تحقیقات حسابداری و حسابرسی، بهار ۱۴۰۴، شماره ۶۵، از صفحه ۱۰۳ تا ۱۳۸

اثر تعدیل‌کنندۀ احساس سرمایه‌گذار بر رابطۀ میان واریانس شرطی و بازده سهام با مقایسه مدل پنجرۀ گردشی. رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته، مدلهای گارچ

دکتر محمد محمدی[1]©

استایار حسابداری ،گروه حسابداری، واحدپرندک، دانشگاه غیر انتقاعی، 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 پنجرۀ 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. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از مدل رگرسیونی چندمتغیره ارائه شده در پژوهش به کمک نرم افزاراستتا 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 داده های 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. ازاین‌رو، واریانس پیش‌بینی شده و نشده بازده سهام بر روی میانگین بازده سهام تحت‌تأثیر احساسات سرمایه‌گذار نیزبا استفاده از مدل گارچ و رویکرد نمونه برداری داده های آمیخته مورد تایید قرار گرفته ولی با مدل پنجره گردشی و مدل گارچ نامتقارن مورد تایید قرار نگرفته است.

واژه‌های کلیدی: احساس سرمایه گذار، واریانس شرطی، بازده سهام،مدل های گارچ..

[1] mkz.mohamadu@gmail.com

© (نویسندۀ مسئول)

مقاله علمی – پژوهشی

مقدمه

رابطه میانگین- واریانس مدت هاســـت که مورد توجه قرار گرفته اســـت. 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 شـرطی بر دوره های احسـاسـات قوی مرتبط نیسـتند.رابطه میانگین-واریانس داراییهای مالی، یکی از ارکان مالی جدید اســـت. رابطهٔ مثبت میان این دو متغیر بدین معناســـت که هر چه دارایی بی‌ثبات‌تر باشد، انتظار می‌رود بازده آن بیشتر شود. درحالی‌که در مدلهای مختلف قیمت‌گذاری داراییها، این رابطه مثبت فرض شـــده اســـت، اما گواهان تجربی مبنی بر این رابطه، بحث‌برانگیز بوده اســـت. درحالی‌که برخی پژوهشـگران رابطهٔ مثبت و معناداری را میان این دو متغیر نشـان داده‌اند، برخی دیگر ادعا کرده‌اند گرچه این رابطه مثبت است ولی کم‌اهمیت است. علاوه‌براین، کتاب‌شـناسـی پیشـین شـامل مطالعاتی اسـت که رابطهٔ منفی و معنادار میان این دو متغیر را مسـتند کرده اسـت. همچنین، اسـتدلال می‌شود که این ناسازواری ممکن است ناشی از روشهای مختلف اندازه‌گیری خطر یک دارایی باشد، زیرا نوسان شرطی آن به‌طور مستقیم مشاهده‌پذیر نیست .[۲۱].رابطهٔ میان علوم مالی و سایر علوم که از آن با نام روان‌شـناسـی مالی یا مالی رفتاری یاد می‌شـود، به بررسـی فرایند تصـمیم سـرمایه‌گذاران و واکنش آنها نسـبت به شـرایط مختلف بازارهای مالی می‌پردازد و بر تأثیر شـخصـیت، فرهنگ، قضـاوت و احسـاس افراد در هنگام ســـرمایه‌گذاری تأکید دارد. .[۱۸].روان‌شـــناســـی مالی به این موضـــوع می‌پردازد که دیدگاه‌هایی مانند پیش‌بینی کامل، قیمتهای انعطاف‌پذیر و دانش کامل در تصـــمیمات ســـرمایه‌گذاری غیرواقعی هستند. به عبارت دیگر، روان‌شناسی مالی یک پارادایش جدید در نظریه‌های مالی است که به درک و پیش‌بینی سامانمند سازوکار و تصمیم‌گیری مالی با تأکید بر اصول رفتاری می‌پردازد تا به همراه مدلهای ســـنتی مالی، رفتار بازار درســـت‌تر و با دقت بیشـــتر مورد تحلیل قرار گیرد .[۱۵].احســـاس سرمایه‌گذار درباره اعتقاد به جریانهای نقد آینده و خطر سرمایه‌گذاری اشاره دارد که از طریق واقعیتهای موجود توجیه‌پذیر نیست .[۲۴]. به‌عبارت‌دیگر، احساس سرمایه‌گذار همچون میزان خوش‌بینی یا بدبینی بیش از حد کنشـــگران در بازارهای مالی تعریف می‌شـــود که بر تصـــمیم‌گیری ســـامانمند اثر می‌گذارد .[۱۲].با توسعه شواهد قبلی، هدف این پژوهش، ارائه بینش بیشتر در مورد تاثیر احساسات سرمایه گذار بر رابطه میانگین- واریانس است، که در دو بحث بسط داده می شود. اولاً سرمایه‌گذاران فردی در زمانی که احساس آنها قوی است به دلیل نداشتن تمایل به اتخاذ مواضع کوتاه‌مدت، تأثیر بیشتری بر بازارهای ســهام دارند.[۲۸].ثانیاً زمانی که احســاس ســرمایه‌گذاران قوی اســت به دلیل ناتوانی در ســنجش خطر، تمایل به تحریف رابطهٔ میانگین-واریانس بازده ســـهام دارند.[۲۶].به‌طورکلی، این دو اســـتدلال نشـــان می‌دهد، احساس سرمایه‌گذاران فردی موجب می‌شود 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 احسـاسـات قوی موجب تضـعیف ریسـک بازده خواهد شـد. مهمتر از همه،

اینکه قوی (ضعیف) سرمایه گذاران بیشتر با وضعیت عادی احساسات آنها مشخص می شود. اهمیت این پژوهش را می‌توان از جنبه‌های گوناگونی بیان کرد. اول، علاوه بر این‌که 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 سرمایه‌گذارانی‌موردبررسی‌قرار می‌گیردکه‌دردهه‌اخیر نیز از سوی سیاست‌گذاران اقتصادی در سند چشم‌انداز توسعه کشور و ابلاغیه سیاستهای کلی اصل چهل و 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 تعدیل‌کنندهٔ احساس سرمایه‌گذار بر رابطهٔ میان واریانس شرطی و بازده سهام در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می پردازد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نظریهٔ جدید انتخاب سبد سرمایه‌گذاری یک نظریهٔ 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 تشکیل‌دهندهٔ سبد سرمایه‌گذاری هستند، خطر را برای میزان معینی از بازده انتظاری کمینه سازد. از زمان کار پایه‌ای مارکوویتز (۱۹۵۲) مسئلهٔ بهینه‌سازی رابطهٔ میانگین-واریانس بازده سهام به یکی از بحثهای مهم در نظریهٔ 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) نظریهٔ سبد سرمایه‌گذاری را مطرح کرد و مشکلات روزانه‌ای که سرمایه‌گذاران با آن روبرو بودند را این‌گونه نام‌گذاری کرد: چارچوب میانگین-واریانس بازده سهام و مسئلهٔ بهینه‌سازی. این چارچوب گویای آن است که واریانس سبد سرمایه‌گذاری در سطح معینی از بازده انتظاری است .[۲۰].نظریهٔ 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 به‌کار برده می‌شود. در نظریهٔ سبد سرمایه‌گذاری، بازده برگهای بهادار همچون یک متغیر تصادفی است و ویژگیهای آن از قبیل ارزش انتظاری و واریانس بر پایهٔ 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].به‌طورکلی، 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 اندازهٔ بازار و انحراف قیمت سهام از ارزشهای بنیادی آن می‌گردد.[۱۲].در واقع تصمیم‌گیریهای 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 استدلال‌که‌قیمت سهام بر اساس‌ارزیابی سرمایه‌گذاران از جریانهای نقد انتظاری تعیین می‌شود، پیش‌بینی کردندهنگامی‌که 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 این‌کار، قیمت‌گذاری بیش از اندازه سهام است. ازسوی‌دیگر، هنگامی‌که 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 سرمایه گذار نقش اساسی در مبادله واریانس و واکنش قیمت ها به تغییرات نوسان شرطی دارد.در دوره‌هایی که احساسات ضعیف است، یک رابطه منفی شدیدی بین بازده و تغییرات نوسانات‌وجود دارد. در نتیجه با میانگین واریانس در دوره‌های با احساسات ضعیف سازگار است. ازآنجاکه 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 کسب‌وکار، 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 نابهینهٔ 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].به‌طورکلی، 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. به‌عبارت‌دیگر، 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].همچنین‌در این پژوهش برای بررسی اثر تکانه‌های نامتقارن از مدل جی‌جی‌آرگارچ استفاده می‌شود. این مدل به‌گونه‌ای 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 سرمایه گذاربرنقد شوندگی سهام به این موضوع پرداختند،یکی از عوامل مهمی که می تواند ریسک سرمایه گذاری در بازار سرمایه را افزایش دهد،عدم نقدشوندگی در این بازار است که می تواند جلوی رشد و توسعه بازار را بگیرید.به این منظور از داده های ۹۵ شرکت طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۲با استفاده از مدل رگرسیون چند متغیره مورد بررسی قرار دادند،و نتایج نشان دادکه احساس بالا و پایین در شرکت های کوچک باعث نقد شوندگی سهام می شودولی در شرکت های 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 می پردازد.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 می دهد 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 تاثیراحساس سرمایه‌گذاربر 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. براین‌اساس، تغییرات قیمت سهام به تغییرات سامانمند در ارزشهای بنیادی شرکت مربوط می‌شود و رفتار غیرمنطقی سرمایه‌گذار تأثیری بر بازده ندارد.به این منظور از داده های ۱۱۷ شرکت طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۹با استفاده از مدل رگرسیون

چندمتغیره مورد بررسی قرار گرفت .نتایج پژوهش نشان داد که احساس سرمایه‌گذار تاثیر مستقیمی بر بازده سهام دارد که با افزایش (کاهش)احساس سرمایه گذار پویایی بازار(بازده) نیز افزایش و کاهش می یابد.[۵].تاری‌وردی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشـــی با عنوان تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عوامل صرف ریسک بر ارزشیابی سهام به بررسـی این موضـوع پرداختند که تغییر قیمت سهام و انحراف قیمت جاری سهام از ارزش ذاتی آن علاوه بر عوامل صرف ریسک، با رفتارهای احساسی‌سرمایه‌گذاران نیز تبیین می‌شود. بدون شک هر دو عامل رفتار غیرمنطقی سرمایه‌گذاران و شاخصـهای اقتصادی می‌توانند بر روی ارزش بازار سهام شـرکتها تأثیر بگذارند. به همین منظور با اسـتفاده از دادههای ۹۵ شـرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه بررسی شده‌است. نتایج پژوهش نشان مـی‌دهـد که انحراف قیمت بازار سهام از ارزش ذاتی سهام می‌تواند با هر دو عامل گرایش‌احساسی سرمایه‌گذاران و صرف ریسک تبیین شود. اثرهای منفی گرایشـــهای احساسی سرمایه‌گذاران منجر به ارزشیابی‌کمتر ازحد قیمت بازار سهام نسبت به ارزشـــهای 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 پژوهشـی با نام احسـاس سـرمایه‌گذار به یک شـرکت ویژه و ریسـک سقوط قیمت سهام را بررسی کرده است. در این پژوهش گمان می‌رود که احساس سرمایه‌گذار تأثیر بر بازار، نوسـان بازار مالی و پیامدهای اقتصـادی دارد. نقدینگی زیاد در بازار سـهام می‌تواند خطر سـقوط قیمت سهام را کاهش دهد و از طرفی نقدشـوندگی سهام نظارت مؤثری بر صاحبان سهام دارد و باعث افزایش اطلاعات در مورد قیمت ســـهام می‌شـــود. در این پژوهش یک شـــاخص جدیدی از احســـاس ســـرمایه‌گذار به یک شـــرکت ویژه پیشـــنهاد شـــده که رابطه با ریســـک ســـقوط قیمت ســـهام 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 ســـرمایه‌گذاران خرده‌پا با ریســـک ســـقوط قیمت ســـهام رابطه منفی دارد. .[۱۰].هی و همکاران (۲۰۱۹) درپژوهشی با نام تأثیر احسـاسی سرمایه‌گذار بر نقدشـوندگی 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 نزخ بازار و خرید خالص همراه اسـت. تأثیر احسـاس سـرمایه‌گذار بر نقدشوندگی سهام و رفتار معاملات ممکن است نامتقارن باشد. یعنی احساس بدبینی سرمایه‌گذار باعث تسـریع از بین رفتن نقد شـوندگی سـهام و افزایش فروش خالص در دوره بحران مالی می‌شـود. احسـاس خوش‌بینی سرمایه‌گذار نقدشوندگی سهام را بهبود می‌بخشد. به‌ویژه، احساس بدبینانه و خوش‌بینانه بر نقدشـوندگی سـهام و حجم خالص خرید به طور یکسـان تأثیر می‌گذارد. نتایج پژوهش تأثیر سـوگیری روانشـناختی منفی بر نقدینگی و رفتار معاملاتی سـرمایه‌گذاران را نشـان می‌دهد. همچنین نتایج نشـان 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) درپژوهشی با نام رابطه میانگین-واریانس و احسـاس سـرمایه‌گذار در سـطح سـهام 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) درپژوهشی 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 وقیمت 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 درحالی‌که 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.

فرضیهٔ دوم: احساس سرمایه‌گذار رابطهٔ میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.

فرضیهٔ سوم: احساس سرمایه‌گذار رابطهٔ میان واریانس پیش‌بینی نشدهٔ بازده سهام و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.

تبیین و اندازه‌گیری متغیرها

متغیرهای این پژوهش دربرگیرندهٔ متغیرهای وابسته، مستقل، تعدیل‌کننده، وکنترلی است. دربارهٔ این متغیرها در دنباله گفتگو می‌شود.

متغیر وابسته

۱. میانگین بازده سهام. بازده سه‌ماههٔسهام که از بستهٔ 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 پنجرهٔ گردشی، نمونه‌برداری داده‌های آمیخته، گارچ، و گارچ نامتقارن بهره جست. این در دنباله تشریح می‌شوند:

مدل پنجرهٔ 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 سه‌ماههٔ t برای بازدهی سه‌ماههٔ $t+1$.

N_t : تعداد روزهای معاملاتی در سه‌ماههٔ 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 سه ماهه است.

علاوه بر برآورد واریانس شرطی برای تحلیل رابطهٔ میانگین-واریانس برای بررسی رابطهٔ 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[1] (۱۹۸۷) از تغییر پیش‌بینی نشده در نوسان جاری همچون شاخصی برای نوآوری نوسان[2] و به صورت **رابطه (۲)** استفاده می‌شود یعنی تغییر در واریانس واقعی:

رابطهٔ (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[3] کار قیسل و همکاران[4] (۲۰۰۵) است. در همسنجی مدل پنجرهٔ گردشی که واریانس شرطی را با کاربست بازده‌های روزانهٔ ماه قبل با وزنهای مساوی می‌سنجد رویکرد نمونه‌برداری داده‌های آمیخته افق زمانی درازتری دارد و سامانهٔ وزن‌دهی ناهمسانی دارد. برآوردکنندهٔ واریانس شرطی در این رویکرد از **رابطهٔ (۳)** به دست می‌آید:

رابطهٔ (۳)

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

---

1 French et al.

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

3 Mixed Data Sampling (MIDAS).

4 Ghysal et al.

که در آن:

رابطهٔ (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:

رابطهٔ (۵)

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

مدلهای گارچ و گارچ نامتقارن. مدلهای گونهٔ گارچ به شکل گسترده‌ای در مدل‌سازی نوسان بازده‌های بازار سهام به‌کاربسته 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 بتوانند 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)

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

که در آن:

$\mathrm{Var}_t(R_{t+1})$: 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)

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

که در آن:

I_t : یک متغیر ساختگی برای تکانه‌های مثبت است؛ یعنی I_t شناسهٔ 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 **رابطهٔ (۶)** و **رابطهٔ (۷)** ادامه اندازه‌گیری می‌شود:

رابطهٔ (۶)

$$\mathrm{Var}_t(R_{t+1}) = E_t(\sum_{d=1}^{66} h_{t+d})$$

رابطهٔ (۷)

$$Var_t(R_{t+1})^u = \mathrm{Var}_{t+1}(R_{t+2}) - Var_t(R_{t+2}) = E_{t+1}(\sum_{d=1}^{66} h_{t+1+d}) - E_t(\sum_{d=67}^{264} h_{t+d})$$

که در آن:

R_t : بازده خالص سه‌ماهه.

h_t : واریانس شرطی بازده‌های سه‌ماهه و اندیس متناظر نشان‌دهندهٔ تاریخ t به اضافهٔ روزهای d است. برای گارچ نامتقارن (۱،۱) روشها همانند گارچ (۱،۱) است به‌جز 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 رابطهٔ (۳) است:

رابطهٔ (۳)

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

که در آن:

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

R_{it} : رتبهٔ بازده سه‌ماههٔ سهم برای شرکت i در دورهٔ t.

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

R_{iv} : رتبهٔ نوسان تاریخی سهم شرکت i در دورهٔ t. این نوسان برابر است با انحراف معیار بازده‌های سه‌ماههٔ سهم در چهار دورهٔ سه‌ماهه قبل به‌علاوه دورهٔ جاری.

$\bar{R}_v$: میانگین رتبه‌های نوسان تاریخی سهم شرکت i در دورهٔ t.

پس از سنجش این متغیر قدر مطلق آن را به‌دست آورده و به‌ترتیب صعودی آن را مرتب و میانهٔ 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 رابطهٔ 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 ارائهٔ 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-اندازهٔ شرکت (داراییها). این متغیر برابر است با لگاریتم طبیعی کل داراییها در پایان دوره.

۳-ندازهٔ شرکت (درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات). این متغیر برابر است با لگاریتم طبیعی درآمد عملیاتی (فروش خالص و درآمد ارائهٔ 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 فرضیهٔ یکم این پژوهش از **مدل (۵)** استفاده می‌شود:

مدل (۵)

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

که در آن:

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

$Var_{it}(R_{i(t+1)})$: واریانس شرطی بازده اضافی ماهیانه دورهٔ $t+1$ برای شرکت i در دورهٔ t.

Lev_{it}: اهرم مالی برای شرکت i در دورهٔ t.

$Cashflow_{it}$: جریان نقد عملیاتی برای شرکت i در دورهٔ t.

$\ln(Assets)_{it}$: لگاریتم طبیعی کل داراییها برای شرکت i در دورهٔ t.

$\ln(Sale)_{it}$: لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات برای شرکت i در دورهٔ t.

$Liquidity_{it}$: نقدینگی برای شرکت i در دورهٔ t.

$Dividend_{it}$: درصد پرداخت سود سهام برای شرکت i در دورهٔ t.

$TobinsQ_{it}$: فرصتهای سرمایه‌گذاری برای شرکت i در دورهٔ t.

$Tangible\ Asset_{it}$: مشهود بودن برای شرکت i در دورهٔ t.

$\varepsilon_{i(t+1)}$: پسماند مدل برای شرکت i در دورهٔ $t+1$.

چنانچه با به‌کارگیری آزمون تی استیودنت β_1 مثبت و معنادار باشد فرضیهٔ یکم این پژوهش پذیرفته می‌شود.

برای آزمون فرضیهٔ 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 دورهٔ t.

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

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

مدل (۷)

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

که در آن:

$Var^{u}_{it}(R_{i(t+1)})$: واریانس پیش‌بینی نشدهٔ بازده اضافی ماهیانه دورهٔ $t+1$ برای شرکت i در دورهٔ t.

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

روش شناسی و تجزیه و تحلیل پژوهش

این تحقیق ازنظر هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از نظر روش تحقیق از نوع توصیفی – همبستگی می‌باشد. تحلیل داده ها در این پژوهش با استفاده از آزمون های 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 می‌دهدکه تعداد آنها ۱۱۲شرکت می باشد.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 سال۱۳۹۴ 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 بازهٔ زمانی پژوهش وقفهٔ معاملاتی بیشتر از سه ماه نداشته باشد.

۵. داده‌های مورد نیاز برای سنجش متغیرها در دسترس باشد به‌ویژه اطلاعات مالی سه‌ماههٔ شرکتها.

پس از اعمال این شرایط و استفاده از روش حذفی سیستماتیک، تعداد۱۱۲ 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	۰.۰۶۹	۳.۴۱۳	-۳.۳۰۹	۰.۲۸۷
احساس سرمایه‌گذار	۰.۴۸۰۱	۳.۵۱۵	-۲.۹۳۱	۰.۶۵۰۴
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	۰.۹۵۴	۳.۸۶۱	-۳.۰۹۸	۲.۶۴۴
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	۰.۴۵۸	۳.۹۹۶	-۳.۸۳۵	۲.۷۸۵
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	۰.۵۶۱	۳.۱۷۸	-۳.۹۰۹	۲.۹۵۶
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	۰.۴۸۳	۳.۳۱۹	-۳.۰۹	۲.۸۴۷

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
اندازهٔ شرکت (دارایی‌ها)	۰.۵۰۳	۳.۷۶۲	-۲.۳۳۴	۰.۷۹۱
فروش شرکت (درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائهٔ 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 ۲.۹٪ دارای احساس ضعیف و ۳.۵٪ اوقات دارای احساس شدید هستند. به عبارتی حدود ۶۵درصد سرمایه‌گذاران دارای گرایش احساسی هستند. باتوجه به‌جدول‌آمار توصیفی میانگین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران ۴۸درصد است، می‌توان نتیجه گرفت هر سرمایه‌گذار در حدود ۴۸درصد 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

تفریبا 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. دراین‌رابطه، 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 دررابطه‌با آن شرکت است. این شاخص، می‌تواند اخبار وقایعی 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 ازاین‌حیث به دست می‌آورند، بر عدد مطلق ریسک و بازدهی ارجحیت دارد (جونز و بلندوپادهلیاها، 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 استیودنت و فیشر از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند ازمون 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 (۲۰۰۱)، 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)

		لوین، لین و چو		فیشر، فلیپس پرو	فیشر دیکی فولر تعمیم		ایم پسران و شین		لوین، لین و چو		نتیجه
		آماره	p. v	p. v	آماره	p. v	آماره	p. v	آماره	p. v	
میانگین بازده سهام		۶۴۴.۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۲۱۹.۶۴	۰.۰۰۰	-۲۱.۹۶۴	۰.۰۰۰	-۱۱.۲۰۲	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
احساس سرمایه‌گذار		۳۳۱.۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱۱۲.۹۱	۰.۰۰۰	-۱۱.۲۹۱	۰.۰۰۰	-۵.۷۵۸	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی		۳۳۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱۱۳.۲۱	۰.۰۰۰	-۱۱.۳۲۱	۰.۰۰۰	-۵.۷۷۴	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته		۴۴۵.۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱۵۱.۹۵	۰.۰۰۰	-۱۵.۱۹۵	۰.۰۰۰	-۷.۷۴۹	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ		۴۱۳.۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱۴۱.۰۰	۰.۰۰۰	-۱۴.۱۰۰	۰.۰۰۰	-۷.۱۹۱	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی		۶۷۵.۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۲۳۰.۳۵	۰.۰۰۰	-۲۳.۰۳۵	۰.۰۰۰	-۱۱.۷۴۸	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی		۶۰۷.۹۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۲۰۷.۳۱۵	۰.۰۰۰	-۲۰.۷۳۱۵	۰.۰۰۰	-۱۰.۵۷۳۲	۰.۰۰۰	در سطح مانا است.
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی		۴۴۲.۳۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱۵۰.۸۵	۰.۰۰۰	-۱۵۰.۸۵	۰.۰۰۰	-۷.۶۹۴	۰.۰۰۰	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.	در سطح مانا است.
۰.۰۱۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
-۳.۶۱۵	-۴.۱۵۳	-۵.۷۵۶	-۵.۴۱۰۶۴	-۷.۳۰۲	-۹.۱۸۵	-۴.۷۲۲	-۴.۷۳۵	-۶.۳۵۴
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
-۷.۰۸۸	-۸.۱۴۲	-۱۱.۲۸۵	-۱۰.۶۰۷۹	-۱۴.۳۱۷	-۱۸.۰۱۰	-۹.۲۵۸	-۹.۲۸۳	-۱۲.۴۶۰
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۷۰.۸۸	۸۱.۴۲	۱۱۲.۸۵	۱۰۶.۰۷۹	۱۴۳.۱۷۲	۱۸۰.۱۰	۹۲.۵۸	۹۲.۸۳	۱۲۴.۶۰
۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲۰۷.۸۷	۲۳۸.۷۸	۳۳۰.۹۵	۳۱۱.۰۹۳	۴۱۹.۸۵۰	۵۲۸.۱۶	۲۷۱.۵۰	۲۷۲.۲۴	۳۶۵.۳۹
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس تحلیل مولفه اصلی	نوسان بازار مالی بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	اهرم مالی	جریان نقد عملیاتی	اندازهٔ شرکت (دارایی‌ها)	فروش شرکت (درآمد عملیاتی یا فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات)

نقدینگی	۳۳۹.۰۷	۰.۰۰۰	۱۱۵.۶۲	۰.۰۰۰	-۱۱.۵۶۲	۰.۰۰۰	-۵.۸۹۷	در سطح مانا است.
درصد پرداخت سود سهام	۵۵۳.۹۱	۰.۰۰۰	۱۸۸.۸۸	۰.۰۰۰	-۱۸.۸۸۸	۰.۰۰۰	-۹.۶۳۳	در سطح مانا است.
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۴۱۲.۵۵	۰.۰۰۰	۱۴۰.۶۸	۰.۰۰۰	-۱۴.۰۶۸	۰.۰۰۰	-۷.۱۷۵	در سطح مانا است.
مشهود بودن	۱۰۷.۰۷	۰.۰۰۰	۳۶.۵۱	۰.۰۰۰	-۳.۶۵۱	۰.۰۰۰	-۲.۷۳۸	در سطح مانا است.

تعیین مدل مناسب برای تخمین مدل رگرسیون

برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از ازمون F لیمر (چاو)، استفاده شده است . در آزمون چاو، فرضیه H۰ یکسان بودن عرض از مبدأها (داده‌های تلفیقی)، در مقابل فرضیه مخالف H۱، 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 ثلبت 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 راست نمایی اثرات ثابت و هاسمن در فرضیه اول

	مدل	آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
فرضیه اول	واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر	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	تخمین به روش اثر ثابت
		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	تخمین به روش اثر ثابت
		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	تخمین به روش اثر ثابت
		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	تخمین به روش اثر ثابت

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

فرضیه	مدل	آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
دوم	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

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

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

فرضیه	**مدل**	**آزمون**	**آماره آزمون**	**مقدار آماره**	**سطح معنی‌داری**	**نتیجه آزمون**	**نوع برآورد**
سوم	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 هاسمن	کای دو	۴۴.۱۴۶۸	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	
	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	آزمون F لیمر	F	۱۴.۷۷۵۲	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت
		آزمون هاسمن	کای دو	۷۵.۳۶۲۹	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	
	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	آزمون F لیمر	F	۱۱.۱۸۰۹	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت
		آزمون هاسمن	کای دو	۳۶.۸۵۶۱	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	
	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	آزمون F لیمر	F	۱۷.۷۱۱۶	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت
		آزمون هاسمن	کای دو	۱۵.۸۸۹۷	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	
	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس تحلیل مولفه اصلی	آزمون F لیمر	F	۱۶.۴۹۵۰	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت
		آزمون هاسمن	کای دو	۱۶.۷۶۵۳	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر	

آزمون فروض کلاسیک رگرسیون

یک آزمون رایج در این رابطه آزمون جارک – برا(JB) اســت. در آزمون جارک- برا با اســتفاده 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 بیان کننده 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 جارک 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 جارک 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 جارک برا	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.

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

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

نام متغیر	ضریب و آماره t	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی شده
عرض از مبدا	ضریب	۰.۳۸۴	۰.۴۷۳	۰.۳۱۱	۰.۵۳۴	۰.۳۹۳
	آماره t	۴.۵۵۶	۶.۰۱۱	۷.۱۶۵	۵.۹۹۷	۴.۰۶۵

واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	ضریب	۰.۵۶۳	-	-	-	-
	آماره t	۶.۴۴۴	-	-	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	ضریب	-	۰.۵۰۹	-	-	-
	آماره t	-	۲.۵۵۶	-	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	ضریب	-	-	۰.۶۸۲	-	-
	آماره t	-	-	۵.۰۹۴	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	ضریب	-	-	-	۰.۶۵۴	-
	آماره t	-	-	-	۸.۱۸۷	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	ضریب	-	-	-	-	۰.۷۰۹
	آماره t	-	-	-	-	۱۱.۴۴۶
اهرم مالی	ضریب	-۰.۰۹۴۸	-۰.۱۵۴۸	-۰.۱۳۶۸	-۰.۱۶۰۸	-۰.۲۱۴۸
	آماره t	-۱.۳۳۷۶	-۴.۵۹۴۸	-۷.۳۱۴	-۱.۷۲۶۸	-۶.۴۴۶۴
جریان نقد عملیاتی	ضریب	۰.۰۷۹	۰.۱۲۹	۰.۱۱۴	۰.۱۳۴	۰.۱۷۹
	آماره t	۱.۹۴۸	۱.۳۲۹	۶.۰۹۵	۶.۴۳۹	۵.۳۷۲
لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها	ضریب	۰.۳۴۷	۰.۱۵۳	۰.۲۹۸	۰.۳۱۶	۰.۲۷۴
	آماره t	۴.۵۵۶	۶.۰۱۱	۷.۱۶۵	۵.۹۹۷	۴.۰۶۵
لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی	ضریب	۰.۴۱۳	۰.۵۱۷	۰.۶۱۹	۰.۴۸۷	۰.۵۱۱
	آماره t	۵.۵۵۶	۳.۰۱۱	۵.۳۳۳	۱.۹۹۷	۲.۰۶۵
نقدینگی	ضریب	۰.۱۷۶	۰.۱۱۶	۰.۲۱۵	۰.۱۹۷	۰.۱۸۴
	آماره t	۱.۶۶۴	۲.۵۶۷	۱.۴۴۵	۱.۵۲۹	۳.۴۳۱
درصد پرداخت سود	ضریب	۰.۰۹۶	۰.۱۰۴	۰.۰۹۵	۰.۰۱۶	۰.۱۴۳
	آماره t	۱.۴۱۷	۱.۴۰۱	۲.۱۰۵	۲.۸۷۵	۲.۰۶۴
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	ضریب	۰.۲۹۶	۰.۳۳۲	۰.۳۹۰	۰.۴۰۸	۰.۴۳۱

	آماره t	۳.۹۵۹	۸.۱۰۵	۳.۵۰۵	۷.۷۴۶	۱۰.۴۴۵
مشهود بودن	ضریب	۰.۱۴۳	۰.۲۰۲	۰.۱۸۶	۰.۲۵۱	۰.۲۳۴
	آماره t	۰.۸۸۷	۱.۲۴۵	۲.۰۶۵	۵.۹۹۷	۱.۹۸۶
آماره F		۱۱.۷۶۵	۱۲.۷۱۷	۱۱.۰۶۴	۱۰.۸۶۵	۱۴.۹۴۳
آماره R^2		۰.۵۰۹	۰.۶۱۱	۰.۶۲۳	۰.۶۸۸	۰.۷۶۴

همان طورکه در جدول ۸) نشان می دهد سطح احتمال ضریبβ_1 در مدلهای پنجره چرخشی،گارچ و گارچ 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 می‌یلبد.چراکه دراین مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد.اما اگر معناداری ضریب در سطح ۱ درصد است باشد مدل پنجره چرخشی،گارچ و گارچ نامتقارن جهت برازش فرضیه مورد استفاده قرارمی گرفتند.ضریب تعیین تعدیل شده در چهار مدل پنجره چرخشی ۵۰.۹درصد و در مدل نمونه برداری داده های آمیخته۶۱.۱درصد و در مدلهای گارچ و گارچ نامتفارن به ترتیب ۶۲.۳و۶۸.۸درصد است که بیان می کند درصدی از متغیر های وابسته توسط متغیرهای سمت است مدل توضیح داده می شوند. با توجه به اینکه ضرایب واریانس پیش‌بینی شده (شرطی)، در مدل‌های ۴ گانه بر اساس آماره T استیودنت مثبت و معنادار می‌باشند؛ در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضیه مشاهده نگردید. در نتیجه می‌توان بیان داشت با افزایش واریانس بازده سهام، میانگین بازده سهام افزایش می‌یابد.

آزمون فرضیه دوم

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

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

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

نام متغیر	ضریب و آماره t	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی شده	واریانس پیش‌بینی 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 پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	ضریب	۰.۰۵۵	–	–	–	–
	آماره t	۴.۶۳۲	–	–	–	–

واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	ضریب	-	۰.۱۵۲	-	-	-
	آماره t	-	۲.۲۵۰	-	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ	ضریب	-	-	۰.۱۶۷	-	-
	آماره t	-	-	۵.۴۹۹	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	ضریب	-	-	-	۰.۰۹۴	-
	آماره t	-	-	-	۱.۸۰۲	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی	ضریب	-	-	-	-	۰.۱۶۹
	آماره t	-	-	-	-	۲.۱۲۲
احساسات سرمایه گذار	ضریب	۰.۲۵۳	۰.۲۳۲	۰.۱۹۸	۰.۲۰۴	۰.۱۹۹
	آماره t	۴.۰۵۹	۳.۰۰۷	۱.۶۴۶	۱.۲۹۸	۳.۱۹۸
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	۰.۰۶۳	-	-	-	-
	آماره t	۱.۷۲۲	-	-	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	-	۰.۱۲۹	-	-	-
	آماره t	-	۵.۲۸۶	-	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	-	-	۰.۱۷۶	-	-
	آماره t	-	-	۴.۵۷۱	-	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	-	-	-	۰.۰۸۱	-
	آماره t	-	-	-	۱.۹۱۷	-
واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	-	-	-	-	۰.۲۱۹
	آماره t	-	-	-	-	۸.۲۸۲
اهرم مالی	ضریب	-۰.۱۱۳	-۰.۱۸۵	-۰.۱۶۴	-۰.۱۹۲	-۰.۲۵۷
	آماره t	-۲.۶۰۵	-۵.۵۱۷	-۸.۷۷۶	-۲.۰۷۲	-۷.۷۳۵
جریان نقد عملیاتی	ضریب	۰.۱۷۹	۰.۲۱۴	۰.۱۱۳	۰.۰۸۵	۰.۲۲۰
	آماره t	۵.۲۱۸	۹.۱۴۹	۱۰.۶۸۳	۱.۷۲۱	۶.۶۰۲
لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها	ضریب	۰.۰۳۹	۰.۰۵۷	۰.۰۳۳	۰.۰۳۵	۰.۰۳۱
	آماره t	۱.۵۱۰	۲.۶۷۳	۱.۸۰۲	۱.۶۷۲	۰.۵۱۳
لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی	ضریب	۰.۰۴۶	۰.۰۵۸	۰.۰۹۹	۰.۰۸۵	۰.۰۷۷

	آماره t	۵.۶۲۲	۱.۳۳۷	۸.۵۹۷	۹.۲۲۴	۷.۲۳۱
نقدینگی	ضریب	۰.۲۲۰	۰.۲۱۳	۰.۳۲۴	۰.۳۲۲	۰.۳۷۱
	آماره t	۱۰.۱۸۶	۱۱.۲۸۸	۷.۱۶۲	۶.۱۷۱	۹.۳۸۴
درصد پرداخت سود	ضریب	۰.۰۱۱	۰.۰۱۲	۰.۰۱۱	۰.۰۹۲	۰.۱۱۶
	آماره t	۱.۱۵۹	۱.۱۵۷	۰.۹۳۶	۲.۳۹۲	۲.۲۳۱
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	ضریب	۰.۱۳۳	۰.۲۳۷	۰.۱۴۴	۰.۱۴۶	۰.۲۴۸
	آماره t	۴.۴۴۳	۵.۹۰۸	۶.۳۹۳	۵.۸۶۸	۸.۱۷۰
مشهود بودن	ضریب	۰.۰۸۶	۰.۰۲۳	۰.۰۲۱	۰.۰۲۸	۰.۱۲۶
	آماره t	۴.۰۹۹	۲.۱۳۹	۱.۲۳۱	۱.۶۷۲	۲.۲۲۲
آماره F		۱۳.۴۱۲	۱۴.۴۹۷	۱۲.۶۱۲	۱۲.۳۸۶	۱۷.۰۳۵
آماره R۲		۰.۵۸۰	۰.۶۹۶	۰.۷۱۰	۰.۷۸۴	۰.۸۷۰

همان طورکه در جدول۹) نشـان می دهد سـطح احتمال ضـریب β_3 در مدلهای پنجره چرخشـی وگارچ نامتقارن بالای ۵ درصـــد بود ولی در مدل نمونه برداری داده های آمیخته و گارچ کمتر از ۵ درصـــد اسـت.این بدان معنی اسـت با اسـتفاده از مدل نمونه برداری داده های آمیخته و مدل گارچ احسـاس سرمایه گذار رابطه میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می کند.چراکه دراین مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد. اما باتوجه به اینگه 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 وگارچ نامتقارن جهت برازش فرضیه مورد استفاده قرارمی گرفتند. ضریب تعیین تعدیل شده در چهار مدل پنجره چرخشی ۵۸درصد و در مدل نمونه برداری داده های آمیخته۶۹.۶درصـــد و در مدلهای گارچ و گارچ نامتقارن به ترتیب ۷۱و۷۸.۴درصد است که بیان می کند درصدی از متغیر های وابسته توسط متغیرهای سمت است مدل توضیح داده می شوند.با توجه به اینکه ضرایب واریانس پیش‌بینی شده (شرطی) ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران، در سه مدل از مدل‌های ۴ گانه بر اساس آماره T استیودنت مثبت و معنادار می‌باشد؛ در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضـیه مشـاهده نگردید. بر این اسـاس می‌توان بیان داشـت احسـاس سرمایه‌گذار رابطهٔ میان واریانس بازده سهام و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.

آزمون فرضیه سوم

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

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

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

نام متغیر	ضریب و آماره t	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه	واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس تحلیل
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 پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	ضریب	۰.۰۵۷۶	–	–	–	–
	آماره t	۱.۸۰۸۰	–	–	–	–
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته	ضریب	–	۰.۱۵۹۱	–	–	–
	آماره t	–	۲.۳۳۵۵**	–	–	–
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ	ضریب	–	–	۰.۱۷۴۸	–	–
	آماره t	–	–	۵.۷۰۸۰	–	–
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی	ضریب	–	–	–	۰.۱۹۸۴	–
	آماره t	–	–	–	۴.۸۷۰۵	–
واریانس پیش‌بینی 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 پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه پنجره چرخشی	ضریب	۰.۱۶۶۰	–	–	–	–
	آماره t	۲.۷۸۷۴	–	–	–	–

ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران						
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه نمونه‌برداری داده‌های آمیخته ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	–	۰.۱۳۵۱	–	–	–
	آماره t	–	۵.۴۸۶۹	–	–	–
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	–	–	۰.۱۸۴۳	–	–
	آماره t	–	–	۱.۷۴۴۷	–	–
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه مدل گارچ نمایی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	–	–	–	۰.۰۸۴۸	–
	آماره t	–	–	–	۶.۹۸۹۸	–
واریانس پیش‌بینی نشده بر اساس دیدگاه تحلیل مولفه اصلی ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران	ضریب	–	–	–	–	۰.۲۲۹۳
	آماره t	–	–	–	–	۸.۵۹۶۷
اهرم مالی	ضریب	–۰.۱۳۶۵۱	–۰.۲۲۲۹۱	–۰.۱۹۶۹۹	–۰.۲۳۱۵۵	–۰.۳۰۹۳۱
	آماره t	–۳.۹۲۶۱	–۶.۶۱۶۵	–۱۰.۵۳۲	–۱.۴۸۶۵	–۹.۲۸۲۸
جریان نقد عملیاتی	ضریب	۰.۱۸۷۴	۰.۲۲۴۱	۰.۱۱۸۳	۰.۰۸۹۰	۰.۲۳۰۳
	آماره t	۵.۴۱۶۳	۱.۴۹۶۷	۱۱.۰۸۹۰	۱۰.۷۸۶۴	۶.۸۵۲۹
لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها	ضریب	۰.۰۴۰۸	۰.۰۵۹۷	۰.۰۳۴۶	۰.۰۳۶۶	۰.۰۳۲۵
	آماره t	۱.۵۶۷۴	۲.۷۷۴۶	۴.۸۷۰۵	۱.۷۳۵۵	۲.۴۷۲۳
لگاریتم طبیعی کل درآمد عملیاتی	ضریب	۰.۱۴۸۲	۰.۲۶۰۷	۰.۱۴۳۷	۰.۱۸۹۰	۰.۱۵۰۶
	آماره t	۵.۸۳۵۶	۵.۳۸۷۸	۸.۹۲۳۷	۹.۵۷۴۵	۷.۵۰۵۸
نقدینگی	ضریب	۰.۲۳۰۳	۰.۳۲۳۰	۰.۳۳۹۲	۰.۳۱۷۱	۰.۳۵۸۴
	آماره t	۱۰.۵۷۳۱	۱۱.۷۱۶۹	۷.۴۳۴۲	۶.۴۰۵۵	۹.۷۴۰۶
درصد پرداخت سود	ضریب	۰.۰۲۱۵	۰.۰۳۲۶	۰.۰۳۱۵	۰.۰۴۶۳	۰.۰۹۱۵

	آماره t	۵.۲۰۳۰	۱.۲۰۱۰	۱.۹۷۱۶	۱.۴۸۲۹	۲.۳۱۵۸
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	ضریب	۰.۱۳۹۳	۰.۲۴۸۱	۰.۱۵۰۸	۰.۱۵۲۹	۰.۲۵۹۷
	آماره t	۴.۶۱۱۸	۲.۱۳۲۵	۴.۶۳۵۹	۱۸.۰۹۱۰	۲۱.۴۸۰۵
مشهود بودن	ضریب	۰.۰۹۸۶	۰.۱۲۴۱	۰.۰۸۲۰	۰.۰۹۹۳	۰.۱۴۱۹
	آماره t	۳.۲۵۴۸	۵.۲۲۰۳	۱.۲۷۷۸	۱.۷۳۵۵	۲.۳۰۶۴
آماره F		۱۷.۴۷۳	۱۰.۴۸۲	۱۳.۷۲۹	۱۲.۵۱۹	۱۵.۸۴۳
آماره R۲		۰.۸۵۴	۰.۶۸۵	۰.۶۷۸	۰.۶۴۹	۰.۸۰۱

همان طورکه در جدول۹) نشـان می دهد سـطح احتمال ضـریب β_3 در مدلهای پنجره چرخشـی وگارچ نامتقارن بالای ۵ درصـــد بود ولی در مدل نمونه برداری داده های آمیخته و گارچ کمتر از ۵ درصـــد اسـت.این بدان معنی اسـت با اسـتفاده از مدل نمونه برداری داده های آمیخته و مدل گارچ احسـاس سرمایه گذار رابطه میان واریانس شرطی و میانگین بازده سهام را تقویت می کند.چراکه دراین مدل افق زمانی درازتری دارد و سامانه وزن دهی ناهمسانی دارد. اما باتوجه به اینگه احساس سرمایه گذار در مدل های فوق و سـطح معنا داری آنها می توان گفت که در زمانی که احس سـرمایه گذار قوی اسـت بازده سهام به طور مثبت با واریانس شرطی بازار مرتبط است اما با واریانس شرطی که در دوره های احساس سـرمایه گذارضـعیف اسـت مرتبط نیسـت. اما اگر معناداری ضـریب در سـطح ۱ درصـد اسـت باشـد مدل پنجره چرخشی وگارچ نامتقارن جهت برازش فرضیه مورد استفاده قرارمی گرفتند. ضریب تعیین تعدیل شده در چهار مدل پنجره چرخشی ۸۵.۴درصد و در مدل نمونه برداری داده های آمیخته۶۸.۵درصد و در مدلهای گارج و گارچ نامتفارن به ترتیب ۶۷.۸و ۶۴.۹ درصد است که بیان می کند درصدی از متغیر های وابسته توسط متغیرهای سمت است مدل توضیح داده می شوند.با توجه به اینکه ضرایب واریانس پیش‌بینی نشده ضربدر احساسات سرمایه‌گذاران، براساس آماره T استیودنت مثبت و معنادار می‌باشد؛ در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضـیه مشـاهده نگردید. بر این اسـاس می‌توان بیان داشـت احسـاس سرمایه‌گذار رابطهٔ میان واریانس پیش‌بینی نشدهٔ بازده سهام و میانگین بازده سهام را تقویت می‌کند.

نتیجه گیری

فرضیه اول

بررسـی‌ها نشـان داد که رابطه بین واریانس شـرطی پیش‌بینی شـده سـهام و میانگین بازده سـهام 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 فرضـــیه اول ، می‌توان نتیجه گرفت که ضـــریب مؤلفه‌های گارچ نامتقارن در مدل تقریبا صـفر بوده و شـوک‌های مشـاهده شـده بر مدل مورد بررسـی اثر معنی‌دار نداشـته و به عبارتی اثری بر تصـمیمات نداشـتند.با اسـتفاده از مدل نمونه برداری داده های

آمیخته با افزایش واریانس بازده سهام، میانگین بازده سهام افزایش می‌یابد.چراکه دراین 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.می توان گفت که احساس سرمایه گذار زمانی که احساس قوی است باعث افزایش نرخ بازده سهام می شود و اثر احساس قوی 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. از این رو، فرضیه دوم مورد پذیرش قرار گرفته است.

فرضیه سوم

با توجه به نتایج بدست آمده مشاهده گردید که واریانس شرطی پیش بینی 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 جدول۱۰ 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.می توان گفت که در زمانی که احس سرمایه گذار قوی است بازده سهام به طور مثبت با واریانس شرطی بازار مرتبط است اما با واریانس شرطی که در دوره های احساس سرمایه گذارضعیف است مرتبط نیست . نتایج به‌دست‌آمده 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 به‌دست‌آمده از تحقیق یو و یوان (۲۰۱۱) سازگار است، در این‌گونه مواقع، فعالیت‌های معامله‌گران احساساتی (و کم‌تجربه) منجر به ایجاد رابطه منفی میان واریانس - بازده می‌شود؛ چرا که آنها نمی‌توانند به‌درستی واریانس (ریسک) سهام را تخمین بزنند. رفتار ناهمگون و متغیر سهم‌های کوچک را نیز می‌توان بر اساس همین فرضیه توجیه نمود. بیکر و وورگلر (۲۰۰۶) اظهار می‌کنند که این‌گونه سهام به دلیل آربیتراژ بالاتر، بیشتر موردتوجه سهام‌داران احساساتی قرار گرفته و ازاین‌رو، رابطه ریسک - بازده آنها همواره منفی خواهد بود. در این پژوهش همچنین به‌منظور 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. به‌طورکلی نتایج ما، با نتایج به‌دست‌آمده توسط یو و یوان (۲۰۱۱) تطابق دارد که بیان می‌کنند رابطه ریسک - بازده تحت‌تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران (خوش‌بینی / بدبینی) قرار می‌گیرد. همچنین بر اساس فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهیم که حضور قابل‌توجه 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.

پیشنهادات

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 مبانی علمی ارائه کند که مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بازار برگه‌ای بهادار بر پایهٔ این مبانی 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): ۲۲۰-۲۳۸.

۲. تاری 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): ۱۱۱-۹۱.

۳. ستایش، محمدحسین، و کاظم شمس‌الدینی. (۱۳۹۵). "بررسی رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". **مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز** ۳ (۷۰): ۱۲۵- ۱۰۳.

۴. سروش‌یار، افسانه، و سعید علی‌محمدی. (۱۳۹۵). "بررسی نقش مومنتوم و احساس سرمایه‌گذاران بر رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادر". **فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری** ۵ (۱۸): ۱۵۹-۱۴۷.

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. همت فر، محمود، و حمید مریدی پور. (۱۴۰۱). "تبین 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 Returnsو" **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 op 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-VarianceModel for PortfolioOptimization Problem InThe 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

Accounting & Auditing Researches, Spring 2025, No. 65. pp. 103-138

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 Institue 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)