



اثر تعدیل‌کننده احساس سرمایه‌گذار بر رابطه میان واریانس شرطی و بازده سهام با مقایسه مدل پنجره گردشی. رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته، مدل‌های گارچ

دکتر محمد محمدی^۱ ©

استادیار حسابداری، گروه حسابداری، واحد پرندک، دانشگاه آزاد اسلامی، ساوه، ایران

دکتر مجید عظیمی یانچشمه

استادیار، گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران

(تاریخ دریافت: ۳ بهمن ۱۴۰۱؛ تاریخ پذیرش: ۱۱ اسفند ۱۴۰۱)

هدف این پژوهش ارائه مدلی مبتنی بر احساس سرمایه‌گذار و رابطه میان واریانس شرطی و بازده سهام با مقایسه مدل پنجره گردشی. رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته، مدل‌های گارچ و گارچ نامتقارن می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد که بر اساس روش حذفی سیستماتیک، تعداد ۱۱۲ شرکت طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۴ به‌عنوان حجم نمونه انتخاب شده است. روش گردآوری اطلاعات به‌صورت کتابخانه‌ای و میدانی می‌باشد. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از مدل رگرسیونی چندمتغیره ارائه شده در پژوهش به کمک نرم افزار استاتا و ایویوز انجام شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیات پژوهش نشان داد که رابطه بین واریانس پیش‌بینی شده سهام و میانگین بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری داشتند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده مشاهده گردید که واریانس شرطی بازده سهام که از روش گارچ و نمونه برداری داده‌های آمیخته حاصل شده است تحت‌تأثیر احساس سرمایه‌گذار شدت پذیرفته است. اثر تعدیلگری احساس سرمایه‌گذار به این صورت بود که منجر به افزایش اثر مثبت واریانس پیش‌بینی شده آتی بر میانگین سهام بود. از این‌رو، واریانس پیش‌بینی شده و نشده بازده سهام بر روی میانگین بازده سهام تحت‌تأثیر احساسات سرمایه‌گذار نیز با استفاده از مدل گارچ و رویکرد نمونه برداری داده‌های آمیخته مورد تایید قرار گرفته ولی با مدل پنجره گردشی و مدل گارچ نامتقارن مورد تایید قرار نگرفته است.

واژه‌های کلیدی: احساس سرمایه‌گذار، واریانس شرطی، بازده سهام، مدل‌های گارچ..

¹ mkz.mohamadu@gmail.com

© (نویسنده مسئول)

مقاله علمی - پژوهشی

مقدمه

رابطه میانگین- واریانس مدت هاست که مورد توجه قرار گرفته است. نظریه های رفتاری بر اهمیت احساسات سرمایه گذار در توضیح قیمت سهام، نوسان و بازده تاکید می کنند. [۲۹]. بازده مورد انتظار بازار سهام به طور مثبت به واریانس شرطی بازار در دوره های احساسات ضعیف مرتبط هستند، اما به واریانس شرطی بر دوره های احساسات قوی مرتبط نیستند. رابطه میانگین-واریانس داراییهای مالی، یکی از ارکان مالی جدید است. رابطه مثبت میان این دو متغیر بدین معناست که هر چه دارایی بی ثبات تر باشد، انتظار می رود بازده آن بیشتر شود. درحالی که در مدل های مختلف قیمت گذاری داراییها، این رابطه مثبت فرض شده است، اما گواهان تجربی مبنی بر این رابطه، بحث برانگیز بوده است. درحالی که برخی پژوهشگران رابطه مثبت و معناداری را میان این دو متغیر نشان داده اند، برخی دیگر ادعا کرده اند گرچه این رابطه مثبت است ولی کم اهمیت است. علاوه بر این، کتاب شناسی پیشین شامل مطالعاتی است که رابطه منفی و معنادار میان این دو متغیر را مستند کرده است. همچنین، استدلال می شود که این ناسازواری ممکن است ناشی از روشهای مختلف اندازه گیری خطر یک دارایی باشد، زیرا نوسان شرطی آن به طور مستقیم مشاهده پذیر نیست. [۲۱]. رابطه میان علوم مالی و سایر علوم که از آن با نام روان شناسی مالی یا مالی رفتاری یاد می شود، به بررسی فرایند تصمیم سرمایه گذاران و واکنش آنها نسبت به شرایط مختلف بازارهای مالی می پردازد و بر تأثیر شخصیت، فرهنگ، قضاوت و احساس افراد در هنگام سرمایه گذاری تأکید دارد. [۱۸]. روان شناسی مالی به این موضوع می پردازد که دیدگاه هایی مانند پیش بینی کامل، قیمت های انعطاف پذیر و دانش کامل در تصمیمات سرمایه گذاری غیرواقعی هستند. به عبارت دیگر، روان شناسی مالی یک پارادایم جدید در نظریه های مالی است که به درک و پیش بینی سامانمند سازوکار و تصمیم گیری مالی با تأکید بر اصول رفتاری می پردازد تا به همراه مدل های سنتی مالی، رفتار بازار درست تر و با دقت بیشتر مورد تحلیل قرار گیرد. [۱۵]. احساس سرمایه گذار درباره اعتقاد به جریانهای نقد آینده و خطر سرمایه گذاری اشاره دارد که از طریق واقعیتهای موجود توجیه پذیر نیست. [۲۴]. به عبارت دیگر، احساس سرمایه گذار همچون میزان خوش بینی یا بدبینی بیش از حد کنشگران در بازارهای مالی تعریف می شود که بر تصمیم گیری سامانمند اثر می گذارد. [۱۲]. با توسعه شواهد قبلی، هدف این پژوهش، ارائه بینش بیشتر در مورد تأثیر احساسات سرمایه گذار بر رابطه میانگین- واریانس است، که در دو بحث بسط داده می شود. اولاً سرمایه گذاران فردی در زمانی که احساس آنها قوی است به دلیل نداشتن تمایل به اتخاذ مواضع کوتاه مدت، تأثیر بیشتری بر بازارهای سهام دارند. [۲۸]. ثانیاً زمانی که احساس سرمایه گذاران قوی است به دلیل ناتوانی در سنجش خطر، تمایل به تحریف رابطه میانگین-واریانس بازده سهام دارند. [۲۶]. به طور کلی، این دو استدلال نشان می دهد، احساس سرمایه گذاران فردی موجب می شود دادوستدها افزایش یابد و تعادل میان بازده و خطر تحریف گردد و رابطه میانگین-واریانس تغییر کند. [۲۲]. با اعمال سه روش برای تعریف بی طرفی سرمایه گذاران و تعیین دوره های احساسات قوی و ضعیف، نشان می دهیم که حضور قابل توجه سرمایه گذاران فردی و مبادله در دوره های احساسات قوی موجب تضعیف ریسک بازده خواهد شد. مهمتر از همه،

اینکه قوی (ضعیف) سرمایه‌گذاران بیشتر با وضعیت عادی احساسات آنها مشخص می‌شود. اهمیت این پژوهش را می‌توان از جنبه‌های گوناگونی بیان کرد. اول، علاوه بر این که احساس سرمایه‌گذاران به عنوان یکی از عوامل اثرگذار در جریان سرمایه و حرکت کلی بازار سرمایه است، بررسی رابطه میان تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران و کارایی سرمایه‌گذاری شرکتها، می‌تواند موجب افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران و مدیران شرکتها شود تا با دانشی بیشتر، از اتلاف منابع کمیاب اقتصادی جلوگیری به عمل آورند. دوم، انجام چنین پژوهشی موجب افزایش اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به وجود تبعات منفی تصمیمات مبتنی بر احساس و ترغیب هرچه بیشتر آنها به پرهیز از بروز رفتارهای احساسی خواهد شد. سوم، در این پژوهش رفتار سرمایه‌گذارانی مورد بررسی قرار می‌گیرد که در دهه اخیر نیز از سوی سیاست‌گذاران اقتصادی در سند چشم‌انداز توسعه کشور و ابلاغیه سیاستهای کلی اصل چهار قانون اساسی نیز مورد توجه بوده‌اند و بازیگر اصلی در بازار سرمایه هستند. همچنین با استفاده از مالی رفتاری و توجه به احساس، پژوهشگران می‌توانند سوگیریهای رفتاری سرمایه‌گذاران در تصمیمات مختلف در زمینه سرمایه‌گذاری را آزموده و با شناخت رفتاری افراد می‌توانند راه‌حلهای منطقی جهت بهبود تصمیم‌گیریهای اقتصادی و بالطبع پیشرفت اقتصادی ارائه دهند. در این پژوهش به بررسی اثر تعدیل‌کننده احساس سرمایه‌گذار بر رابطه میان واریانس شرطی و بازده سهام در شرکتها پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نظریه جدید انتخاب سبد سرمایه‌گذاری یک نظریه مالی است که با در نظر گرفتن مقدار مشخصی برای خطر می‌تواند بازده انتظاری آن سبد را بیشینه سازد. این نظریه همچنین سعی دارد با انتخاب نسبت داراییهای مختلفی که تشکیل‌دهنده سبد سرمایه‌گذاری هستند، خطر را برای میزان معینی از بازده انتظاری کمینه سازد. از زمان کار پایه‌ای مارکوویتز (۱۹۵۲) مسئله بهینه‌سازی رابطه میانگین-واریانس بازده سهام به یکی از بحثهای مهم در نظریه مالی و معیار نسبتاً محبوبی برای سنجش خطر تبدیل شده است. انتخاب میانگین-واریانس بازده سبد سرمایه‌گذاری، در جستجوی بهترین تخصیص ثروت در میان انواع برگهای بهادار است تا بتواند به مبادله بهینه میان خطر و بازده انتظاری سرمایه‌گذاری در یک افق زمانی ثابت دست یابد. [۲۹]. برای نخستین بار مارکوویتز (۱۹۵۲) نظریه سبد سرمایه‌گذاری را مطرح کرد و مشکلات روزانه‌ای که سرمایه‌گذاران با آن روبرو بودند را این گونه نام‌گذاری کرد: چارچوب میانگین-واریانس بازده سهام و مسئله بهینه‌سازی. این چارچوب گویای آن است که واریانس سبد سرمایه‌گذاری در سطح معینی از بازده انتظاری است. [۲۰]. نظریه سبد سرمایه‌گذاری مارکوویتز (۱۹۵۲) زیربنای دانش مالی شناخته می‌شود. چارچوب میانگین-واریانس تک‌دوره‌ای ایشان الهام‌بخش انتخاب سبد سرمایه‌گذاری چنددوره‌ای و پیوسته است. چارچوب مدل میانگین-واریانس مارکوویتز، در اغلب موارد برای سنجش بازده و خطر سرمایه‌گذاری بر اساس ارزش انتظاری و واریانس بازده سبد سرمایه‌گذاری به کار برده می‌شود. در نظریه سبد سرمایه‌گذاری، بازده برگهای بهادار همچون یک متغیر تصادفی است و ویژگیهای آن از قبیل ارزش انتظاری و واریانس بر پایه داده‌های تاریخی محاسبه

می‌گردد. [۲۶]. [۱۲]. یکی از عواملی که رابطه میانگین-واریانس بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، احساس سرمایه‌گذار است. در فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری برخی لغزشها از قبیل تصمیمات غیرمنطقی وجود دارد که منجر به شکاف میان نتایج واقعی و نتایج انتظاری و در نتیجه کارکرد نامناسب می‌شود. جهت اتخاذ تصمیمات بهینه در سرمایه‌گذاری، شناخت لغزشها و عوامل احساسی مؤثر بر آن ضروری است. [۱۳]. به‌طور کلی، دیدگاه مالی رفتاری بر تأثیر احساس سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام، نوسان و بازده در بازارهای مالی تأکید دارد. [۱۹]. دیدگاه مالی رفتاری نشان می‌دهد که برخی از تغییرات قیمت برگهای بهادار هیچ دلیل بنیادی نداشته و رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در نوسان قیمت‌ها بازی کرده است. [۱۷]. از نظر دی‌لانگ و همکاران (۱۹۹۰) احساس سرمایه‌گذار منجر به نوسان بیش از اندازه بازار و انحراف قیمت سهام از ارزشهای بنیادی آن می‌گردد. [۱۲]. در واقع تصمیم‌گیریهایی مبتنی بر احساس سرمایه‌گذار ناآگاه، منجر به نوسان اضافی می‌شود. تغییر در احساس می‌تواند تکانه‌های قوی نقدینگی به‌بار آورد و بر نوسان اثر معنادار بگذارد. [۱۱]. [۲۱]. با این استدلال که قیمت سهام بر اساس ارزیابی سرمایه‌گذاران از جریانهای نقد انتظاری تعیین می‌شود، پیش‌بینی کردند هنگامی که سرمایه‌گذاران در موقعیت احساس، خوش‌بینانه هستند و درآمد خالص حاوی اخبار خوبی است، سرمایه‌گذاران احتمال جریانهای نقدی انتظاری را برحسب اطلاعات موجود در درآمد خالص، بیش از اندازه ارزیابی می‌کنند که نتیجه این کار، قیمت‌گذاری بیش از اندازه سهام است. از سوی دیگر، هنگامی که سرمایه‌گذاران در وضعیت احساس بدبینانه قرار دارند و درآمد خالص حاوی اخبار خوبی است، سرمایه‌گذاران احتمالاً جریان نقدی انتظاری را برحسب اطلاعات موجود در درآمد خالص کمتر از واقع اندازه‌گیری می‌کنند که باعث کاهش قیمت سهام نسبت به ارزش ذاتی آن می‌شود. احساسات سرمایه‌گذار نقش اساسی در مبادله واریانس و واکنش قیمت‌ها به تغییرات نوسان شرطی دارد. در دوره‌هایی که احساسات ضعیف است، یک رابطه منفی شدیدی بین بازده و تغییرات نوسانات وجود دارد. در نتیجه با میانگین واریانس در دوره‌های با احساسات ضعیف سازگار است. از آنجاکه سرمایه‌گذاران منطقی به دلیل نوسانات نیاز به جبران خسارت دارند، باید در هنگام رسیدن به بی‌ثبات در نوسانات، قیمت‌ها را کاهش دهند. درک احساس سرمایه‌گذاران به دو دلیل مهم است. اول اینکه سرمایه‌گذاران به دلیل عدم تمایل خود به اتخاذ مواضع کوتاه مدت تأثیر بیشتری بروی بازارهای سهام اعمال می‌کند و ثانیاً این امکان را فراهم می‌آورد تا سرمایه‌گذاران با بهره‌گیری از این تعصبات از فرصتهای کسب و کار، بازده اضافی کسب کنند. [۱۰]. درک احساس سرمایه‌گذاران، شناخت نحوه سنجش آن و همچنین تعیین میزان اثرگذاری آن بر قیمت داراییها بسیار اهمیت دارد. هنگامی که قیمت داراییها بر اساس تصمیمات احساسی تعیین می‌شوند و ارزشهای اساسی را بازتاب می‌دهند ممکن است منجر به تخصیص نابهینه منابع مالی شوند. این امر منجر به افزایش هزینه تأمین مالی شرکت می‌شود. همچنین بر روند تصمیم‌گیری بانکهای مرکزی و سازمانهای دولتی اثرگذار است. [۱۱]. به‌طور کلی، یافته‌های پژوهشها نشان می‌دهد که حالت و احساس سرمایه‌گذاران در زمان تصمیم‌گیری درباره خرید و فروش سهام بر منطق تصمیم‌گیری آنها تأثیر بسزایی دارد. بر اساس این یافته‌ها می‌توان دریافت، پندار

رفتار کاملاً عقلایی سرمایه‌گذاران که همواره به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت خود هستند، جهت توجیه رفتار و واکنش بازار کافی نیست و توجه به احساس سرمایه‌گذاران اهمیت بسیاری دارد. به عبارت دیگر، بسیاری از پژوهشگران معتقدند که یکی از دلایل ناکارایی بازار، تأثیرپذیری تصمیمات از حلت و احساس افراد است. [۲۱]. اهمیت پیش‌بینی بازده سهام، پژوهشگران را بر آن داشته تا به دنبال متغیرها و شاخصهایی که ارتباط معنادار با بازده سهام دارند و همچنین متغیرهایی که بر این رابطه اثرگذارند باشند. آنها همواره به دنبال این بوده‌اند که متغیرهایی که بر خطر و بازده سهام اثرگذارند را یافته و بر اساس آن تصمیم‌گیری کنند. این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که بازده سهام و نوسان آن یکی از متغیرهای مهم در زمینه تصمیمات سرمایه‌گذاری، مدیریت خطر، سیاست‌گذاری پولی و غیره است. سرمایه‌گذاران، نوسان‌پذیری بازده سهام را به عنوان معیاری از خطر در نظر می‌گیرند و سیاست‌گذاران بازار سرمایه، از این معیار به عنوان ابزاری جهت اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام از وجود رابطه نامتقارن میان بازده سهام و نوسان بازده سهام استفاده می‌کنند. [۱۲]. همچنین در این پژوهش برای بررسی اثر تکانه‌های نامتقارن از مدل جی‌جی‌آرگارچ استفاده می‌شود. این مدل به گونه‌ای است که اثر تکانه‌های مثبت و منفی به صورت نامتقارن در نظر گرفته می‌شود.

به عنوان نمونه مطالعاتی در این تحقیق همت فرو همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان گرایش احساس سرمایه‌گذار بر نقد شوندگی سهام به این موضوع پرداختند، یکی از عوامل مهمی که می‌تواند ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه را افزایش دهد، عدم نقدشوندگی در این بازار است که می‌تواند جلوی رشد و توسعه بازار را بگیرد. به این منظور از داده‌های ۹۵ شرکت طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۲ با استفاده از مدل رگرسیون چند متغیره مورد بررسی قرار دادند و نتایج نشان داد که احساس بالا و پایین در شرکت‌های کوچک باعث نقد شوندگی سهام می‌شود ولی در شرکت‌های بزرگ چنین نیست. [۶]. محسن تنانی (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر ریسک سقوط قیمت سهام با اثر تعدیل‌گر مدیریت سود می‌پردازد. در این پژوهش برای محاسبه احساسات سرمایه‌گذاران از شاخص آرمز و برای ریسک سقوط قیمت سهام از چولگی منفی بازده سهام استفاده شده است و ارتباط بین متغیرها با استفاده از رگرسیون خطی چند متغیره مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین جامعه آماری پژوهش متشکل از ۱۰۲ شرکت در فاصله زمانی سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ است. نتایج نشان می‌دهد که هر چه احساسات مثبت و خوش‌بینانه نسبت به سهام یک شرکت افزایش یابد، ریسک سقوط قیمت آن در سالهای بعد بیشتر می‌شود. همچنین مدیریت سود به عنوان یک عامل تعدیل‌گر موجب تقویت این تاثیر می‌گردد. [۱]. حسینی و مرشدی (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان تأثیر احساس سرمایه‌گذار بر پویایی معاملات، به بررسی این موضوع پرداختند. که سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایشهای احساسی خود تصمیم می‌گیرند. معامله‌گران منطقی به دنبال بهره‌برداری از فرصتهای سود ناشی از قیمت‌گذاری اشتباه با حذف اثرات احساسی هستند. براین اساس، تغییرات قیمت سهام به تغییرات سامانمند در ارزشهای بنیادی شرکت مربوط می‌شود و رفتار غیرمنطقی سرمایه‌گذار تأثیری بر بازده ندارد. به این منظور از داده‌های ۱۱۷ شرکت طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۹ با استفاده از مدل رگرسیون

چندمتغیره مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد که احساس سرمایه‌گذار تأثیر مستقیمی بر بازده سهام دارد که با افزایش (کاهش) احساس سرمایه‌گذار پویایی بازار (بازده) نیز افزایش و کاهش می‌یابد. [۵]. تاروی وردی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عوامل صرف ریسک بر ارزشیابی سهام به بررسی این موضوع پرداختند که تغییر قیمت سهام و انحراف قیمت جاری سهام از ارزش ذاتی آن علاوه بر عوامل صرف ریسک، با رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران نیز تبیین می‌شود. بدون شک هر دو عامل رفتار غیرمنطقی سرمایه‌گذاران و شاخصهای اقتصادی می‌توانند بر روی ارزش بازار سهام شرکتها تأثیر بگذارند. به همین منظور با استفاده از داده‌های ۹۵ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که انحراف قیمت بازار سهام از ارزش ذاتی سهام می‌تواند با هر دو عامل گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و صرف ریسک تبیین شود. اثرهای منفی گرایشهای احساسی سرمایه‌گذاران منجر به ارزشیابی کمتر از حد قیمت بازار سهام نسبت به ارزشهای ذاتی آن می‌شود. متغیر بحران مالی نیز تأثیر معناداری بر رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و انحراف قیمت بازار سهام از ارزش ذاتی شرکتها ندارد. [۲]. بی و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با نام احساس سرمایه‌گذار به یک شرکت ویژه و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کرده است. در این پژوهش گمان می‌رود که احساس سرمایه‌گذار تأثیر بر بازار، نوسان بازار مالی و پیامدهای اقتصادی دارد. نقدینگی زیاد در بازار سهام می‌تواند خطر سقوط قیمت سهام را کاهش دهد و از طرفی نقدشوندگی سهام نظارت مؤثری بر صاحبان سهام دارد و باعث افزایش اطلاعات در مورد قیمت سهام می‌شود. در این پژوهش یک شاخص جدیدی از احساس سرمایه‌گذار به یک شرکت ویژه پیشنهاد شده که رابطه با ریسک سقوط قیمت سهام دارد تا سیاست‌گذاران بتوانند ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش و بازده بالای را کسب کنند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که احساس سرمایه‌گذار با رفتار غیرمنطقی مرتبط است و با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه مثبت دارد. همچنین سرمایه‌گذاران خرده‌پا با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه منفی دارد. [۱۰]. هی و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی با نام تأثیر احساسی سرمایه‌گذار بر نقدشوندگی سهام و حد رفتن در طول بحران مالی انجام دادند. در این پژوهش گمان می‌رود که احساس خوش‌بینانه سرمایه‌گذار با کاهش نرخ مظنه قیمت و افزایش نرخ بازار و خرید خالص همراه است. تأثیر احساس سرمایه‌گذار بر نقدشوندگی سهام و رفتار معاملات ممکن است نامتقارن باشد. یعنی احساس بدبینی سرمایه‌گذار باعث تسریع از بین رفتن نقدشوندگی سهام و افزایش فروش خالص در دوره بحران مالی می‌شود. احساس خوش‌بینی سرمایه‌گذار نقدشوندگی سهام را بهبود می‌بخشد. به‌ویژه، احساس بدبینانه و خوش‌بینانه بر نقدشوندگی سهام و حجم خالص خرید به طور یکسان تأثیر می‌گذارد. نتایج پژوهش تأثیر سوگیری روانشناختی منفی بر نقدینگی و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که محدودیتهای بودجه می‌تواند پاسخ نامتقارن به احساس سرمایه‌گذار در نقدشوندگی سهام و رفتار معاملات سرمایه‌گذاران را در دوره بحران مالی بیشتر کند. [۱۵]. لی و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی با نام رابطه میانگین-واریانس و احساس سرمایه‌گذار در سطح سهام انجام دادند. در این پژوهش گمان

می‌رود، احساس سرمایه‌گذار در سطح سهام، نقش مهمی در تعیین بازده آینده سرمایه‌گذاران فردی دارد. زمانی که احساس سرمایه‌گذار ضعیف است رابطه میانگین-واریانس مثبت است که با مشاهدات نظریه کلاسیک سازگار است. اما هنگامی که احساس سرمایه‌گذار قوی است رابطه میانگین-واریانس منفی است مطالعات گذشته فقط بر احساس سرمایه‌گذار متناسب با بازار تمرکز داشته‌اند اما در این مطالعه تغییر مقطعی احساس سرمایه‌گذار را در سطح سهام در بین سرمایه‌گذاران فردی در نظر می‌گیرد. نتایج این پژوهش حاکی از این است که تأثیر احساس سرمایه‌گذار در سطح سهام بر رابطه میانگین-واریانس در بین سرمایه‌گذاران فردی در سطح بالای خرده‌پا متمرکز (سرمایه‌گذاری کمتر، سهام با قیمت پایین و ارزش زیاد) بیشتر است. [۱۹]. وانگ و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با نام احساس سرمایه‌گذار، اطلاعات حسابداری و قیمت سهام انجام دادند. در این پژوهش گمان می‌رود که احساس سرمایه‌گذار باعث افزایش رشد سود پیش‌بینی شده و نرخ بازده سهام و اثر نقش تعدیل عدم اطمینان اطلاعات و قیمت سهام می‌شود. آنها نشان دادند اثر احساس خوش‌بینانه و بدبینانه در مورد نرخ بازده سهام متفاوت است ولی اطلاعات حسابداری و احساس سرمایه‌گذار هر دو می‌تواند قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اطلاعات حسابداری بر روی قیمت سهام اثر می‌گذارد در حالی که احساس سرمایه‌گذار اثر نامتقارن بر قیمت سهام دارد. همچنین نااطمینانی اطلاعاتی بر احساس سرمایه‌گذار و قیمت سهام نقش تعدیل‌کننده دارد. [۲۹].

فرضیات پژوهش

فرضیه اول: با افزایش واریانس شرطی، میانگین بازده سهام افزایش می‌یابد.
فرضیه دوم: احساس سرمایه‌گذار رابطه میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.
فرضیه سوم: احساس سرمایه‌گذار رابطه میان واریانس پیش‌بینی نشده بازده سهام و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.

تبیین و اندازه‌گیری متغیرها

متغیرهای این پژوهش دربرگیرنده متغیرهای وابسته، مستقل، تعدیل‌کننده، و کنترلی است. درباره این متغیرها در دنباله گفتگو می‌شود.

متغیر وابسته

۱. میانگین بازده سهام. بازده سه‌ماهه سهام که از بسته نرم‌افزاری رهاورد نوین استخراج می‌شود.

متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل در این پژوهش بدین شمارند: (۱) واریانس پیش‌بینی شده (شرطی)؛ (۲) واریانس پیش‌بینی نشده؛ و (۳) نوسان بازار مالی. چگونگی اندازه‌گیری این متغیرها در ادامه می‌آید:

۱. **واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) و نشده.** به‌منظور سنجش واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) و نشده بازده‌های اضافی ماهیانه می‌توان از چهار مدل شامل مدلهای پنجره گردشی، نمونه‌برداری داده‌های آمیخته، گارچ، و گارچ نامتقارن بهره جست. این در دنباله تشریح می‌شوند:

مدل پنجره گردشی. یک مدل طبیعی برای برآورد واریانس شرطی، استفاده از مدل پنجره رولی است (فرنچ و همکاران، ۱۹۸۷). این مدل به صورت **رابطه (۱)** از واریانس واقعی ماه جاری به عنوان واریانس شرطی برای بازده ماه بعدی استفاده می‌کند:

$$Var_t(R_{t+1}) = \sigma_t^2 = \frac{66}{N_t} \sum_{d=1}^{N_t} r_{t-d}^2$$

که در آن:

$Var_t(R_{t+1})$: واریانس شرطی سه‌ماهه t برای بازدهی سه‌ماهه $t + 1$.

N_t : تعداد روزهای معاملاتی در سه‌ماهه t .

d : شمارشگر روزهای معاملاتی.

r : بازده خالص سه‌ماهه که از تفاوت میانگین بازده سه‌ماهه و بازده خام هر سه‌ماهه به‌دست می‌آید.

عدد ۶۶ گویای تعداد تقریبی روزهای معاملاتی در یک سه‌ماهه است.

علاوه بر برآورد واریانس شرطی برای تحلیل رابطه میانگین-واریانس برای بررسی رابطه میان بازده‌ها و نوآوری‌های هم‌زمان در نوسان روزانه نیاز به سنجش نوآوری واریانس است. برای سنجش نوآوری واریانس می‌توان از دو روش بهره جست: (۱) تغییر پیش‌بینی نشده در نوسان بازده ماه جاری و (۲) تغییر پیش‌بینی نشده در نوسان بازده ماه آینده. در این پژوهش با پیروی از فرنچ و همکاران^۱ (۱۹۸۷) از تغییر پیش‌بینی نشده در نوسان جاری همچون شاخصی برای نوآوری نوسان^۲ و به صورت **رابطه (۲)** استفاده می‌شود یعنی تغییر در واریانس واقعی:

رابطه (۲)

$$Var_t(R_{t+1})^u = \sigma_{t+1}^2 - Var_t(R_{t+1}) = \sigma_{t+1}^2 - \sigma_t^2$$

رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته. رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته^۳ کار قیسل و همکاران^۴ (۲۰۰۵) است. در همسنجی مدل پنجره گردشی که واریانس شرطی را با کاربست بازده‌های روزانه ماه قبل با وزنهای مساوی می‌سنجد رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن‌دهی ناهمسانی دارد. برآوردکننده واریانس شرطی در این رویکرد از **رابطه (۳)** به دست می‌آید:

رابطه (۳)

$$Var_t(R_{t+1}) = 66 \sum_{d=0}^{264} w_d r_{t-d}^2$$

1 French et al.

2 با این فرض که نوسان از فرایند گام تصادفی پیروی کند؛ این سنجش نیز تغییر پیش‌بینی شده در نوسان آینده است.

3 Mixed Data Sampling (MIDAS).

4 Ghysal et al.

که در آن:

رابطه (۴)

$$w_d(k_1, k_2) = \frac{\exp\{k_1 d + k_2 d^2\}}{\sum_{i=0}^{250} \exp\{k_1 i + k_2 i^2\}}$$

قیسل و همکاران (۲۰۰۵) می‌گویند که تابع وزنی یک ساختار وزنی انعطاف‌پذیر با دو ثابت k_1 و k_2 هستند. این ثابتهای تابع وزنی از راه ساختار توزیع نمایی یا درست‌نمایی بیشینه، برآورد می‌شود. در این موقعیت، نوآوری نوسان به صورت تغییر پیش‌بینی نشده در واریانس ماه جاری با کمک رابطه (۵) سنجیده می‌شود یعنی تفاوت میان واریانس واقعی و واریانس شرطی:

رابطه (۵)

$$Var_t(R_{t+1})^u = \sigma_{t+1}^2 - Var_t(R_{t+1})$$

مدلهای گارچ و گارچ نامتقارن. مدل‌های گونه گارچ به شکل گسترده‌ای در مدل‌سازی نوسان بازده‌های بازار سهام به‌کار بسته می‌شود. بولرسلو (۱۹۸۶) مدل گارچ برپایه مدل آرک را پیشنهاد کرد که این مدل را انگل (۱۹۸۲) تدوین کرده بود. گلوستن (۱۹۹۳) مدل گارچ نامتقارن را ساخت تا بتواند اثر باقیمانده‌های مثبت و منفی لحاظ کنند. مدل‌های سوم و چهارم در این پژوهش مدل گارچ (۱،۱) و مدل گارچ نامتقارن (۱،۱) هستند. مدل‌های گارچ (۱،۱) واریانس شرطی به صورت مدل (۱) است:

مدل (۱)

$$Var_t(R_{t+1}) = \omega + \alpha \epsilon_t^2 + \beta Var_{t-1}(R_t)$$

که در آن:

$Var_t(R_{t+1})$: واریانس شرطی؛ تفاوت میان بازده واقعی و میانگین شرطی آن.

ϵ_t : باقیمانده.

واریانس شرطی در گارچ (۱،۱) نامتقارن به صورت مدل (۲) است:

مدل (۲)

$$Var_t(R_{t+1}) = \omega + \alpha_1 \epsilon_t^2 + \alpha_2 I_t \epsilon_t^2 + \beta Var_{t-1}(R_t)$$

که در آن:

I_t : یک متغیر ساختگی برای تکانه‌های مثبت است؛ یعنی I_t شناسه یک می‌گیرد هرگاه ϵ_t مثبت باشد.

از نوآوریهای واریانس آینده در گارچ (۱،۱) و گارچ نامتقارن (۱،۱) استفاده می‌شود از زمانی که بتوان واریانس بازده‌های آینده را بدون هرگونه مفروضات اضافی سنجید. به علاوه، برای بهبود برآورد واریانس از داده‌های روزانه استفاده می‌شود. جزئیات به شرح ادامه است. نخست گارچ (۱،۱) با داده‌های بازده روزانه با کمک مدل (۳) و مدل (۴) برازش می‌شود:

مدل (۳)

$$r_{t+1}^{raw} = \mu + \epsilon_{daily,t+1}$$

مدل (۴)

$$h_{t+1} = \omega + \alpha \epsilon_{daily,t}^2 + \beta h_t$$

که در آن:

r_{t+1}^{raw} : بازده خام روزانه.

h_{t+1} : واریانس شرطی بازده‌های روزانه.

با برآوردهای حاصل از گارچ (۱،۱) روزانه، فرایند انحراف روزانه یا همان h_t سنجیده می‌شود. فرایند انحراف ماهیانه و نوآوریهای نوسان ماهیانه به شرح رابطه (۶) و رابطه (۷) ادامه اندازه‌گیری می‌شود:

رابطه (۶)

$$Var_t(R_{t+1}) = E_t\left(\sum_{d=1}^{66} h_{t+d}\right)$$

رابطه (۷)

$$\begin{aligned} Var_t(R_{t+1})^u &= Var_{t+1}(R_{t+2}) - Var_t(R_{t+2}) \\ &= E_{t+1}\left(\sum_{d=1}^{66} h_{t+1+d}\right) - E_t\left(\sum_{d=67}^{264} h_{t+d}\right) \end{aligned}$$

که در آن:

R_t : بازده خالص سه‌ماهه.

h_t : واریانس شرطی بازده‌های سه‌ماهه و اندیس متناظر نشان‌دهنده تاریخ t به اضافه روزهای d است. برای گارچ نامتقارن (۱،۱) روشها همانند گارچ (۱،۱) است به جز اینکه واریانس شرطی روزانه همانند گارچ نامتقارن (۱،۱) مدل‌سازی می‌شود.

متغیرهای تعدیل‌کننده

احساس سرمایه‌گذار. برای سنجش این متغیر از شاخص احساس بازار سهام استفاده می‌شود. این شاخص را پرساود (۱۹۹۶) تدوین کرد و جونز (۲۰۰۵) آن را گسترش داد. این شاخص به شرح رابطه (۳) است:

رابطه (۳)

$$SENT_{it} = \frac{\sum (R_{it} - \bar{R}_r)(R_{iv} - \bar{R}_v)}{\left[\sum (R_{it} - \bar{R}_r)^2 \sum (R_{iv} - \bar{R}_v)^2\right]^{1/2}} \times 100$$

که در آن:

$SENT_{it}$: شاخص احساس بازار سهام برای شرکت i در دوره t که می‌تواند میان ۱۰۰- تا ۱۰۰+ نوسان کند.

R_{it} : رتبه بازده سه‌ماهه سهم برای شرکت i در دوره t .

$\bar{R}_r$: میانگین رتبه‌های بازده سهم برای شرکت i در دوره t .

R_{it} : رتبه نوسان تاریخی سهم شرکت i در دوره t . این نوسان برابر است با انحراف معیار بازده‌های سه‌ماهه سهم در چهار دوره سه‌ماهه قبل به‌علاوه دوره جاری.
 $\bar{R}_i$: میانگین رتبه‌های نوسان تاریخی سهم شرکت i در دوره t .
 پس از سنجش این متغیر قدر مطلق آن را به‌دست آورده و به‌ترتیب صعودی آن را مرتب و میانه آن را مشخص می‌کنیم. در جایی که شاخص احساس بازار بیشتر از میانه باشد فرض بر احساس قوی است.

متغیرهای کنترلی

به منظور کنترل برخی از شرایط لازم است اثر برخی از متغیرها کنترل شود تا به رابطه میان متغیرهای مستقل، تعدیل‌کننده، میانجی و وابسته آسیب وارد نشود. این متغیرها بدین‌شمارند: اهرم مالی، جریان نقد عملیاتی، اندازه شرکت از راه داراییها، اندازه شرکت از راه درآمد عملیاتی (فروش خالص و درآمد ارائه خدمات)، نسبت جاری، نسبت سود تقسیمی هر سهم، فرصت سرمایه‌گذاری، مشهود بودن. چگونگی اندازه‌گیری این متغیرها به شرح ادامه است:

- ۱- اهرم مالی. این متغیر از راه تقسیم بدهیها بر داراییها اندازه‌گیری می‌شود.
- جریان نقد عملیاتی. این متغیر از تقسیم جریان نقد عملیاتی بر میانگین کل داراییها به دست می‌آید.
- ۲- اندازه شرکت (داراییها). این متغیر برابر است با لگاریتم طبیعی کل داراییها در پایان دوره.
- ۳- اندازه شرکت (درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائه خدمات). این متغیر برابر است با لگاریتم طبیعی درآمد عملیاتی (فروش خالص و درآمد ارائه خدمات) در پایان دوره.
- ۴- نقدینگی. برابر است با نسبت جاری که از تقسیم داراییهای جاری بر بدهیهای جاری به دست می‌آید.
- ۵- درصد پرداخت سود سهام. از تقسیم سود پرداختی به هر سهم بر سود هر سهم به‌دست می‌آید.
- ۶- فرصتهای سرمایه‌گذاری. برابر است با نسبت کیو توبین که از راه جمع ارزش بازار سهام عادی (تعداد سهام ضرب در قیمت سهام در پایان سال) و ارزش دفتری کل بدهیها و آنگاه تقسیم حاصل بر ارزش دفتری کل داراییها به دست می‌آید.
- ۷- مشهود بودن. برای سنجش این متغیر کافی است که داراییهای ثابت مشهود بر کل داراییها تقسیم شود.

طرح آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه یکم این پژوهش از مدل (۵) استفاده می‌شود:

مدل (۵)

$$R_{i(t+1)} = \alpha_0 + \beta_1 Var_{it}(R_{i(t+1)}) + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3 Cashflow_{it} + \beta_4 \ln(Assets)_{it} + \beta_5 \ln(Sale)_{it} + \beta_6 Liquidity_{it} + \beta_7 Dividend_{it} + \beta_8 TobinsQ_{it} + \beta_9 Tangible Asset_{it} + \varepsilon_{i(t+1)}$$

که در آن:

$R_{i(t+1)}$: بازده اضافی ماهیانه برای شرکت i در دوره $t + 1$.

$Var_{it}(R_{i(t+1)})$: واریانس شرطی بازده اضافی ماهیانه دوره $t + 1$ برای شرکت i در دوره t .
 Lev_{it} : اهرم مالی برای شرکت i در دوره t .
 $Cashflow_{it}$: جریان نقد عملیاتی برای شرکت i در دوره t .
 $\ln(Assets)_{it}$: لگاریتم طبیعی کل داراییها برای شرکت i در دوره t .
 $\ln(Sale)_{it}$: لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائه خدمات برای شرکت i در دوره t .

$Liquidity_{it}$: نقدینگی برای شرکت i در دوره t .
 $Dividend_{it}$: درصد پرداخت سود سهام برای شرکت i در دوره t .
 $TobinsQ_{it}$: فرصتهای سرمایه‌گذاری برای شرکت i در دوره t .
 $Tangible Asset_{it}$: مشهود بودن برای شرکت i در دوره t .
 $\varepsilon_{i(t+1)}$: پسماند مدل برای شرکت i در دوره $t + 1$.
چنانچه با به‌کارگیری آزمون تی استیوونت β_1 مثبت و معنادار باشد فرضیه یکم این پژوهش پذیرفته می‌شود.

برای آزمون فرضیه دوم این پژوهش از مدل (۶) استفاده می‌شود:

مدل (۶)

$$R_{i(t+1)} = \alpha_0 + \beta_1 Var_{it}(R_{i(t+1)}) + \beta_2 Sent_{it} + \beta_3 Sent_{it} \times var_{it}(R_{i(t+1)}) \\ + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 Cashflow_{it} + \beta_6 \ln(Assets)_{it} \\ + \beta_7 \ln(Sale)_{it} + \beta_8 Liquidity_{it} + \beta_9 Dividend_{it} \\ + \beta_{10} TobinsQ_{it} + \beta_{11} Tangible Asset_{it} + \varepsilon_{i(t+1)}$$

که در آن:

$Sent_{it}$: شاخص احساس بازار سهام برای شرکت i در دوره t .
چنانچه با به‌کارگیری آزمون تی استیوونت β_3 مثبت و معنادار باشد فرضیه دوم این پژوهش پذیرفته می‌شود.

برای آزمون فرضیه سوم این پژوهش از مدل (۷) استفاده می‌شود:

مدل (۷)

$$R_{i(t+1)} = \alpha_0 + \beta_1 Var_{it}^u(R_{i(t+1)}) + \beta_2 Sent_{it} + \beta_3 Sent_{it} \times var_{it}(R_{i(t+1)}) \\ + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 Cashflow_{it} + \beta_6 \ln(Assets)_{it} \\ + \beta_7 \ln(Sale)_{it} + \beta_8 Liquidity_{it} + \beta_9 Dividend_{it} \\ + \beta_{10} TobinsQ_{it} + \beta_{11} Tangible Asset_{it} + \varepsilon_{i(t+1)}$$

که در آن:

$Var_{it}^u(R_{i(t+1)})$: واریانس پیش‌بینی نشده بازده اضافی ماهیانه دوره $t + 1$ برای شرکت i در دوره t .

چنانچه با به‌کارگیری آزمون تی استیودنت β_3 مثبت و معنادار باشد فرضیه سوم این پژوهش پذیرفته می‌شود.

روش‌شناسی و تجزیه و تحلیل پژوهش

این تحقیق از نظر هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از نظر روش تحقیق از نوع توصیفی - همبستگی می‌باشد. تحلیل داده‌ها در این پژوهش با استفاده از آزمون‌های مانایی، آزمون چاو و آزمون هاسمن با نرم‌افزار استتا و ایویوز انجام شده است و فرضیات پژوهش بر اساس داده‌های ترکیبی با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره آزمون شده است. جامعه آماری تحقیق را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد که تعداد آنها ۱۱۲ شرکت می‌باشد. قلمرو زمانی از ابتدای سال ۱۳۹۴ لغایت پایان سال ۱۴۰۰ تعیین شده است. جهت دستیابی به نمونه‌های مناسب برای شرکتها شرایط زیر در نظر گرفته می‌شود

۱. شرکت انتخابی نباید از شرکتهای سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی باشد
۲. شرکت انتخابی پیش از سال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران (تابلوی اول) پذیرفته شده باشد و تا پایان سال ۱۴۰۰ از آن بازار خارج نشده باشد.
۳. سال مالی شرکت انتخابی باید به ۲۹ اسفند هر سال ختم شود.
۴. شرکت انتخابی در بازه زمانی پژوهش وقفه معاملاتی بیشتر از سه ماه نداشته باشد.
۵. داده‌های مورد نیاز برای سنجش متغیرها در دسترس باشد به‌ویژه اطلاعات مالی سه‌ماهه شرکتها. پس از اعمال این شرایط و استفاده از روش حذفی سیستماتیک، تعداد ۱۱۲ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نمونه آماری انتخاب شده است.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

جدول شماره ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
میانگین بازده سهام	۰۰۰۶۹	۳۰۴۱۳	- ۳۰۳۰۹	۰۰۲۸۷
احساس سرمایه‌گذار	۰۰۴۸۰۱	۳۰۵۱۵	- ۲۰۹۳۱	۰۰۶۵۰۴
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	۰۰۹۵۴	۳۰۸۶۱	- ۳۰۰۹۸	۲۰۶۴۴
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۰۰۴۵۸	۳۰۹۹۶	- ۳۰۸۳۵	۲۰۷۸۵
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	۰۰۵۶۱	۳۰۱۷۸	- ۳۰۹۰۹	۲۰۹۵۶
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	۰۰۴۸۳	۳۰۳۱۹	-۳۰۰۹	۲۰۸۴۷

واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	۰.۹۴۷	۳.۳۵۳	-۳.۹۷	۱.۰۵۵
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۰.۴۳۷	۳.۴۴	-۳.۵۳	۱.۴۳۴
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	۰.۶۳۶	۳.۸۸۶	-۳.۷۸۰	۱.۱۶۹
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	۰.۸۴۰۵	۳.۶۴۳	-۳.۰۸۸	۱.۸۱۱
اهرم مالی	۰.۴۵۲	۳.۵۸۸	-۲.۴۳۲	۱.۵۷۵
جریان نقد عملیاتی	۰.۲۱۲	۳.۵۷۱	-۳.۷۳۳	۰.۸۵۶
اندازه شرکت (دارایی‌ها)	۰.۵۰۳	۳.۷۶۲	-۲.۳۳۴	۰.۷۹۱
فروش شرکت (درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائه خدمات).	۰.۴۹۴	۳.۹۵۸	-۳.۴۱۹	۱.۹۹۸
نقدینگی	۰.۵۲۹	۳.۲۲۱	-۲.۵۴۷	۱.۲۷۳
درصد پرداخت سود سهام	۰.۳۶۶	۳.۴۰۸	-۳.۱۴۵	۱.۰۶۴
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۰.۲۸۸	۳.۶۷۱	-۳.۶۸۲	۱.۳۷۳
مشهود بودن	۰.۳۹۴	۳.۱۶۸	-۳.۲۶۳	۱.۰۹۶

جدول شماره (۱) آمار توصیفی متغیرهای کمی مورد بررسی را نشان می‌دهد. از بین شاخص‌های مرکزی بیان شده میانگین مهم‌ترین آن‌ها محسوب می‌شود که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. میانگین شاخص مناسبی برای نشان‌دادن مرکزیت داده‌ها است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بیش از ۶۹٪ کل شرکت‌های نمونه از بازده بالای برخوردار بوده‌اند و تنها ۲۸٪ درصد برای سرمایه‌گذاران با ریسک همراه بوده است و همچنین بازده سهام در بالاترین و پایین‌ترین حد ۳.۴٪-۳.۳٪ بوده است همچنین مشاهده شد که وضعیت بازار در دوره مورد بررسی با نوسانات شدیدی همراه بوده است. همچنین در دسته‌بندی معرفی شده برای احساس سرمایه‌گذار مشاهده شد که حدود ۵۲٪ اوقات سرمایه‌گذاران احساسی به سهام خود ندارند. حدود ۲۰۹٪ دارای احساس ضعیف و ۳۰۵٪ اوقات دارای احساس شدید هستند. به عبارتی حدود ۶۵ درصد سرمایه‌گذاران دارای گرایش احساسی هستند. با توجه به جدول آمار توصیفی میانگین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران ۴۸ درصد است، می‌توان نتیجه گرفت هر سرمایه‌گذار در حدود ۴۸ درصد احساس برای فروش و عدم نگهداری سهام در مقاطع مختلف دارد. هرچه مقدار گرایش احساسی به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان می‌دهد که مقدار گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بازار کمتر است. با توجه به میانه صفر بدست آمده برای احساس سرمایه‌گذارانو چوله

تقریباً ۰ بدست آمده برای توزیع پراکندگی احساس سرمایه‌گذار، می‌توان گفت در دوره مورد بررسی ۵۰٪ سرمایه‌گذاران قصد فروش و ۵۰٪ قصد خرید داشتند. استدلال این شاخص، این است که تغییرات و رفتار و احساسات سرمایه‌گذاران به‌عنوان نیروی غالب در بازار، ممکن است بلافاصله به تغییر قیمت سهام و بازده سهام منجر می‌شود. در این رابطه، اگر مقدار شاخص یادشده برای یک شرکت مثبت باشد، تمایل و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به آن شرکت را نشان می‌دهد که بیانگر احساسات خوش‌بینانه است. در مقابل، اگر مقدار شاخص نامبرده منفی یا پایین باشد، عدم تمایل و عدم گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به آن شرکت را نشان می‌دهد که بیانگر وجود احساسات منفی در سرمایه‌گذاران در رابطه با آن شرکت است. این شاخص، می‌تواند اخبار واقعی که بازار را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند، انعکاس دهد. این شاخص همان ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن است، اما به دلیل اینکه عکس‌العمل و احساسات سرمایه‌گذاران در مقابل ریسک و بازده شرکت ارزیابی می‌شود، رتبه‌ای که شرکت‌ها از این حیث به دست می‌آورند، بر عدد مطلق ریسک و بازدهی ارجحیت دارد (جونز و بلندوپادهاپاها، ۲۰۰۵، به نقل از شعری آناقیز و همکاران، ۱۳۹۵). حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲، و نیکو مرام و سعیدی ۱۳۸۷، از شاخص نامبرده در بازار سرمایه ایران برای اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران استفاده کرده‌اند که در مقایسه با سایر شاخص‌ها، برای اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران، می‌توان به اطلاعات جامع‌تری از بازار دست‌یافت.

نتایج پژوهش

آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

قبل از تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌ها بایستی پایایی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گیرد. پایایی متغیرهای پژوهش به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. وجود متغیرهای ناپایا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های تی استیوونت و فیش از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند. آزمون پایایی با استفاده از روش‌های آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، آزمون ریشه واحد فیشر، دیکی فولر تعمیم یافته، ایم پسران و شین و آزمون ریشه واحد فیشر فلیپس پرو (۲۰۱۱)، در جدول شماره (۲)، به شرح زیر انجام شده است. نتایج آزمون پایایی متغیرها نشان می‌دهد که سطح خطای تمامی متغیرها کمتر از ۵٪ درصد بوده و متغیرهای پژوهش پایا می‌باشند؛ بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرها رد می‌شود و استفاده از متغیرها در برآورد مدل‌های پژوهش، منجر به رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای بررسی فرضیه‌ی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی، در مدل حاضر سعی شده است از آزمون لوین لین و چو بهره گرفته شده است، که نتایج آن در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول شماره ۲: نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (فرضیه صفر = نامانایی سری)

نتیجه	لوین، لین و چو		ایم پسران و شین		فیشر دیکي فولر نعمیم		فیشر، فلیپس پرو	
	آماره	p. v	آماره	p. v	آماره	p. v	آماره	p. v
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
میانگین بازده سهام	۶۴۴.۱	۰.۰۰۰	۱۱.۳۰۲	۰.۰۰۰	۲۱.۹۶۴	۰.۰۰۰	۲۱.۹۶۴	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
احساس سرمایه‌گذار	۳۳۱.۱	۰.۰۰۰	-۵.۷۵۸	۰.۰۰۰	-۱۱.۳۹۱	۰.۰۰۰	۱۱۲.۹۱	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
پنجره چرخشی اساس دیدگاه (شرطی) بر	۳۳۲	۰.۰۰۰	-۵.۷۷۴	۰.۰۰۰	-۱۱.۳۲۱	۰.۰۰۰	۱۱۳.۲۱	۰.۰۰۰
پیش‌بینی شده واریانس	۴۴۵.۶	۰.۰۰۰	-۷.۷۴۹	۰.۰۰۰	-۱۵.۱۹۵	۰.۰۰۰	۱۵۱.۹۵	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۴۱۳.۵	۰.۰۰۰	-۷.۱۹۱	۰.۰۰۰	-۱۴.۱۰۰	۰.۰۰۰	۱۴۱.۰۰	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
اساس دیدگاه مدل گارچ	۶۷۵.۵	۰.۰۰۰	-۱۱.۷۴۸	۰.۰۰۰	-۲۲.۰۳۵	۰.۰۰۰	۲۳۰.۳۵	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
پیش‌بینی شده واریانس	۶۰۷.۹۵	۰.۰۰۰	-۱۰.۵۷۳۲	۰.۰۰۰	-۲۰.۷۳۱۵	۰.۰۰۰	۲۰۷.۳۱۵	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	۴۴۲.۳۹	۰.۰۰۰	-۷.۶۹۴	۰.۰۰۰	-۱۵.۰۸۵	۰.۰۰۰	۱۵۰.۸۵	۰.۰۰۰
در سطح مانا است.	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
پنجره چرخشی بر اساس دیدگاه نشده								
پیش‌بینی نشده واریانس								

در سطح مانا است.	در سطح مانا است.	در سطح مانا است.	در سطح مانا است.	در سطح مانا است.	در سطح مانا است.	در سطح مانا است.	در سطح مانا است.
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
-۶.۳۵۴	-۴.۷۳۵	-۴.۷۲۲	-۹.۱۸۵	-۷.۳۰۳	-۵.۴۱۰۶۴	-۵.۷۵۶	-۴.۱۵۳
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
-۱۲.۲۶۰	-۹.۲۸۳	-۹.۲۵۸	-۱۸.۰۱۰	-۱۴.۳۱۷	-۱۰.۶۰۷۹	-۱۱.۳۸۵	-۸.۱۴۲
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۲۴.۶۰	۹۲.۸۳	۹۲.۵۸	۱۸۰.۱۰	۱۴۳.۱۷۲	۱۰۶.۰۷۹	۱۱۲.۸۵	۸۱.۴۲
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۳۶۵.۳۹	۲۷۲.۲۴	۲۷۱.۵۰	۵۲۸.۱۶	۴۱۹.۸۵۰	۳۱۱.۰۹۳	۳۳۰.۹۵	۲۲۸.۷۸
فروش شرکت (درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائه خدمات)	اندازه شرکت (دارایی‌ها)	جریان نقد عملیاتی	اهرم مالی	نوسان بازار مالی بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	مؤلفه اصلی بر اساس تحلیل پیش‌بینی نشده واریانس	مدل گارچ نمای بر اساس دیدگاه پیش‌بینی نشده واریانس	مدل گارچ بر اساس دیدگاه پیش‌بینی نشده واریانس

نقدینگی	۳۳۹۰۷	۰۰۰۰	۱۱۵۶۲	۰۰۰۰	۱۱۵۶۲	۰۰۰۰	در سطح مانا است.
سود سهام پرداخت	۵۵۳۰۹۱	۰۰۰۰	۱۸۸۸۸	۰۰۰۰	۱۸۸۸۸	۰۰۰۰	در سطح مانا است.
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۴۱۳۵۵	۰۰۰۰	۱۴۰۶۸	۰۰۰۰	۱۴۰۶۸	۰۰۰۰	در سطح مانا است.
مشهود بودن	۱۰۷۰۷	۰۰۰۰	۳۶۵۱	۰۰۰۰	۳۶۵۱	۰۰۰۰	در سطح مانا است.

تعیین مدل مناسب برای تخمین مدل رگرسیون

برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از آزمون F لیمر (چاو)، استفاده شده است. در آزمون چاو، فرضیه H_0 یکسان بودن عرض از مبدأها (داده‌های تلفیقی)، در مقابل فرضیه مخالف H_1 ، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های تابلویی)، قرار می‌گیرد. اگر سطح خطای آزمون چاو از ۵٪ کوچک‌تر باشد، مدل داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت و مناسب بودن داده‌های تحقیق از روش داده‌های تلفیق شده یا یکپارچه شده برای آزمون فرضیه‌ها استفاده می‌شود. برای تعیین مدل بهینه از میان سه روش اثر مشترک، اثر ثلثت و اثر تصادفی در مدل‌های پلنل از آزمون‌های لیمر و هاسمن استفاده می‌گردد. آماره لیمر و هاسمن پانل در مدل‌های مختلف در جدول شماره (۳.۴.۵)، ارائه شده است.

جدول شماره ۳: آزمون راست‌نمایی اثرات ثابت و هاسمن در فرضیه اول

فرضیه اول	مدل	آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
		آزمون F لیمر	F	۱۶.۸۲۶	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت

اساس دیدگاه پنجره چرخشی	آزمون هاسمن	کای دو	۲۶.۹۶۵	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	آزمون F لیمر	F	۹.۰۲۵	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
	آزمون هاسمن	کای دو	۴۶.۰۳۲	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	آزمون F لیمر	F	۶.۸۲۹	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
	آزمون هاسمن	کای دو	۲۲.۵۱۲	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	آزمون F لیمر	F	۱۰.۸۱۸	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
	آزمون هاسمن	کای دو	۰.۵۳۱	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس تحلیل مولفه اصلی	آزمون F لیمر	F	۱۰.۰۷۵	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر

جدول شماره ۴: آزمون راست نمایی اثرات ثابت و هاسمن در فرضیه دوم

فرضیه دوم	مدل	آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	آزمون F لیمر	F	۱۸.۳۴۰	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت

	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۲۹.۳۹۲	کای دو	آزمون هاسمن	
تخمین به روش اثر ثابت	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۹.۸۳۷	F	آزمون F لیمر	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته
	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۵۰.۱۷۵	کای دو	آزمون هاسمن	
تخمین به روش اثر ثابت	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۷.۴۴۴	F	آزمون F لیمر	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ
	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۲۴.۵۳۸	کای دو	آزمون هاسمن	
تخمین به روش اثر تصادفی	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۱۱.۷۹۲	F	آزمون F لیمر	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی
	تأیید فرضیه صفر	۰.۶۷۳	۱.۵۷۹	کای دو	آزمون هاسمن	
تخمین به روش اثر ثابت	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۱۰.۹۸۲	F	آزمون F لیمر	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس تحلیل مولفه اصلی
	رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۱۱.۱۶۲	کای دو	آزمون هاسمن	

جدول شماره ۵: آزمون راست‌نمایی اثرات ثابت و هاسمن در فرضیه سوم

فرضیه سوم	مدل	آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس	آزمون F لیمر	F	۲۷.۵۴۶۷	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت

	دیدگاه پنجره چرخشی	آزمون هااسمن	کای دو	۴۴.۱۴۶۸	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
تخمین به روش اثر ثابت	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	آزمون F لیمر	F	۱۴.۷۷۵۲	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
		آزمون هااسمن	کای دو	۷۵.۳۶۲۹	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
تخمین به روش اثر ثابت	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	آزمون F لیمر	F	۱۱.۱۸۰۹	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
		آزمون هااسمن	کای دو	۳۶.۸۵۶۱	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
تخمین به روش اثر ثابت	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	آزمون F لیمر	F	۱۷.۷۱۱۶	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
		آزمون هااسمن	کای دو	۱۵.۸۸۹۷	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
تخمین به روش اثر ثابت	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس تحلیل مولفه اصلی	آزمون F لیمر	F	۱۶.۴۹۵۰	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
		آزمون هااسمن	کای دو	۱۶.۷۶۵۳	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر

آزمون فروض کلاسیک رگرسیون

یک آزمون رایج در این رابطه آزمون جاک-برا (JB) است. در آزمون جاک-برا با استفاده از کشیدگی و چولگی توزیع جملات پسماند، نرمال بودن یا نبودن توزیع جملات خطا را بررسی می‌کنیم. در این آزمون فرض H_0 بدین شرح است که جملات خطا به طور نرمال توزیع می‌شوند و فرض مقابل آن نیز بیان‌کننده این موضوع است که جملات خطا به طور نرمال توزیع نمی‌شوند. در این آزمون اگر سطح خطا از ۵٪ کوچک‌تر باشد به منزله تأیید فرض H_1 و در صورتی که سطح خطا از ۵٪ بزرگ‌تر

باشد فرض H_0 پذیرفته می‌شود و نتیجه می‌گیریم که جملات خطا در رگرسیون مرتبط با هر یک از متغیرها به طور نرمال توزیع شده است.

جدول شماره ۶: نتایج آزمون نرمال بودن متغیر وابسته‌ی تحقیق و جز اخلال فرضیه اول

مدل	مقدار آماره جارك برا	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	۱.۰۷۸	(۰.۵۸۱)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۱.۷۲۸	(۰.۴۰۶)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	۰.۵۷۸	(۰.۷۷۲)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	۲.۹۵۱	(۰.۲۳۲)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	۰.۴۳۷	(۰.۸۱۲)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.

جدول شماره ۶: نتایج آزمون نرمال بودن متغیر وابسته‌ی تحقیق و جز اخلال فرضیه دوم

مدل	مقدار آماره جارك برا	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	۱.۲۳۹۷	(۰.۷۱۳)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۱.۹۸۷۲	(۰.۵۴۵)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	۱.۶۶۴۷	(۰.۶۱۲)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.

واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	۲.۳۹۳۶۵	(۰.۲۰۹)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	۱.۵۰۲۵۵	(۰.۷۰۹)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.

جدول شماره ۷: نتایج آزمون نرمال بودن متغیر وابسته‌ی تحقیق و جز اخلال فرضیه سوم

مدل	مقدار آماره جاک برای	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	۱.۳۵۱۳	(۰.۷۱۴)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۱.۱۶۶۰	(۰.۸۰۹)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	۱.۸۱۴۵	(۰.۶۱۳)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	۲.۶۰۹۱	(۰.۳۰۹)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	۱.۶۳۷۸	(۰.۶۶۶)	باقیمانده‌ها نرمال هستند.

آزمون فرضیات پژوهش

فرضیه اول: با افزایش واریانس شرطی، میانگین بازده سهام افزایش می‌یابد.

$$R_{i(t+1)} = \alpha_0 + \beta_1 Var_{it}(R_{i(t+1)}) + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3 Cashflow_{it} + \beta_4 \ln(Assets)_{it} + \beta_5 \ln(Sale)_{it} + \beta_6 Liquidity_{it} + \beta_7 Dividend_{it} + \beta_8 TobinsQ_{it} + \beta_9 Tangible Asset_{it} + \varepsilon_{i(t+1)}$$

جدول شماره ۸: نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون (مدل فرضیه اول)

نام متغیر	ضریب و آماره	پیش‌بینی شده واریانس	پیش‌بینی شده واریانس	پیش‌بینی شده واریانس	پیش‌بینی شده واریانس
عرض از مبدا	ضریب	۰.۳۸۴	۰.۴۷۳	۰.۳۱۱	۰.۵۳۴
	آماره t	۴.۵۵۶	۶.۰۱۱	۷.۱۶۵	۵.۹۹۷
		۰.۳۹۳	۰.۳۹۳	۰.۳۹۳	۰.۳۹۳

-	-	-	-	۰.۵۶۳	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	-	-	۶.۴۴۴	آماره t	اساس دیدگاه پنجره چرخشی
-	-	-	۰.۵۰۹	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	-	۲.۵۵۶	-	آماره t	اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته
-	-	۰.۶۸۲	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	۵.۰۹۴	-	-	آماره t	اساس دیدگاه مدل گارچ
-	۰.۶۵۴	-	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	۸.۱۸۷	-	-	-	آماره t	اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی
۰.۷۰۹	-	-	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
۱۱.۴۴۶	-	-	-	-	آماره t	اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی
-	-	-	-	-	ضریب	اهرم مالی
۰.۲۱۴۸	۰.۱۶۰۸	۰.۱۳۶۸	۰.۱۵۴۸	۰.۰۹۴۸	آماره t	
۶.۴۴۶۴-	-	۷.۳۱۴-	-	-	آماره t	جریان نقد عملیاتی
۰.۱۷۹	۰.۱۳۴	۰.۱۱۴	۰.۱۲۹	۰.۰۷۹	ضریب	
۵.۳۷۲	۶.۴۳۹	۶.۰۹۵	۱.۳۲۹	۱.۹۴۸	آماره t	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها
۰.۲۷۴	۰.۳۱۶	۰.۲۹۸	۰.۱۵۳	۰.۳۴۷	ضریب	
۴.۰۶۵	۵.۹۹۷	۷.۱۶۵	۶.۰۱۱	۴.۵۵۶	آماره t	لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی
۰.۵۱۱	۰.۴۸۷	۰.۶۱۹	۰.۵۱۷	۰.۴۱۳	ضریب	
۲.۰۶۵	۱.۹۹۷	۵.۳۳۳	۳.۰۱۱	۵.۵۵۶	آماره t	نقدینگی
۰.۱۸۴	۰.۱۹۷	۰.۲۱۵	۰.۱۱۶	۰.۱۷۶	ضریب	
۳.۴۳۱	۱.۵۲۹	۱.۴۴۵	۲.۵۶۷	۱.۶۶۴	آماره t	درصد پرداخت سود
۰.۱۴۳	۰.۰۱۶	۰.۰۹۵	۰.۱۰۴	۰.۰۹۶	ضریب	
۲.۰۶۴	۲.۸۷۵	۲.۱۰۵	۱.۴۰۱	۱.۴۱۷	آماره t	فرصت‌های سرمایه‌گذاری
۰.۴۳۱	۰.۴۰۸	۰.۳۹۰	۰.۳۳۲	۰.۲۹۶	ضریب	

۱۰.۴۴۵	۷.۷۴۶	۳.۵۰۵	۸.۱۰۵	۳.۹۵۹	آماره t	مشهود بودن
۰.۲۳۴	۰.۲۵۱	۰.۱۸۶	۰.۲۰۲	۰.۱۴۳	ضریب	
۱.۹۸۶	۵.۹۹۷	۲.۰۶۵	۱.۲۴۵	۰.۸۸۷	آماره t	
۱۴.۹۴۳	۱۰.۸۶۵	۱۱.۰۶۴	۱۲.۷۱۷	۱۱.۷۶۵	آماره F	آماره R ^۲
۰.۷۶۴	۰.۶۸۸	۰.۶۲۳	۰.۶۱۱	۰.۵۰۹		

همان طور که در جدول ۸) نشان می دهد سطح احتمال ضریب β_1 در مدل های پنجره چرخشی، گارج و گارج نامتقارن بالای ۵ درصد بود ولی در مدل نمونه برداری داده های آمیخته کمتر از ۵ درصد است. این بدان معنی است با استفاده از مدل نمونه برداری داده های آمیخته با افزایش واریانس بازده سهام، میانگین بازده سهام افزایش می یابد. چرا که در این مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد. اما اگر معناداری ضریب در سطح ۱ درصد است باشد مدل پنجره چرخشی، گارج و گارج نامتقارن جهت برازش فرضیه مورد استفاده قرار می گرفتند. ضریب تعیین تعدیل شده در چهار مدل پنجره چرخشی ۵۰.۹ درصد و در مدل نمونه برداری داده های آمیخته ۶۱.۱ درصد و در مدل های گارج و گارج نامتقارن به ترتیب ۶۲.۳ و ۶۸.۸ درصد است که بیان می کند درصدی از متغیر های وابسته توسط متغیر های سمت است مدل توضیح داده می شوند. با توجه به اینکه ضرایب واریانس پیش بینی شده (شرطی)، در مدل های ۴ گانه بر اساس آماره T استیودنت مثبت و معنادار می باشند؛ در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضیه مشاهده نگردید. در نتیجه می توان بیان داشت با افزایش واریانس بازده سهام، میانگین بازده سهام افزایش می یابد.

آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم: احساس سرمایه گذار رابطه میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می کند.

$$R_{i(t+1)} = \alpha_0 + \beta_1 Var_{it}(R_{i(t+1)}) + \beta_2 Sent_{it} + \beta_3 Sent_{it} \times var_{it}(R_{i(t+1)}) \\ + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 Cashflow_{it} + \beta_6 \ln(Assets)_{it} \\ + \beta_7 \ln(Sale)_{it} + \beta_8 Liquidity_{it} + \beta_9 Dividend_{it} \\ + \beta_{10} TobinsQ_{it} + \beta_{11} Tangible Asset_{it} + \varepsilon_{i(t+1)}$$

جدول شماره ۹: نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون (مدل فرضیه دوم)

تفسیر	ضریب	پیش بینی شده	پیش بینی شده	پیش بینی شده	پیش بینی شده	پیش بینی شده
عرض از مبدا	ضریب	۰.۱۴۳	۰.۱۵۳	۰.۱۳۵	۰.۰۶۰	۰.۲۴۴
	آماره t	۵.۵۱۰	۲.۶۷۳	۲.۸۰۲	۱.۶۷۲	۴.۴۵۵
واریانس پیش بینی شده (شرطی) بر	ضریب	۰.۰۵۵	-	-	-	-
اساس دیدگاه پنجره چرخشی	آماره t	۴.۶۳۲	-	-	-	-

-	-	-	۰.۱۵۲	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	-	۲.۲۵۰	-	آماره t	اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته
-	-	۰.۱۶۷	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	۵.۴۹۹	-	-	آماره t	اساس دیدگاه مدل گارچ
-	۰.۰۹۴	-	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	۱.۸۰۲	-	-	-	آماره t	اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی
۰.۱۶۹	-	-	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
۲.۱۲۲	-	-	-	-	آماره t	اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی
۰.۱۹۹	۰.۲۰۴	۰.۱۹۸	۰.۲۳۲	۰.۲۵۳	ضریب	احساسات سرمایه‌گذار
۳.۱۹۸	۱.۳۹۸	۱.۶۴۶	۳.۰۰۷	۴.۰۵۹	آماره t	
-	-	-	-	۰.۰۶۳	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	-	-	۱.۷۲۲	آماره t	اساس دیدگاه پنجره چرخشی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران
-	-	-	۰.۱۲۹	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	-	۵.۲۸۶	-	آماره t	اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران
-	-	۰.۱۷۶	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	-	۴.۵۷۱	-	-	آماره t	اساس دیدگاه مدل گارچ ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران
-	۰.۰۸۱	-	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
-	۱.۹۱۷	-	-	-	آماره t	اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران
۰.۲۱۹	-	-	-	-	ضریب	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر
۸.۲۸۲	-	-	-	-	آماره t	اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران
-۰.۲۵۷	-۰.۱۹۲	-۰.۱۶۴	-۰.۱۸۵	-۰.۱۱۳	ضریب	اهرم مالی
-۷.۷۳۵	-۲.۰۷۲	-۸.۷۷۶	-۵.۵۱۷	-۲.۶۰۵	آماره t	
۰.۲۲۰	۰.۰۸۵	۰.۱۱۳	۰.۲۱۴	۰.۱۷۹	ضریب	جریان نقد عملیاتی
۶.۶۰۲	۱.۷۲۱	۱۰.۶۸۳	۹.۱۴۹	۵.۲۱۸	آماره t	
۰.۰۳۱	۰.۰۳۵	۰.۰۳۳	۰.۰۵۷	۰.۰۳۹	ضریب	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها
۰.۵۱۳	۱.۶۷۲	۱.۸۰۲	۲.۶۷۳	۱.۵۱۰	آماره t	
۰.۰۷۷	۰.۰۸۵	۰.۰۹۹	۰.۰۵۸	۰.۰۴۶	ضریب	لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی

۷.۲۳۱	۹.۲۲۴	۸.۵۹۷	۱.۳۳۷	۵.۶۲۲	آماره t	
۰.۳۷۱	۰.۳۲۲	۰.۳۲۴	۰.۲۱۳	۰.۲۲۰	ضریب	نقدینگی
۹.۳۸۴	۶.۱۷۱	۷.۱۶۲	۱۱.۲۸۸	۱۰.۱۸۶	آماره t	
۰.۱۱۶	۰.۰۹۲	۰.۰۱۱	۰.۰۱۲	۰.۰۱۱	ضریب	درصد پرداخت سود
۲.۲۳۱	۲.۳۹۲	۰.۹۳۶	۱.۱۵۷	۱.۱۵۹	آماره t	
۰.۲۴۸	۰.۱۴۶	۰.۱۴۴	۰.۲۳۷	۰.۱۳۳	ضریب	فرصت های سرمایه گذاری
۸.۱۷۰	۵.۸۶۸	۶.۳۹۳	۵.۹۰۸	۴.۴۴۳	آماره t	
۰.۱۲۶	۰.۰۲۸	۰.۰۲۱	۰.۰۲۳	۰.۰۸۶	ضریب	مشهود بودن
۲.۲۲۲	۱.۶۷۲	۱.۲۳۱	۲.۱۳۹	۴.۰۹۹	آماره t	
۱۷.۰۳۵	۱۲.۳۸۶	۱۲.۶۱۲	۱۴.۴۹۷	۱۳.۴۱۲	آماره F	
۰.۸۷۰	۰.۷۸۴	۰.۷۱۰	۰.۶۹۶	۰.۵۸۰	آماره R ^۲	

همان طور که در جدول ۹) نشان می دهد سطح احتمال ضریب β_3 در مدل های پنجره چرخشی و گارچ نامتقارن بالای ۵ درصد بود ولی در مدل نمونه برداری داده های آمیخته و گارچ کمتر از ۵ درصد است. این بدان معنی است با استفاده از مدل نمونه برداری داده های آمیخته و مدل گارچ احساس سرمایه گذار رابطه میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می کند. چرا که در این مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد. اما با توجه به اینکه احساس سرمایه گذار در مدل های فوق و سطح معنا داری آنها می توان گفت که احساس سرمایه گذار زمانی که احساس قوی است باعث افزایش نرخ بازده سهام می شود و اثر احساس قوق و ضعیف در مورد نرخ بازده سهام متفاوت است این در حالی است که احساس سرمایه گذار رابطه میانگین - واریانس بازده سهام را تعدیل می کند. اما اگر معناداری ضریب در سطح ۱ درصد است باشد مدل پنجره چرخشی و گارچ نامتقارن جهت برازش فرضیه مورد استفاده قرار می گرفتند. ضریب تعیین تعدیل شده در چهار مدل پنجره چرخشی ۵۸ درصد و در مدل نمونه برداری داده های آمیخته ۶۹.۶ درصد و در مدل های گارچ و گارچ نامتقارن به ترتیب ۷۱ و ۷۸.۴ درصد است که بیان می کند درصدی از متغیر های وابسته توسط متغیر های سمت است مدل توضیح داده می شوند. با توجه به اینکه ضرایب واریانس پیش بینی شده (شرطی) ضریب احساسات سرمایه گذاران، در سه مدل از مدل های ۴ گانه بر اساس آماره T استیودنت مثبت و معنادار می باشد؛ در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضیه مشاهده نگردید. بر این اساس می توان بیان داشت احساس سرمایه گذار رابطه میان واریانس بازده سهام و میانگین بازده سهام را تقویت می کند.

آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم: احساس سرمایه گذار رابطه میان واریانس شرطی پیش بینی نشده و میانگین بازده سهام را تقویت می کند.

$$R_{i(t+1)} = \alpha_0 + \beta_1 Var_{it}^u(R_{i(t+1)}) + \beta_2 Sent_{it} + \beta_3 Sent_{it} \times var_{it}(R_{i(t+1)}) \\ + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 Cashflow_{it} + \beta_6 \ln(Assets)_{it} \\ + \beta_7 \ln(Sale)_{it} + \beta_8 Liquidity_{it} + \beta_9 Dividend_{it} \\ + \beta_{10} TobinsQ_{it} + \beta_{11} Tangible Asset_{it} + \varepsilon_{i(t+1)}$$

جدول شماره ۱۰: نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون (مدل فرضیه سوم)

نام متغیر	ضریب و آماره t	پیش بینی نشده واریانس	پیش بینی نشده واریانس	پیش بینی نشده واریانس	پیش بینی نشده واریانس	پیش بینی نشده واریانس
عرض از مبدا	ضریب	۰.۱۴۹۷	۰.۱۶۰۲	۰.۱۴۱۳	۰.۰۶۲۸	۰.۲۵۵۵
	آماره t	۵.۷۱۹۴	۲.۷۷۴۶	۲.۹۰۸۵	۸.۷۳۵۵	۵.۴۷۲۳
واریانس پیش بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	ضریب	۰.۰۵۷۶	-	-	-	-
	آماره t	۱.۸۰۸۰	-	-	-	-
واریانس پیش بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه برداری داده های آمیخته	ضریب	-	۰.۱۵۹۱	-	-	-
	آماره t	-	۲.۳۳۵۵**	-	-	-
واریانس پیش بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	ضریب	-	-	۰.۱۷۴۸	-	-
	آماره t	-	-	۵.۷۰۸۰	-	-
واریانس پیش بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	ضریب	-	-	-	۰.۱۹۸۴	-
	آماره t	-	-	-	۴.۸۷۰۵	-
واریانس پیش بینی نشده بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	ضریب	-	-	-	-	۰.۱۷۶۹
	آماره t	-	-	-	-	۸.۲۰۲۶
احساسات سرمایه گذار	ضریب	۰.۱۶۴۹	۰.۲۴۲۹	۰.۲۰۷۳	۰.۲۱۳۶	۰.۲۰۸۴
	آماره t	۱.۲۱۳۲	۳.۱۲۱۳	۶.۷۰۸۵	۱.۳۴۷۳	۳.۳۱۹۵
واریانس پیش بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	ضریب	۰.۱۶۶۰	-	-	-	-
	آماره t	۲.۷۸۷۴	-	-	-	-

					ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران
-	-	-	۰.۱۳۵۱	-	ضربدر
-	-	-	۵.۴۸۶۹	-	آماره t
-	-	۰.۱۸۴۳	-	-	ضربدر
-	-	۱.۷۴۴۷	-	-	آماره t
-	۰.۰۸۴۸	-	-	-	ضربدر
-	۶.۹۸۹۸	-	-	-	آماره t
۰.۲۲۹۳	-	-	-	-	ضربدر
۸.۵۹۶۷	-	-	-	-	آماره t
-	-	-	-	-	ضربدر
۰.۳۰۹۳۱	۰.۲۳۱۵۵	۰.۱۹۶۹۹	۰.۲۲۲۹۱	۰.۱۳۶۵۱	آماره t
-۹.۲۸۲۸	-۱.۴۸۶۵	-۱۰.۵۳۲	-۶.۶۱۶۵	-۳.۹۲۶۱	ضربدر
۰.۲۳۰۳	۰.۰۸۹۰	۰.۱۱۸۳	۰.۲۲۴۱	۰.۱۸۷۴	آماره t
۶.۸۵۲۹	۱۰.۷۸۶۴	۱۱.۰۸۹۰	۱.۴۹۶۷	۵.۴۱۶۳	ضربدر
۰.۰۳۲۵	۰.۰۳۶۶	۰.۰۳۴۶	۰.۰۵۹۷	۰.۰۴۰۸	آماره t
۲.۴۷۲۳	۱.۷۳۵۵	۴.۸۷۰۵	۲.۷۷۴۶	۱.۵۶۷۴	ضربدر
۰.۱۵۰۶	۰.۱۸۹۰	۰.۱۴۳۷	۰.۲۶۰۷	۰.۱۴۸۲	آماره t
۷.۵۰۵۸	۹.۵۷۴۵	۸.۹۲۳۷	۵.۳۸۷۸	۵.۸۳۵۶	ضربدر
۰.۳۵۸۴	۰.۳۱۷۱	۰.۳۳۹۲	۰.۳۲۳۰	۰.۲۳۰۳	آماره t
۹.۷۴۰۶	۶.۴۰۵۵	۷.۴۳۴۲	۱۱.۷۱۶۹	۱۰.۵۷۳۱	ضربدر
۰.۰۹۱۵	۰.۰۴۶۳	۰.۰۳۱۵	۰.۰۳۲۶	۰.۰۲۱۵	آماره t

۲.۳۱۵۸	۱.۴۸۲۹	۱.۹۷۱۶	۱.۲۰۱۰	۵.۲۰۳۰	آماره t	
۰.۲۵۹۷	۰.۱۵۲۹	۰.۱۵۰۸	۰.۲۴۸۱	۰.۱۳۹۳	ضریب	فرصت‌های سرمایه‌گذاری
۲۱.۴۸۰۵	۱۸.۰۹۱۰	۴.۶۳۵۹	۲.۱۳۲۵	۴.۶۱۱۸	آماره t	
۰.۱۴۱۹	۰.۰۹۹۳	۰.۰۸۲۰	۰.۱۲۴۱	۰.۰۹۸۶	ضریب	مشهود بودن
۲.۳۰۶۴	۱.۷۳۵۵	۱.۲۷۷۸	۵.۲۲۰۳	۳.۲۵۴۸	آماره t	
۱۵.۸۴۳	۱۲.۵۱۹	۱۳.۷۲۹	۱۰.۴۸۲	۱۷.۴۷۳	آماره F	
۰.۸۰۱	۰.۶۴۹	۰.۶۷۸	۰.۶۸۵	۰.۸۵۴	آماره R ^۲	

همان‌طور که در جدول ۹) نشان می‌دهد سطح احتمال ضریب β_3 در مدل‌های پنجره چرخشی و گارچ نامتقارن بالای ۵ درصد بود ولی در مدل نمونه برداری داده‌های آمیخته و گارچ کمتر از ۵ درصد است. این بدان معنی است با استفاده از مدل نمونه برداری داده‌های آمیخته و مدل گارچ احساس سرمایه‌گذار رابطه میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند. چرا که در این مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد. اما با توجه به اینکه احساس سرمایه‌گذار در مدل‌های فوق و سطح معنا داری آنها می‌توان گفت که در زمانی که احساس سرمایه‌گذار قوی است بازده سهام به طور مثبت با واریانس شرطی بازار مرتبط است اما با واریانس شرطی که در دوره‌های احساس سرمایه‌گذار ضعیف است مرتبط نیست. اما اگر معناداری ضریب در سطح ۱ درصد است باشد مدل پنجره چرخشی و گارچ نامتقارن جهت برازش فرضیه مورد استفاده قرار می‌گرفتند. ضریب تعیین تعدیل شده در چهار مدل پنجره چرخشی ۸۵.۴ درصد و در مدل نمونه برداری داده‌های آمیخته ۶۸.۵ درصد و در مدل‌های گارچ و گارچ نامتقارن به ترتیب ۶۷.۸ و ۶۴.۹ درصد است که بیان می‌کند درصدی از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای سمت مدل توضیح داده می‌شوند. با توجه به اینکه ضرایب واریانس پیش‌بینی نشده ضریب احساسات سرمایه‌گذاران، بر اساس آماره T استیودنت مثبت و معنادار می‌باشد؛ در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضیه مشاهده نگردید. بر این اساس می‌توان بیان داشت احساس سرمایه‌گذار رابطه میان واریانس پیش‌بینی نشده بازده سهام و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.

نتیجه‌گیری

فرضیه اول

بررسی‌ها نشان داد که رابطه بین واریانس شرطی پیش‌بینی شده سهام و میانگین بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری داشتند. که مؤید تائید فرضیه اول پژوهش می‌باشد. همچنین با توجه به این که مدل گارچ و گارچ متقارن معنادار نبود برای برازش مدل فرضیه اول، می‌توان نتیجه گرفت که ضریب مؤلفه‌های گارچ نامتقارن در مدل تقریباً صفر بوده و شوک‌های مشاهده شده بر مدل مورد بررسی اثر معنی‌دار نداشته و به عبارتی اثری بر تصمیمات نداشتند. با استفاده از مدل نمونه برداری داده‌های

آمیخته با افزایش واریانس بازده سهام، میانگین بازده سهام افزایش می‌یابد. چراکه در این مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد.

فرضیه دوم

با توجه به نتایج بدست آمده مشاهده گردید که واریانس شرطی بازده سهام که از روش گارچ یا حاصل شده است تحت تأثیر احساس سرمایه‌گذار شدت پذیرفته است. این موضوع به صورت اثر تقویت‌شده در نشان داده شده است. اثر تعدیلگری احساس سرمایه‌گذار به این صورت بود که منجر به افزایش اثر مثبت واریانس پیش‌بینی شده شرطی بر میانگین سهام بود. می‌توان گفت که احساس سرمایه‌گذار زمانی که احساس قوی است باعث افزایش نرخ بازده سهام می‌شود و اثر احساس قوی و ضعیف در مورد نرخ بازده سهام متفاوت است این در حالی است که احساس سرمایه‌گذار رابطه میانگین - واریانس بازده سهام را تعدیل می‌کند. از این رو، فرضیه دوم مورد پذیرش قرار گرفته است.

فرضیه سوم

با توجه به نتایج بدست آمده مشاهده گردید که واریانس شرطی پیش‌بینی نشده بازده سهام که از روش گارچ یا حاصل شده است تحت تأثیر احساس سرمایه‌گذار شدت پذیرفته است. این موضوع به صورت اثر تقویت‌شده در جدول ۱۰ نشان داده شده است. اثر تعدیلگری احساس سرمایه‌گذار به این صورت بود که منجر به افزایش اثر مثبت واریانس پیش‌بینی نشده شرطی بر میانگین بازده سهام بود. می‌توان گفت که در زمانی که احساس سرمایه‌گذار قوی است بازده سهام به طور مثبت با واریانس شرطی بازار مرتبط است اما با واریانس شرطی که در دوره‌های احساس سرمایه‌گذار ضعیف است مرتبط نیست. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد، جز برای سهام شرکت‌های کوچک، در دوره‌های احساسات ضعیف، رابطه بین واریانس - بازده سهام مثبت و معنی‌دار است. اما در دوره‌های احساسات قوی، رابطه مذکور منفی و غیرمعنی‌دار می‌شود. در خصوص شرکت‌های کوچک (شرکت‌های متعلق به چارک پایین) رابطه واریانس - بازده سهام صرف‌نظر از سطح احساسات سرمایه‌گذاران، همواره منفی و معنی‌دار است. یافته‌های این پژوهش با نتایج بدست آمده از تحقیق یو و یوان (۲۰۱۱) سازگار است، در این گونه مواقع، فعالیت‌های معامله‌گران احساساتی (و کم‌تجربه) منجر به ایجاد رابطه منفی میان واریانس - بازده می‌شود؛ چرا که آنها نمی‌توانند به درستی واریانس (ریسک) سهام را تخمین بزنند. رفتار ناهمگون و متغیر سهام‌های کوچک را نیز می‌توان بر اساس همین فرضیه توجیه نمود. بیکر و وورگر (۲۰۰۶) اظهار می‌کنند که این گونه سهام به دلیل آربیتراژ بالاتر، بیشتر مورد توجه سهام‌داران احساساتی قرار گرفته و از این رو، رابطه ریسک - بازده آنها همواره منفی خواهد بود. در این پژوهش همچنین به منظور آزمون پایداری فرضیه پیشنهادی، به بررسی این موضوع می‌پردازد که با افزایش واریانس بازده سهام، میانگین بازده سهام افزایش می‌یابد یا خیر. چرا که یو و یوان (۲۰۱۱) نیز بر این موضوع تأکید داشته‌اند که سهام‌داران انفرادی معمولاً کم‌تجربه‌تر بوده و بنابراین، احتمال برآورد نادرست واریانس از طرف آنان وجود دارد. در نتیجه این امر سبب می‌شود که توازن مثبت میان واریانس و بازده سهام به هم بخورد. ما دریافتیم که جز برای سهام شرکت‌های کوچک، در دوره‌های رشد پایین (بالا) رابطه ریسک - بازده

مثبت (منفی) و معنی‌دار است. در خصوص سهام شرکت‌های کوچک، این رابطه همواره منفی است. به‌طور کلی نتایج ما، با نتایج به‌دست‌آمده توسط یو و یوان (۲۰۱۱) تطابق دارد که بیان می‌کند رابطه ریسک - بازده تحت تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران (خوش‌بینی / بدبینی) قرار می‌گیرد. همچنین بر اساس فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهیم که حضور قابل توجه سرمایه‌گذاران و مبادله در دوره‌های احساسات قوی موجب تضعیف واریانس - بازده سهام می‌شود. مهم‌تر از همه، اینکه خوش‌بینی (بدبینی) سرمایه‌گذاران بیشتر با وضعیت عادی احساسات آنها مشخص می‌شود.

پیشنهادهات

۱- سازمان بورس اوراق بهادار تهران: این سازمان می‌تواند با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش، از احساس سرمایه‌گذاران به‌عنوان یک متغیر مؤثر بر بازار که می‌تواند یک نماینده مناسب برای تعیین قیمت سهام و ارزش جاری باشد و منجر به تخصیص کارآمدی مناسب سبد سهام و بهای تأمین مالی شود. در بازار سرمایه احساس سرمایه‌گذار نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها به‌ویژه برای سهم‌های کوچک ایفا می‌کند. در زمانی که تعداد دارایی‌ها زیاد است، خطر کمتری برای سرمایه‌گذاری به همراه دارد و سبد سرمایه‌گذاری را تضمین می‌کند.

۲- تحلیلگران بازار مالی و مدیران: ایشان می‌توانند با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش، به رابطه بین احساس سرمایه‌گذاران و بازده و نوسان بازده بورس اوراق بهادار پی ببرند و این تحلیلگران در تحلیل‌های خود عوامل رفتاری مؤثر بر بازده بازار را پیش‌بینی کنند و با محاسبه متغیر احساس در طول زمان، مقاطع مناسبی را برای ورود به بازار تعیین کنند. نتایج این پژوهش می‌تواند مبنای علمی ارائه کند که مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بازار برگه‌ای بهادار بر پایه این مبنای می‌توانند نوسان بازار مالی و بازده سهام را پیش‌بینی کنند.

۳- سیاست‌گذاران اقتصادی: نیز می‌توانند از رابطه احساس سرمایه‌گذاران با بازده سهام مطلع شوند و در برنامه‌ریزی‌های خود این را در نظر بگیرند. این پژوهش بر کتاب‌شناسی روبه‌رشد در مورد احساس سرمایه‌گذار و پیامدهای اقتصادی می‌افزاید و مطالعات قبلی در این زمینه بیشتر بر تأثیر احساس سرمایه‌گذار در بازار و بازده پرداخته شده است. در اینجا شاخص مهم برای میانگین واریانس بازده سهام شناسایی می‌شود تا سیاست‌گذاران بتوانند خطر سرمایه‌گذاری خود را کاهش بدهند و به بازده مطلوب دست یابند.

فهرست منابع

۱. تنانی، محسن. (۱۳۹۹). "بررسی ریسک سقوط سهام احساس سرمایه‌گذاری نقش تعدیل‌کنندگی مدیریت سود". فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، انجمن حسابداری ایران، ۳ (۳):

۲. تاروی وردی، یدالله، رستمی جاز، حمید، و احمد یعقوب‌نژاد. (۱۳۹۸). "تأثیر گرایش احساس سرمایه‌گذاران و عوامل صرف ریسک بر ارزشیابی سهام". *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار* ۳۹ (۲): ۹۱-۱۱۱.
۳. ستایش، محمدحسین، و کاظم شمس‌الدینی. (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز* ۳ (۷۰): ۱۰۳-۱۲۵.
۴. سروش‌یار، افسانه، و سعید علی‌محمدی. (۱۳۹۵). "بررسی نقش مومنتوم و احساس سرمایه‌گذاران بر رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار". *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری* ۵ (۱۸): ۱۴۷-۱۵۹.
۵. حسینی، سید علی، و فاطمه مرشدی. (۱۳۹۸). "تأثیر احساس سرمایه‌گذاران بر پویایی معاملات بورس اوراق بهادار". *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی* ۱۱ (۴۴): ۲۲-۱.
۶. همت‌فر، محمود، و حمید مریدی‌پور. (۱۴۰۱). "تبیین نقش گرایش احساس سرمایه‌گذار بر نقدشوندگی سهام". *دانش سرمایه‌گذاری* ۱۱ (۳): ۴۵۳-۴۳۵.
7. Ahmed, B. (2019). "The Effect of Investor Sentiment on Market Reactions to Financial Earnings Restatements: Lessons from The United States". *Journal of Behavioral and Experimental Finance* 24(21):10-24.
8. Ahmed, S. F., Islam, K. M., & Khan, M. (2015). "Relationship Between Inflation and Stock Market Returns". *Applied Economics Letters* 14(8):555-557.
9. Antoniou, C., Doukas, J. A., & Subrahmanyam, A. (2015). "Investor Sentiment, Beta", and the Cost of Equity Capital. *Management Science* 62(2): 347-367.
10. Bi, J., Jin, H., & Meng, Q. (2018). "Behavioral Mean-Variance Portfolio Selection". *European Journal of Operational Research* 271(2): 644-663.
11. Chi Seng Pun. (2018). "Time-Consistent Mean-Variance Portfolio Selection with Only Risky Assets". *Economic Modelling* 18(5):1-12.
12. Chiu, W. J. (2013). "Can Corporate Governance Mitigate the Adverse Impact of Investor Sentiment on Corporate Investment Decisions? Evidence from Taiwan". *Asian Journal of Finance & Accounting* 5(2): 101-126

13. De Bondt, W. F., Muradoglu, Y. G., Shefrin, H., & Staikouras, S. K. (2008). "Behavioral Finance: QuoVadis?", **Journal of Applied Finance** (Formerly Financial Practice and Education) 18(2):7-21.
14. Dhankar, R. S. (2019). "Investor Sentiment and Returns. In Capital Markets". **Investment Decision Making**. 25(3): 211-225
15. He, Z., He, L., & Wen, F. (2019). "Risk Compensation and Market Returns: The Role of Investor Sentiment in the Stock Market". **Emerging Markets Finance and Trade** 55(3):704-718.
16. Hunjra, A. I., Qureshi, S. A., & Riaz, L. (2016). "Psychological Factors and Investment Decision Making: A Confirmatory Factor Analysis". **Journal of Contemporary Management Sciences** 2(1): 65-82.
17. Kim, T., & Ha, A. (2010, August). "Investor Sentiment and Market", **Anomalies. Journal of finance** 16(2):1645-1680
18. Klemola, A. (2019). "Internet Search-Based Investor Sentiment and Value Premium". **Finance Research Letters** 35(6):1-6.
19. Lee, P. E. (2019). "The Empirical Study of Investor Sentiment on Stock Return Prediction". **International Journal of Economics and Financial Issues** 9(2): 1-19.
20. León, D., Aragón, A., Sandoval, J., Hernández, G., Arévalo, A., & Niño, J. (2017). "Clustering Algorithms for Risk-Adjusted Portfolio Construction". **Procedia Computer Science** 108(6): 1334-1343.
21. Liston, D. P. (2016). "Sin Stock Returns and Investor Sentiment". **The quarterly review of economics and finance** 59(3): 63-70.
22. Liu, S. (2015). "Investor Sentiment and Stock Market Liquidity". **Journal of Behavioral Finance** 16(1): 51-67.
23. Mian, G. M., & Sankaraguruswamy, S. (2012). "Investor Sentiment and Stock Market Response to Earnings News". **The Accounting Review** 87(4): 1357-1384.
24. Piccoli, P., da Costa Jr, N. C., da Silva, W. V., & Cruz, J. A. (2018). "Investor Sentiment and the Risk-Return Tradeoff in the Brazilian Market". **Accounting & Finance** 58(4): 599-618.
25. Qin, Z. (2018). "Mean-Variance Model for Portfolio Optimization Problem In The Simultaneous Presence of Random and Uncertain Returns". **European Journal of Operational Research**, 245(2): 480-488.

26. Rongjun Yanga, Lin Yub, Yuanjun Zhaoc, d, Hongxin Yue, Guiping Xuf, Yiting Wud,
27. Ryu, D., Kim, H., & Yang, H. (2017). "Investor Sentiment, Trading Behavior and Stock Returns". **Applied Economics Letters** 24(12): 826-830.
28. Smales, L. A. (2017). "The Importance of Fear: Investor Sentiment and Stock Market Returns". **Applied Economics** 49(34): 3395-3421.
29. Wang, W. (2018). "The Mean–Variance Relation and the Role of Institutional Investor Sentiment". **Economics Letters**, 168(6): 61-64.
30. Zhengkai Liug. (2019). "Big Data Analytics for Financial Market Volatility Forecast Based on Support Vector Machine". **International Journal of Information Management** 26 (8):1-11





The Moderating Effect of Investor Sentiment on The Relationship between Conditional Variance and Stock Returns by Comparing the Rolling Window Model. Mixed Data Sampling Approach, GARCH and Asymmetric GARCH Models

Mohamad Mohamadi (PhD)¹©

Assistant Professor, Department of Accounting, Parandak Institute of Higher Education, Parandak, Iran

Majid Azimi Yancheshme (PhD)

Assistant Professor, Department of Accounting, Mobarake Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran

(Received: January 23, 2023; Accepted: March 02, 2023)

The aim of this research is to present a model based on investor sentiment and the relationship between conditional variance and stock returns by comparing the rolling window model. The mixed data sampling approach is GARCH and asymmetric GARCH models. The statistical population of this research consists of the companies accepted in the Tehran Stock Exchange, based on the systematic elimination method, 112 companies were selected as the sample size during the years 1394-1400. The method of collecting information is library and field. Data analysis was done using the multivariable regression model presented in the research with the help of Stata software. The results of the research hypotheses test showed that the relationship between the expected stock variance and the average stock return had a positive and significant relationship. According to the obtained results, it was observed that the conditional variance of stock returns obtained from the Garch method and mixed data sampling is strongly influenced by investor sentiment. The moderating effect of investor sentiment was such that it led to an increase in the positive effect of the expected future variance on the average stock. Therefore, the predicted and unanticipated variance of stock returns on the average stock return under the influence of investor sentiments was also confirmed using the GARCH model and mixed data sampling approach, but it was not confirmed with the revolving window model and the asymmetric GARCH model.

Keywords: Investor Sentiment, Conditional Variance, Stock Returns.

¹ mkz.mohamadu@gmail.com© (Corresponding Author)