در تضاد است، از یافته های آنک و همکاران به عنوان «معمای نوسان پایین»^۲ یاد می شود؛ بنابراین می توان مطرح نمود که: H1: بازدهی غیرعادی^۳ ناشی از نوسان پذیری پایین در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

۲-۱. رابطه مثبت نوسان و بازده مورد انتظار

مرتون نخستین کسی است که در سال ۱۹۸۷ نشان داد مادامی که سرمایه گذاران انفرادی تنها به اطلاعات زیرمجموعه ای از اوراق بهادار موجود، دسترسی داشته باشند و این زیرمجموعه ها برای سرمایه گذاران مختلف، با یکدیگر متفاوت باشد، پرتفوی بازار، ناکارا خواهد بود. در این صورت، سرمایه گذار مجبور به نگهداری پرتفوی غیر متنوعی بوده و چنانچه بازار بیمه ای برای کاهش این ریسک ها وجود نداشته باشد، بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، صرف ریسک^۴ مطالبه می نمایند (کاو و ایکس یو^۵، ۲۰۱۰). مرتون در سال ۱۹۸۷، با طرح «فرضیه شناخت سرمایه گذار» استدلال می کند به دلیل وجود اطلاعات ناقص مربوط به ویژگی های اوراق بهادار، سرمایه گذاران صرفاً اوراق بهاداری را در پرتفوی خود نگهداری می کنند که با ویژگی های ریسک و بازده آن ها آشنا باشند. در نتیجه، سرمایه گذاران به دلیل عدم اطلاع از ویژگی های ریسک و بازده تمامی اوراق بهادار موجود در بازار، ناگزیر پرتفوی کمتر متنوعی نگه داشته و در چارچوب ایستای میانگین - واریانس مورد بررسی مرتون، انتظار دارند بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، جبران شوند. بنابراین، در شرایط

-
1. Frieder & Jiang
 2. Low volatility dilemmas
 3. Abnormal returns
 4. Risk Premium
 5. Cao & Xu
 6. Investor Recognition Hypothesis

تبادل، رابطه مثبتی میان بازده مقطعی سهام و ریسک غیرسیستماتیک برقرار است (بوم و همکاران^۱، ۲۰۰۹).

۲-۲. رابطه منفی نوسان و بازده مورد انتظار

مدل مرتون به‌ندرت مورد آزمون مستقیم قرار گرفته است. پیش‌بینی‌های مدل مذکور، ماهیتاً مقطعی است و به نظر می‌رسد تنها آزمون مقطعی مدل یادشده را آنگ و همکاران^۲ ارائه نمودند که مستقیماً سهام را برحسب نوسان پذیری غیرسیستماتیک به پرتفوی‌ها تخصیص می‌دهد (آنگ و همکاران، ۲۰۰۶). مشاهده این که سهام دارای نوسان پذیری غیرسیستماتیک بالا از متوسط بازده کمی برخوردار است، شاهد نقضی برای مرتون فراهم نمود. از آنجا که پراکندگی پیش‌بینی تحلیلگران احتمالاً نشانگر نوسان پذیری بیشتر و قابلیت پیش‌بینی کمتر جریان سودآوری است، دیترو و همکاران^۳ پیشنهاد کردند پراکندگی پیش‌بینی‌های تحلیلگران، منعکس‌کننده ریسک غیرسیستماتیک مدنظر مرتون است؛ اما نتایج حاصل از مطالعات آن‌ها، نظریه مرتون را تأیید نمی‌کند و آن‌ها اظهار می‌دارند که نتایج ما صراحتاً این مفهوم را رد می‌کند که پراکندگی را می‌توان به‌عنوان شاخص ریسک غیرسیستماتیک در نظر گرفت زیرا رابطه بین پراکندگی و بازده آتی، قویاً منفی است (دیترو و همکاران، ۲۰۰۲). در آزمون‌های مستقیمی که از نوسان غیرسیستماتیک به‌عنوان شاخص ریسک غیرسیستماتیک استفاده می‌کند و نیز در آزمون‌های غیرمستقیم که پراکندگی پیش‌بینی تحلیلگران را به‌عنوان شاخص ریسک غیرسیستماتیک به کار می‌گیرد، نتایج مقطعی به‌دست آمده در مقایسه با پیش‌بینی‌های مرتون، جهت نادرستی را در سطوح بالای معناداری آماری نشان می‌دهد.

1. Boehme et als

2. Ang et al

3. Diether et al

دیتر و همکاران استدلال می‌کنند نتایج مطالعه آن‌ها سازگاری بیشتری با پیش‌بینی‌های مبتنی بر نظر میلر دارد. میلر^۱ استدلال می‌کند در صورت وجود محدودیت‌های فروش استقراضی، افتراق عقاید سرمایه‌گذاران منجر به ارزش‌گذاری بیش‌ازحد اوراق بهادار می‌گردد، زیرا قیمت سهام توسط خوش‌بین‌ترین فعالان بازار تعیین می‌شود (میلر، ۱۹۷۷). بنابراین وقتی محدودیت‌های فروش استقراضی^۲ وجود داشته باشد، پراکندگی عقاید سرمایه‌گذاران به صرف قیمت‌گذاری می‌شود. مطابق نظریه میلر، در صورت وجود محدودیت‌های فروش استقراضی، همبستگی بازده تعدیل‌شده بابت ریسک و پراکندگی عقاید، منفی است (بوم و همکاران، ۲۰۰۹). وی عقیده دارد در صورت عدم تجانس عقاید سرمایه‌گذاران و دور نگاه‌داشتن سرمایه‌گذاران دارای نگرش‌های بدبینانه، سهام بیش از واقع قیمت‌گذاری شده و معکوس شدن قیمت در آینده محتمل است (جیانگ و همکاران^۳، ۲۰۰۵)؛ بنابراین با در نظر گرفتن فرضیه اصلی، در صورت وجود بازدهی غیرعادی فرضیه زیر مطرح شده است: H1a: فرضیه فرعی اول: افزایش نوسان پذیری موجب کاهش بازدهی غیرعادی می‌گردد.

۲-۳. بی‌نظمی نوسان پایین و قیمت‌گذاری نادرست

بلک و همکاران^۴ با تمرکز بر بتای بازار، دلیل اینکه چرا سهام دارای ریسک پایین بهتر از سهام دارای ریسک بالا است را به صورت تئوریک بیان می‌کنند. آن‌ها اعلام می‌دارند که قیمت‌گذاری نادرست ناشی از محدودیت‌های قرض گرفتن ممکن است منجر به این شود که سهام دارای بتای پایین، بهتر عمل کند (بلک و همکاران، ۱۹۷۲). برخی دیگر نیز معتقدند که بی‌نظمی نوسان پذیری پایین به خاطر قیمت‌گذاری نادرست و شاید در رابطه با برخی کاستی‌ها مثل غیرعقلایی بودن سرمایه‌گذاران در رابطه با ریسک غیر سیستماتیک ناشی از نوسان پذیری باشد. در حالتی که بحث قیمت‌گذاری

-
1. Miller
 2. Borrowing sale
 3. Jiang et al
 4. Black et al

نادرست مطرح باشد، فرصت به دست آوردن سود زودگذر ایجاد می‌شود و سرمایه‌گذاران به اشتباه شناختی خود و آربیتراژ^۱ پی برده و خطای خود را تصحیح می‌کنند. اگر این قیمت‌گذاری نادرست پایدار بماند، در طول زمان توسط هزینه‌های بالایی که در رابطه با آربیتراژ وجود دارد، از بین می‌رود. به‌عنوان مثال لی و سالیوان^۲ بیان کردند که اثر عامل نوسان‌پذیری پایین به دلیل هزینه‌های معاملاتی ناشی از تلاش برای به دست آوردن بازدهی اضافی غیرعادی بسیار محدود می‌باشد. این امر ناشی از مالی رفتاری است (لی و سالیوان، ۲۰۱۰). وارگلر و همکاران^۳ نیز اعلام داشتند که این بی‌نظمی‌ها ریشه در رفتار سرمایه‌گذاران دارد (وارگلر و همکاران، ۲۰۱۱)؛ بنابراین می‌توان مطرح نمود که:

H1b: کسب بازدهی غیرعادی نشأت گرفته از قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار است.

۲-۴. بی‌نظمی نوسان پایین و ریسک غیرسیستماتیک

اخیراً برخی‌ها بیان کرده‌اند که بی‌نظمی نوسان‌پذیری پایین به دلیل عوامل ریسک سیستماتیک نافذ است که به‌طور مستقیم با نوسان‌پذیری در ارتباط می‌باشد. به‌طور مثال کلارک و همکاران^۴ بیان می‌کنند که بخش غیر سیستماتیک نوسان‌پذیری (و کل نوسان‌پذیری)، عامل ریسک بالقوه اضافی می‌باشد که مدیران پرتفوی می‌بایست بدان توجه کنند. آن‌ها متوجه شده‌اند که بازدهی اضافی ناشی از سهام دارای نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک پایین در دوره ۱۹۳۱ تا ۲۰۰۸ مهم نبوده و بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاران از بابت تحمل چنین ریسکی پاداش دریافت نمی‌کنند (کلارک و همکاران، ۲۰۱۰). در تحقیق دیگر که توسط محققین فوق در بازه زمانی سال‌های ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۸ صورت گرفت آنان به نتایج متفاوت دست پیدا کردند. آن‌ها بدین نتیجه رسیدند که سهام دارای ریسک غیر سیستماتیک پایین موجب افزایش صرف بازدهی برای سهامداران می‌گردد. آکز به وجود بی‌نظمی نوسان‌پذیری

1. Arbitrag

2. Xi Li & Sullivan

3. Wurgler et al

4. Clarke et al

غیر سیستماتیک در کشورهای بزرگ پی بردند و بعدها متوجه شدند که این بی‌نظمی در ایالت متحده بیشتر وجود دارد. آن‌ها بیان کردند که چنین اثری ممکن است ناشی از ریسک سیستماتیک نهفته باشد. در بررسی بازدهی غیرعادی ناشی از دسته‌بندی پرتفوی‌ها بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک در بازارهای بین‌المللی و بازارهای ایالت متحده آمریکا منجر به این شد که نوسان‌پذیری جز عامل ریسک در نظر گرفته شود. پس می‌توان مطرح نمود که:

H1c: بازدهی غیرعادی برای جبران ریسک غیر سیستماتیک بالای اوراق بهادار می‌باشد.

۳. روش تحقیق

پژوهش حاضر به بررسی بی‌نظمی نوسان‌پذیری پایین در بازار سرمایه و چرایی آن می‌پردازد؛ بنابراین از نظر هدف کاربردی و از نظر شیوه‌ی گردآوری اطلاعات تحقیق توصیفی از نوع همبستگی است. قلمرو زمانی تحقیق حاضر دوره‌ای پنج‌ساله از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۱ است که در بازار سرمایه ایران انجام می‌گیرد. از آنجا که بازار سرمایه رسمی و مشخص در ایران محدود به بورس تهران است، پس تمرکز مکانی این تحقیق به بورس اوراق بهادار تهران محدود می‌شود؛ بنابراین جامعه آماری این تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که برخی از این شرکت‌ها بر اساس برگ خریدهایی که در زیر بیان‌شده‌اند حذف می‌شوند تا نمونه مناسب تحقیق به دست آید. بنابراین در این تحقیق از روش نمونه‌گیری حذفی استفاده می‌گردد، یعنی شرکت‌هایی که حائز شرایط مذکور نبوده‌اند از جامعه آماری حذف شده و شرکت‌های باقیمانده مورد بررسی قرار می‌گیرند. نمونه این تحقیق شامل شاخص‌های در دسترس بازار تهران است.

۱. شرکت‌هایی که بعد از سال مالی ۱۳۸۶ در بازار اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند و یا سال مالی آن‌ها پایان اسفند نباشد از تحقیق حذف می‌گردند.

۲. شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی، (دلیل عدم انتخاب شرکت‌های مالی بالا بودن نسبت اهرم در شرکت‌های مذکور است که این امر ضرورتاً به معنی ضعف مالی آن‌ها نخواهد بود) از تحقیق فوق حذف می‌گردند.
 ۳. شرکت‌هایی که نماد آن‌ها برای مدت بیش از ۶ ماه متوالی در طی یک سال مالی بسته بوده‌اند از تحقیق فوق حذف می‌گردند.
 ۴. شرکت‌های زیان ده و شرکت‌هایی که خالص ارزش دارایی‌های آن‌ها منفی می‌باشد از تحقیق فوق حذف می‌گردند.
- با توجه به شرایط و روش نمونه‌گیری مذکور، نمونه ۱۰۴ تایی از شرکت‌هایی که سهام آن‌ها واجد شرایط فوق می‌باشند، انتخاب و مورد بررسی قرار گرفتند. روش‌های گردآوری داده‌ها در این پژوهش را می‌توان به دو دسته کتابخانه‌ای و میدانی تقسیم نمود. بازده‌های ماهانه سهام از اسناد و مدارک پایگاه‌های اطلاعاتی مانند ره‌آورد نوین، تدبیر پردازان، سایت کدال، سایت سازمان بورس و اوراق بهادار، سایت شرکت بورس اوراق بهادار گردآوری شده‌اند.
- در ابتدا داده‌های خام تحقیق از نرم‌افزارهای اطلاعاتی مالی همچون ره‌آورد نوین استخراج گردیده و با داده‌های خام سامانه معاملاتی بورس جهت اطمینان از صحت آن‌ها مطابقت داده شدند. پس از آن جهت محاسبه متغیرهای اولیه و اصلی تحقیق روی این داده‌های خام در محیط EXCELL پالایش صورت گرفت. در نهایت با استفاده از نرم‌افزارهای محاسباتی و آماری مورد استفاده در رشته مالی از جمله SPSS و Eviews به تجزیه و تحلیل بر روی داده‌ها پرداخته و با استفاده از نظریه‌ها و مدل‌های رگرسیونی تحقیق به نتیجه‌گیری پرداخته شد. در این تحقیق برای آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. روش آماری مورد استفاده در این تحقیق روش داده‌های پانل است.

۴. مدل‌ها و متغیرهای تحقیق

در این مقاله بر آنیم که رابطه بین نوسان پذیری و بازده‌های غیرعادی را بررسی کنیم. برای محاسبه نوسان پذیری سهام از انحراف معیار بازدهی ماهانه سهام در طول یک سال بهره گرفته شده است. در ادامه کار خود را با تعمیم رگرسیون متقارن فاما-مک بث^۱ شروع می‌کنیم (فاما و مک بث، ۱۹۷۳). در این راستا ابتدا بازده اضافی انباشته شرکت‌ها را محاسبه می‌کنیم. این کار از طریق رگرسیون کردن مازاد بازده ماهانه سهام از نرخ اوراق مشارکت $(R_i - R_f)$ بر روی بازدهی عوامل مشترک فاما و فرنچ - اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار - به دست می‌آید.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_i + h_iHML_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن:

۱. صرف ریسک پورتفولیو $(R_{i,t} - R_{f,t})$: صرف ریسک پورتفوی در مدل عبارت است از تفاوت میانگین بازدهی پورتفویهای تشکیل شده بر اساس دو عامل اندازه و B/M با نرخ بازده بدون ریسک در هر ماه.

۲. صرف ریسک بازار $(R_{M,t} - R_{f,t})$: عبارت است از تفاوت میانگین بازدهی بازار و نرخ بازده بدون ریسک (اوراق مشارکت) در هر ماه.

۳. SMB_i : تفاوت بین بازدهی ماهانه پورتفوی از سهام با اندازه‌ی کوچک و پورتفوی متشکل از سهم‌هایی با اندازه بزرگ، در شرایطی که متغیر نسبت ارزش دفتری به بازار کنترل شده است.

در عمل، عامل SMB به‌طور ماهیانه محاسبه می‌شود. برای محاسبه‌ی SMB متوسط بازدهی ۵۰ درصد سهام بزرگ بازار از ۵۰ درصد سهام کوچک بازار کسر می‌گردد. اگر مقدار SMB در ماه مثبت گردد به این معنی است که سهام شرکت‌هایی با اندازه کوچک بازدهی بیشتری از سهام شرکت‌هایی با اندازه بزرگ دارد.

1. Fama & MacBeth

۴. HML_i : تفاوت بین بازده ماهیانه پورتفوی از سهم‌هایی با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا با بازده ماهیانه‌ی پورتفوی از سهام که نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین است، در شرایطی که تأثیر عامل اندازه بر بازدهی کنترل شده است.

برای محاسبه HML نیز، متوسط بازدهی ۳۰ درصد سهم‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایینی دارند از متوسط سهامی با بازدهی بالا کسر می‌گردند. عامل HML مثبت دلالت بر این دارد که در ماه سهام ارزشی عملکرد بهتری از سهام رشدی داشته‌اند. برای محاسبه‌ی عامل SMB و HML ، طبق روشی که فاما و فرنچ در مدل خود بیان می‌کنند، جدول توافقی طبقه‌بندی‌های مستقل بر اساس متغیر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به صورت زیر تشکیل می‌شود:

جدول (۱): جدول توافقی فاما و فرنچ

	HIGH B/M (30%)	MIDDLE B/M	LOW B/M (30%)
SMALL (50%)	Small-Value	Small-Middle	Small-Growth
BIG (50%)	Big-Value	Big-Middle	Big-Growth

بر اساس جدول فوق مقدار عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML) به این صورت محاسبه می‌گردد:

$$SMB = \frac{\text{جمع بازده پورتفوهای بزرگ}}{3} - \frac{\text{جمع بازده پورتفوهای کوچک}}{3}$$

$$HML = \frac{\text{جمع بازده پورتفوهای رشدی}}{2} - \frac{\text{جمع بازده پورتفوهای ارزشی}}{2}$$

در حقیقت روش فوق، باعث کنترل متغیر اندازه هنگام محاسبه‌ی عامل ارزش و کنترل متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار در هنگام محاسبه‌ی عامل اندازه می‌شود. سپس بازدهی اضافی به دست آمده را بر روی نوسان پذیری همراه با مشخصات شرکت و سایر متغیرهای کنترل رگرسیون می‌نماییم. رگرسیون فاما-مک بٹ رابطه زیر را در نظر می‌گیرد:

$$R_{i,t+1} = c + \gamma \sigma_{i,t} + \lambda'_\beta \beta_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

که در آن $R_{i,t+1}$ بازدهی اضافی شرکت i در $t+1$ نسبت به t است. $\Sigma_{i,t}$ نوسان پذیری در دوره قبل می‌باشد. $B_{i,t+1}$ بردار عوامل اضافه‌شده در سال t به $t+1$ می‌باشد؛ که در اینجا عوامل β همان متغیرهای مورد استفاده در معادله فاما- فرنچ می‌باشد و شامل مشخصات شرکت از جمله اندازه شرکت و B/M می‌باشد. ضریب γ محدود به نوسان پذیری غیر سیستماتیک است. در فرضیه‌سازی جهت انجام تحقیق داریم:

$$H \Rightarrow \begin{cases} H_0: \gamma = 0 \\ H_1: \gamma \neq 0 \end{cases}$$

در بالا رابطه بین نوسان پذیری با بازدهی مورد انتظار از طریق آزمون معناداری γ که ضریب نوسان پذیری در معادله فوق می‌باشد بررسی می‌گردد و همان‌طور که مشاهده می‌گردد طبق فرضیه در صورت رد فرضیه H_0 می‌توان نتیجه گرفت که بین بازدهی غیرعادی و نوسان پذیری رابطه معناداری وجود دارد. علامت γ هم نشان‌دهنده نوع رابطه می‌باشد؛ ما جهت بررسی این موضوع که بازدهی غیرعادی ناشی از ریسک غیر سیستماتیک است یا غیر از مدل زیر بهره گرفته شده است:

$$R_{i,t+1} = c + \gamma \text{Unsys}_{i,t} + \lambda'_\beta \beta_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

که در آن متغیر Unsys نشان‌دهنده ریسک غیر سیستماتیک شرکت بوده و از انحراف معیار باقیمانده مدل سه عاملی فاما و فرنچ محاسبه می‌شود. همچنین در راستای آزمون این موضوع که آیا کسب بازدهی غیرعادی نشأت گرفته از قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار می‌باشد یا خیر از مدل رگرسیون زیر استفاده می‌شود:

$$R_{i,t+1} = c + \gamma \text{DAC}_{i,t} + \lambda'_\beta \beta_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

که در آن متغیر DAC نشان‌دهنده اقلام تعهدی اختیاری به عنوان معیاری از قیمت گذاری نادرست سهام شرکت بوده و از طریق مدل تعدیل شده جونز به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \lambda_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \lambda_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + \lambda_3 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) + \varepsilon_t$$

که در آن: TA_t = مجموع ارقام تعهدی در پایان سال t که از تفاوت سود خالص قبل از ارقام غیرمترقبه و جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی محاسبه می‌گردد؛ A_{t-1} = کل دارایی‌های در ابتدای سال t ؛ ΔREV_t = تغییر در خالص درآمد بین سال $t-1$ و سال t ، ΔREC_t = تغییر در حساب‌های دریافتی بین سال $t-1$ و سال t و PPE_t = میزان خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات برای شرکت i در پایان سال t . پس از تخمین پارامترهای مدل فوق (λ_1 ، λ_2 و λ_3) از طریق روش رگرسیون ترکیبی، ارقام تعهدی اختیاری برای هر شرکت در هر سال به صورت زیر محاسبه می‌شود. هرچه میزان ارقام تعهدی اختیاری بیشتر باشد بیانگر کیفیت پایین سود و به تبع آن بالا بودن احتمال قیمت‌گذاری نادرست سهام است.

$$DAC_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - \left[\hat{\lambda}_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \hat{\lambda}_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + \hat{\lambda}_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{t-1}} \right) \right]$$

۵. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول تحقیق

هدف از آزمون فرضیه اول پژوهش بررسی این موضوع می‌باشد که آیا بین نوسان‌پذیری بازده سهام و بازدهی غیرعادی رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد یا خیر؟ در این مطالعه برای آزمون فرضیه اول از مدل شماره (۱) بهره گرفته خواهد شد که یک مدل رگرسیونی بوده و با استفاده از روش داده‌های پانل برآورد خواهد شد:

$$R_{i,t+1} = c + \gamma_1 \sigma_{i,t} + \lambda'_1 Size + \lambda'_2 BM + \varepsilon_{i,t+1} \quad \text{رابطه (۱)}$$

در این مدل برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد کارآمد خواهد بود یا نه از آزمون F لیمر و به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات

تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۲ آمده است

جدول (۲): نتایج انتخاب الگو برای برآورد مدل (۱) تحقیق

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	P-Value
آزمون F لیمر	F	۲۸/۹۴۳	(۱۰۳،۴۰۱)	۰/۰۳۲۲
آزمون هاسمن	χ^2	۱/۰۲۰	۳	۰/۷۹۶۲

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون کمتر از ۰/۰۵ است (۰/۰۳۲۲)، ناهمسانی عرض از مبدأها تأیید شده و لازم است در برآورد مدل از روش داده‌های پانل استفاده شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون بیشتر از ۰/۰۵ است (۰/۷۹۶۲) لذا می‌بایست مدل با استفاده از روش اثرات تصادفی برآورد شود.

در جدول ۳ نتایج حاصل از برآورد مدل و همچنین نتایج مربوط به آماره‌ها و مفروضات رگرسیون کلاسیک ارائه شده است. در بررسی معنی‌دار بودن کلی مدل، با توجه به این که مقدار احتمال (P-VALUE) آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کلی مدل تأیید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۲/۳۶ درصد از تغییرات بازده غیرعادی شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. همچنین در بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک نتایج آزمون جارکوا- برا گویای آن است که باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل در سطح اطمینان ۹۵٪، به‌طوری که مقدار احتمال (P-VALUE) مربوط به این آزمون بیشتر از ۰/۰۵ است (۰/۴۲۶۸)، از توزیع نرمال برخوردار می‌باشند. همچنین با توجه به این که مقدار احتمال (P-VALUE) مربوط به آزمون برش-پاگان کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۰) وجود مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها تأیید می‌شود. در این مطالعه برای رفع این مشکل در برآورد بجای روش حداقل مربعات معمولی از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته بهره گرفته شده است. علاوه بر این از آنجایی که مقدار آماره دوربین واتسن مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ است (۲/۴۶) لذا استقلال باقیمانده‌های مدل نیز تأیید

می‌شود. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۲، مقدار احتمال (P -Value) آماره t مربوط به متغیر «نوسان پذیری سهام» کوچک‌تر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۲۲۹) و ضریب آن منفی است (۰/۴۱۰۱-) بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت رابطه معکوس و معنی‌داری بین نوسان پذیری بازده سهام و بازدهی غیرعادی وجود دارد، به‌طوری‌که با افزایش یک واحدی نوسان پذیری بازده سهام، ۰/۴۱۰۱ واحد از بازده غیرعادی شرکت‌ها کاسته می‌شود. در نتیجه فرضیه اول تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل (۱) تحقیق

متغیر وابسته: بازده غیرعادی- تعداد مشاهدات: ۵۰۸ سال - شرکت			
متغیر	ضریب	آماره t	P -Value
ضریب ثابت	۰/۵۹۲۴	۴/۱۵۸	۰/۰۰۰۰
نوسان پذیری سهام	-۰/۴۱۰۱	-۲/۲۸۱	۰/۰۲۲۹
اندازه شرکت	-۰/۰۳۱۹	-۳/۲۸۰	۰/۰۰۱۱
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۱۸۳۸	-۴/۷۶۲	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین مدل ۰/۱۲۳۶			
آماره F مدل (P -Value)	۲۳/۷۰۶ (۰/۰۰۰۰)	آماره Jarque-Bera (P -Value)	۱/۷۰۲ (۰/۴۲۶۸)
آماره Breusch-Pagan (P -Value)	۱۷/۹۱۱ (۰/۰۰۰۰)	آماره Durbin-Watson	۲/۴۶

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم تحقیق

در فرضیه دوم پژوهش این موضوع بررسی می‌شود که آیا کسب بازدهی غیرعادی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار است یا خیر؟ به بیان دیگر در این فرضیه وجود رابطه بین

نوسان پذیری بازده سهام و قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار مورد آزمون قرار گرفته است. برای آزمون این فرضیه از مدل شماره (۲) استفاده خواهد شد که یک مدل رگرسیونی بوده و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی برآورد می‌شود:

$$R_{i,t+1} = c + \gamma_1 DAC_{i,t} + \lambda_1' Size + \lambda_2' BM + \varepsilon_{i,t+1} \quad \text{رابطه (۲)}$$

در این مدل برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد کارآمد خواهد بود یا نه از آزمون F لیمر و به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۴ آمده است.

جدول (۴): نتایج انتخاب الگو برای برآورد مدل (۲) تحقیق

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	P-Value
آزمون F لیمر	RS	۰/۹۹۵	(۴۰۲،۱۰۳)	۰/۴۹۹۸

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است (۰/۴۹۹۸)، همسانی عرض از مبدأها تأیید شده و می‌توان در برآورد مدل از روش داده‌های ترکیبی استفاده شود. لذا با توجه به نتایج آزمون F لیمر نیازی به آزمون هاسمن نخواهد بود. در جدول ۵ نتایج حاصل از برآورد مدل و همچنین نتایج مربوط به آماره‌ها و مفروضات رگرسیون کلاسیک ارائه شده است.

در بررسی معنی‌دار بودن کلی مدل، با توجه به این که مقدار احتمال (P-VALUE) آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کلی مدل تأیید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۱/۶۱ درصد از تغییرات بازده غیرعادی شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل (۲) تحقیق

متغیر وابسته: بازده غیرعادی - تعداد مشاهدات: ۴۰۱ سال - شرکت			
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value
ضریب ثابت	۰/۳۸۴۲	۲/۸۶۲	۰/۰۰۴۴
قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار	۰/۰۲۰۸	۰/۶۹۸	۰/۴۸۵۱
اندازه شرکت	-۰/۰۲۳۹	-۲/۶۷۱	۰/۰۰۷۹
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۷۷۵	-۱/۸۷۰	۰/۰۶۲۱
AR(1)	-۰/۲۶۳۷	-۵/۰۷۱	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین مدل ۰/۱۱۶۱			
آماره F مدل	۱۳/۰۰۶	آماره Jarque-Bera	۳/۷۷۵
(P-Value)	(۰/۰۰۰۰)	(P-Value)	(۰/۱۵۱۳)
آماره Breusch-Pagan	۹/۲۰۸	آماره Durbin-Watson	۲/۱۵
(P-Value)	(۰/۰۰۰۰)		

همچنین در بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک نتایج آزمون جارکوا- برا گویای آن است که باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ از توزیع نرمال برخوردار می‌باشند به‌طوری که مقدار احتمال (P-VALUE) مربوط به این آزمون بیشتر از ۰/۰۵ است (۰/۱۵۱۳). با توجه به این که مقدار احتمال (P-VALUE) مربوط به آزمون برش- پاگان کمتر از ۰/۰۵ است (۰/۰۰۰) لذا وجود مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها تأیید می‌شود.

در این مطالعه برای رفع این مشکل در برآورد بجای روش حداقل مربعات معمولی از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته بهره گرفته شده است. علاوه بر این از آنجایی نتایج اولیه برآورد مدل گویای وجود مشکل خودهمبستگی باقیمانده‌های است لذا در برآورد جهت رفع این مشکل متغیر خود همبسته مرتبه

اول $AR(1)$ وارد مدل تحقیق شده است. پس از ورود این متغیر مقدار آماره دوربین واتسن مابین عدد $1/5$ و $2/5$ بوده $(2/15)$ و استقلال باقیمانده‌های مدل را تأیید می‌کند. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۴، مقدار احتمال (P -Value) آماره t مربوط به متغیر «قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار» بزرگ‌تر از $0/05$ می‌باشد $(0/4851)$ بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت کسب بازدهی غیرعادی نشأت گرفته از قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار نیست. در نتیجه فرضیه دوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم تحقیق

هدف از آزمون فرضیه سوم پژوهش بررسی این موضوع می‌باشد که آیا بازدهی غیرعادی ایجاد شده در راستای جریان ریسک غیرسیستماتیک بالای اوراق می‌باشد یا خیر؟ به بیان دیگر در این فرضیه وجود رابطه بین نوسان پذیری بازده سهام و ریسک غیرسیستماتیک اوراق بهادار مورد آزمون قرار گرفته است. فرضیه سوم تحقیق نیز با استفاده از مدل شماره (۳) و به صورت داده‌های ترکیبی برآورد خواهد شد:

$$R_{i,t+1} = c + \gamma_1 Unsys_R_{i,t} + \lambda_1' Size + \lambda_2' BM + \varepsilon_{i,t+1} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در این مدل برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد کارآمد خواهد بود یا نه از آزمون F لیمر و به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۶ آمده است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P -Value این آزمون بزرگ‌تر از $0/05$ می‌باشد $(0/5251)$ ، همسانی عرض از مبدأها تأیید شده و می‌توان در برآورد مدل از روش داده‌های ترکیبی استفاده شود. لذا با توجه به نتایج آزمون F لیمر نیازی به آزمون هاسمن نخواهد بود.

جدول (۶): نتایج انتخاب الگو برای برآورد مدل (۳) تحقیق

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	P-Value
آزمون F لیمر	F	۰/۹۸۵	(۲۸۹،۱۰۳)	۰/۵۲۵۱

در جدول ۷ نتایج حاصل از برآورد مدل و همچنین نتایج مربوط به آماره‌ها و مفروضات رگرسیون کلاسیک ارائه شده است. در بررسی معنی‌دار بودن کلی مدل، با توجه به این که مقدار احتمال (P -VALUE) آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کلی مدل تأیید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۲/۸۹ درصد از تغییرات بازده غیرعادی شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. همچنین در بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک نتایج آزمون جارکوا- برا گویای آن است که باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ از توزیع نرمال برخوردار نمی‌باشند به طوری که مقدار احتمال (P -VALUE) مربوط به این آزمون کمتر از ۰/۰۵ است (۰/۰۰۷۶). در این ارتباط با توجه به تعداد بالای مشاهدات و قضیه حد مرکزی می‌توان از نرمال نبودن توزیع داده‌ها چشم‌پوشی کرد.

همچنین با توجه به این که مقدار احتمال (P -VALUE) مربوط به آزمون برش- پاگان کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰) وجود مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها تأیید می‌شود. در این مطالعه برای رفع این مشکل در برآورد بجای روش حداقل مربعات معمولی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته بهره گرفته شده است. علاوه بر این از آنجایی نتایج اولیه برآورد مدل گویای وجود مشکل خودهمبستگی باقیمانده‌های می‌باشد لذا در برآورد جهت رفع این مشکل متغیر خود همبسته مرتبه اول $AR(1)$ وارد مدل تحقیق شده است. پس از ورود این متغیر مقدار آماره دورین واتسن مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ بوده (۲/۱۵) و استقلال باقیمانده‌های مدل را تأیید می‌کند.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۶، مقدار احتمال (P -Value) آماره t مربوط به متغیر «ریسک سیستماتیک» کوچک‌تر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۰۹۷) و ضریب آن مثبت می‌باشد (۰/۰۰۹۷) بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت رابطه مستقیم و معنی‌داری بین ریسک غیرسیستماتیک و

بازدهی غیرعادی وجود دارد به‌طوری‌که افزایش یک واحدی ریسک غیرسیستماتیک منجر به افزایش ۰/۱۰۱۷ واحدی در بازده غیرعادی شرکت‌ها می‌شود. در نتیجه فرضیه سوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود و گویای آن است که در بازار سرمایه ایران بازدهی غیرعادی در راستای جریان ریسک غیر سیستماتیک بالای اوراق بهادار ایجاد می‌شود

جدول (۷): نتایج برآورد مدل (۳) تحقیق

متغیر وابسته: بازده غیرعادی- تعداد مشاهدات: ۳۹۷ سال - شرکت			
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value
ضریب ثابت	۰/۳۶۵۲	۳/۱۲۰	۰/۰۰۱۹
ریسک غیر سیستماتیک	۰/۱۰۱۷	۲/۶۰۰	۰/۰۰۹۷
اندازه شرکت	-۰/۰۲۴۲	-۲/۹۶۴	۰/۰۰۳۲
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۷۳۷	-۲/۲۵۴	۰/۰۲۴۷
AR(1)	-۰/۲۴۴۱	-۵/۳۲۲	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین مدل ۰/۱۲۸۹			
آماره F مدل (P-Value)	۱۴/۵۰۲ (۰/۰۰۰۰)	آماره Jarque-Bera (P-Value)	۹/۷۵۷ (۰/۰۰۷۶)
آماره Breusch-Pagan (P-Value)	۲۵/۷۸۶ (۰/۰۰۰۰)	آماره Durbin-Watson	۲/۱۵

بحث و نتیجه‌گیری

در طول زمان، بی‌نظمی‌های مختلفی از جمله اثر اندازه، اثر اول سال (اثر ژانویه)، اثر روزهای هفته شناسایی شده است. فا ما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ با توجه به مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی تغییرات بازده نسبت به تغییرات پرتفوی بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش

بازار را ارائه نمودند. بعدها محققین در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که نوسان پذیری بازدهی بازار یکی دیگر از عوامل ریسک می‌باشد و این عامل توسط فاما و فرنچ نادیده گرفته شده است. آن‌ها دریافتند که عدم لحاظ کردن نوسان پذیری سهام در مدل سه عاملی فاما و فرنچ در نهایت منجر به قیمت‌گذاری نادرست این مدل می‌گردد. به‌طور نمونه آکز در مطالعه خود شرکت‌ها را بر اساس نوسان پذیری بازدهی به پنج گروه تقسیم کردند و به این نتیجه رسیدند که متوسط بازدهی گروه اول که دارای کمترین نوسان پذیری بودند از گروه پنجم که دارای بیشترین نوسان پذیری بودند، بیشتر بود. درواقع طبق این مستندات، سهم‌های آمریکایی با نوسان پذیری بالاتر دارای میانگین بازده آتی پایین‌تر خواهد بود. بنابراین این‌گونه دارایی‌ها با استفاده از مدل فاما و فرنچ به نادرستی قیمت‌گذاری می‌گردند. چنین شواهد تجربی گمراه‌کننده است چراکه تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند که در مقابل تحمل ریسک بالاتر انتظار بازدهی بالاتر را داریم.

چنین یافته‌ای ما را مجبور می‌کند که به دنبال شواهد محکم‌تری برای تأیید این بی‌نظمی باشیم. در ادبیات مالی از این بی‌نظمی تحت عنوان بی‌نظمی «نوسان پایین» یاد می‌شود. تاکنون مطالعات اندکی دلیل این امر را بیان کرده‌اند و به‌طور خاص مشخص نشده است که این موضوع ناشی از ریسک غیرسیستماتیک بوده و یا نشأت گرفته از قیمت‌گذاری نادرست می‌باشد. اهمیت این موضوع ما را بر این می‌دارد که مطالعات خود را در پاسخگویی به این سؤال بگذاریم که در صورت وجود این بی‌نظمی در ایران، این امر ناشی از قیمت‌گذاری نادرست می‌باشد یا ریسک غیرسیستماتیک باعث آن گردیده است. در این راستا، با مدنظر قرار دادن مطالب فوق و الهام از ادبیات تحقیق و مبانی نظری موجود سه فرضیه تدوین و با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از نمونه آماری تحقیق که شامل ۱۰۴ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۱ می‌باشد مورد آزمون واقع شدند.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه اول می‌توان گفت که رابطه معکوسی میان نوسان پذیری بازده سهام و بازده غیرعادی برقرار می‌باشد به‌طوری‌که با افزایش نوسانات و ریسک سهام از بازدهی غیرعادی آن کاسته می‌شود. یافته فوق در تناقض با بازار کارا بوده و نشان از انحراف بازار از قواعد منطقی و

عقلایی دارد. چراکه بر اساس این تئوری‌ها انتظار می‌رود با افزایش ریسک بر بازدهی نیز افزوده است. از این رو شواهد تجربی به دست آمده از این فرضیه مؤید وجود «بی‌نظمی نوسان پایین» در بازار سرمایه ایران بوده و حاکی از آن است که با مدنظر قرار دادن ریسک غیرسیستماتیک، افزایش نوسان پذیری سهام شرکت‌های بورسی منجر به کاهش بازده غیرعادی آن‌ها می‌شود. با بررسی فرضیه دوم می‌توان گفت که رابطه معنی‌داری میان قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار و بازدهی غیرعادی وجود نداشته و اشتباه در ارزش‌گذاری سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران منجر به ایجاد «بی‌نظمی نوسان پایین» نمی‌گردد. به بیان دیگر نتایج به دست آمده گویای آن است که قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار از عوامل ایجادکننده «بی‌نظمی نوسان پایین» در بازار سرمایه ایران نیست. همچنین نتایج آزمون فرضیه سوم نشان می‌دهد که رابطه مستقیم و معنی‌داری میان ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی غیرعادی وجود داشته و افزایش ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران منجر به افزایش بازده غیرعادی آن‌ها می‌شود. در این ارتباط این گونه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در بازار سرمایه ایران سطح ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌ها از عوامل ایجادکننده «بی‌نظمی نوسان پایین» می‌باشد به طوری که با بالا بودن ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌ها علی‌رغم پایین بودن نوسان پذیری آن‌ها، بازده غیرعادی افزایش می‌یابد.

پیشنهادهای مبنی بر نتایج تحقیق

از آنجایی که بر اساس یافته‌های تحقیق وجود بی‌نظمی نوسان پایین در بازار سرمایه ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد، به سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی پیشنهاد می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود این موضوع را نیز مدنظر قرار داده و توجه خود را تنها به رابطه ریسک و بازدهی معطوف نکنند. نظر به این که بر اساس نتایج این تحقیق ریسک غیرسیستماتیک اثر مستقیمی بر ایجاد بی‌نظمی نوسان پایین داشته و افزایش آن علی‌رغم پایین بودن نوسانات قیمتی سهام منجر به افزایش بازده غیرعادی می‌شود، لذا به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در استراتژی‌های سرمایه‌گذاری

خود ضمن مدنظر قرارداد استراتژی بی‌نظمی پایین، جهت کسب بازدهی بیشتر به سطوح ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌ها و پایین بودن نوسانات بازدهی آن‌ها نیز توجه نمایند. با توجه به نتایج این مطالعه که مؤید وجود ناهنجاری نوسان پایین در بازار سرمایه ایران بوده و حاکی از ضعف کارایی بازار سرمایه و حضور سرمایه‌گذاران بی‌تجربه و غیرحرفه‌ای در این بازار است، به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود ضمن پیاده‌سازی سازوکارهایی جهت افزایش کارایی بازار، اقدامات مؤثری را جهت افزایش آگاهی و دانش مالی سرمایه‌گذاران بکار گیرد.

منابع

۱. تلنگی، احمد (۱۳۸۳)، تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری، تحقیقات مالی، ۱۷: ۲۵-۳۰.
۲. حقیقت، حمید؛ ایرانشاهی، علی‌اکبر (۱۳۸۹)، بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به جنبه‌های پایداری اقلام تعهدی، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۳: ۴۸-۳۱.
۳. فدائی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ صادقی، علی (۱۳۸۵)، بررسی سودمندی استراتژی‌های معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات مالی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
۴. مشایخی، بیتا؛ فدائی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ کلاته رحمانی، راحله (۱۳۸۹)، مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام؛ مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱: ۹۲-۷۷.
5. Ang, A. Hodrick, R.J. Xing, Y. & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 51: 259-299.
6. Barberis, N & Huang, M. (2005). Stocks as lotteries: the implications of probability weighting for security prices. Unpublished working paper, Yale University.
8. Baker, M. Coval, J. & Stein, J.C. (2007). Corporate financing decisions when investors take the path of least resistance. *Journal of Financial Economics*, 84: 266-298.
9. Black, F. Jensen, M. & Scholes, M.S. (1972). The capital asset pricing model: some empirical tests. In: Jensen, M. (Ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. Praeger, New York, 79-121.

10. Boehme, R. D. Danielsen, B. R. Kumar, P. & Sorescu, S. M. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of stock returns: Merton (1987) meets Miller (1977). *Journal of Financial Markets*, 12(3): 438-468.
11. Cao, Xu. & Xu, Y. (2010). Long-Run Idiosyncratic Volatilities and Cross-Sectional Stock Returns Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1569945> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1569945>.
12. Clarke, R. De Silva, H. & Thorley, S. (2010). Minimum variance portfolio composition. Available at SSRN 1549949
13. Fama, E.F. & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33: 3-56.
14. Fama, E.F. MacBeth, J.D. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 71: 607-636.
15. Frieder, L. & Jiang, G. (2007). Separating Up from Down: New Evidence on the Idiosyncratic Volatility-Return Relation. In AFA 2008 new orleans meetings Paper.
16. Jiang, G. J. Xu, D. & Yao, T. (2009). The information content of idiosyncratic volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(1): 1-28.
17. Merton, R.C. (1987). Presidential address: a simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42: 483-510.
18. Miller, E. (1977). Risk, uncertainty and divergence of opinion. *Journal of Finance*, 32: 1151-1168.
19. Wurgler, J. MacLom B & Brendan, B. (2011). Benchmark as limits to arbitrage: Understanding the Loe-Volatility Anomaly. *Financial Analysts Journal*, Vol 67.
20. Xi, Li. Sullivan, R. (2010). Why Low-Volatility Stock Out perform: Market Evidence on Systematic Risk Versus Mispricing. Boston College, Working paper series.
Available at <http://ssrn.com/abstract=1739227>.