دانشکدۀ مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان انجمن حسابداری ایران
مجلۀ دانش حسابداری
دورۀ نهم، شمارۀ ۲
تابستان ۱۳۹۷، پیاپی ۳۳
صص. ۱۶۳ تا ۱۸۹

بررسی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران و مدیریت بر بازدهی سهام

دکتر کاظم شمس الدینی *
وحید دانشی **
فاطمه سیدی ***

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر متغیرهای رفتاری اطمینان بیش از حد مدیریت، رفتار توده‌وار و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر بازدۀ سهام است. بدین منظور با استفاده از داده‌های مربوط به ۷۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورۀ هفت‌ساله ۱۳۹۴-۱۳۸۸، شاخص اطمینان بیش از حد مدیریت، رفتار توده‌وار سرمایه-گذاران و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، محاسبه و تأثیر آنها بر بازدۀ سهام مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های پژوهش از نوع تابلویی و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. شواهد و نتایج تجربی پژوهش نشان داد که متغیرهای رفتاری مورد بررسی در پژوهش، تأثیر معکوس و معناداری بر بازدۀ سهام شرکت‌ها دارند. به این صورت که با افزایش میزان اطمینان بیش از حد

* استادیار حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.
*** کارشناس ارشد حسابداری، موسسۀ غیر انتفاعی مهر، کرمان، ایران.
نویسندۀ مسئول مقاله: کاظم شمس الدینی (Email: Kshams@uk.ac.ir)
تاریخ دریافت: ۹۶/۷/۲ تاریخ پذیرش: ۹۷/۱/۱۸
DOI: 10.22103/jak.2018.10916.2497

مدیران، رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران و همچنین گرایش احساسی سرمایه‌گـذاران، بـازدهی سهام کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: *متغیرهای رفتاری، اطمینان بیش از حد مدیریت، رفتار توده‌وار، گرایش احساسـی، بازدهٔ سهام.*

مقدمه

تعیین نرخ بازده برای سرمایه‌گذاران از اهمیت خاصی برخوردار است. تعیین نـرخ بـازدهی سهام در ابتدا تحت عنوان مالی کلاسیک مطرح و بر مبنای اصول آربیتراژ «میلر» و «مودیلیـانی»، مبانی تئوری «مارکویتز»، تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای «شارپ»، «لینتر» و «بلک» و تئوری قیمت‌گذاری اختیار معامله «بلک»، «شولز» و «مرتون» توجه صـاحب‌نظـران دانشـگاهی را به خود جلب نمود. مالی کلاسیک بر پایه مجموعه‌ای از مفروضات ایـده‌آل ماننـد فـرض رفتـار کاملاً عقلایی و منفعت‌طلبی کامل سرمایه‌گذاران بنا شـده اسـت؛ امـا گذشـت زمـان و مشـاهده برخی ناهنجاری‌های بازار مانند اثر ژانویه، باعث ورود مسـائل رفتـاری و روان‌شناسـی بـه حـوزهٔ مالی و شکل‌گیری دانش مالی رفتاری گردید. بر خـلاف دانـش مـالی کلاسـیک، دانـش مـالی رفتاری بر مبنای فرضیات واقع‌گرایانه مانند رفتار غیر عقلایی، منـافع محـدود بنـا شـده اسـت. از طرفی به دلیل ناتوانی مالی کلاسیک در تبیین ناهنجاری‌هـای مشـاهده شـده در بـازار سـرمایه، مطالعه و پژوهش درباره موضوع‌های رفتاری و روانی سرمایه‌گذاران اهمیت خاصی یافته است؛ چرا که به اعتقاد کارشناسان و صاحب‌نظران این حوزه، عامل اصلی بروز این قبیـل ناهنجاریهـا در بازار سرمایه، مسائل رفتاری و روانی سرمایه‌گذاران اسـت. بـه عبـارتی، رفتارهـای مختلـف سرمایه‌گذاران به نوعی می‌تواند عملکرد بازار و کارایی آن را تحت تأثیر قرار داده و در نتیجه تأثیر بسزایی بر بازدهٔ سهام داشته باشد.

از طرفی نه تنها رفتار سرمایه‌گذاران بر بازدهی سـهام تـأثیر دارد، بلکـه انتظـار مـی‌رود کـه رفتار مدیریت مانند بیش اعتمادی وی نیز بر بازدهی سهام تاثیر داشته باشد. به عنوان مثال، بـومن

(۲۰۱۴) اعتقاد دارد که مدیران بیش اعتماد در نتیجهٔ این باور که آنها اطلاعات ویژه‌ای در اختیار دارند (که دیگران ندارند)، دقت اطلاعات خود و به تبع آن سودها و جریان‌های نقدی آتی واحد تجاری خود را بیش از حد تخمین زده و چشم‌انداز مثبت‌تری از ریسک و بازده آینده شرکت دارند. با توجه به مطالب ذکر شده، هم‌زمان با بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری و اقتصادی بر بازدهی سهام، نباید از تأثیر متغیرهای رفتاری سرمایه‌گذاران و مدیریت بر بازدهی سهام غافل شد. لذا، هدف اصلی پژوهش حاضر شناسایی تأثیر دو متغیر مربوط به رفتار سرمایه‌گذاران شامل رفتار توده‌وار و گرایش احساسی آنان به همراه متغیر رفتاری بیش‌اعتمادی مدیریت بر بازدهی سهام شرکت‌ها است.

مبانی نظری و فرضیه‌های تحقیق

هدف عمدهٔ سرمایه‌گذاران بازار سهام، کسب بازده معقول است که تعیین این بازده برای سرمایه‌گذاران از اهمیت خاصی برخوردار است. موضوع تعیین بازدهٔ سهام، سال‌ها است که مورد توجه محققان و فعالان بازار سرمایه قرار گرفته است و باعث به وجود آمدن الگوهای اندازه‌گیری بازده مانند CAPM، الگوی سه عاملی عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) شده است؛ اما ظهور پدیده‌های خلاف قاعدگی‌های تقویمی و غیرتقومی مانند اثر ژانویه و اثر اندازه که با فرضیهٔ بازار کارا ناسازگار بود، باعث گردید که دانش مالی رفتاری مورد توجه اساتید و محققان مالی قرار گیرد. اگرچه مباحث مالی رفتاری در دنیای سرمایه‌گذاری و موضوعات مالی قدمت دارد، اما این موضوع بدنبال ترکیدن حباب قیمتی سهام در اواخر دههٔ ۱۹۹۰ آمریکا بیشتر مورد توجه قرار گرفت و در سال ۲۰۰۰ به دنبال ترکیدن حباب قیمتی سهام شرکت‌های تکنولوژی امریکا به یک موضوع روز تبدیل شد (پمپین، ۲۰۰۶). در واقع دانش مالی رفتاری، به بررسی رفتار سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان در بازار سرمایه پرداخته و با چالش کشیدن سه فرض عقلانیت کامل، منفعت

شخصی کامل و اطلاعات کامل، اعتقاد دارد که سرمایه‌گذاران علاوه بر اینکه همیشه به دنبال حداکثر مطلوبیت خود نیستند و در تصمیم‌گیری‌های خود به اطلاعات کامل نیاز ندارند، در تصمیم‌گیری‌های خود از جمله کسب بازده بیشتر، بصورت کاملاً عقلایی رفتار نمی‌کنند (پمپین، ۲۰۰۶). به عبارتی بر مبنای دانش مالی رفتاری، دیگر انتظار نمی‌رود که تنها عواملی مانند اطلاعات حسابداری و متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهٔ سهام تاثیرگذار باشند، بلکه انواع متغیرهای رفتاری نیز می‌تواند بر قیمت و بازدهی سهام تأثیر داشته باشد (ستایش و شمس‌الدینی، ۱۳۹۵). لذا، انتظار می‌رود که متغیرهای رفتاری مانند، رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران، گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، بیش اعتمادی مدیران و سرمایه‌گذاران و سایر سوگیری‌های رفتاری سرمایه‌گذاران بر عملکرد و میزان بازده کسب شده توسط آنها تاثیرگذار باشد. لذا، باید در کنار بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری، فرهنگی و اقتصادی، از بررسی تأثیر عوامل رفتاری بر بازدهی سهام غافل نبود؛ مثلاً شواهد حکایت از آن دارد که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازدهٔ سهامی که از ارزیابی ذهنی بالاتری برخوردارند، رابطهٔ مثبت وجود دارد (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲). لذا، انتظار می‌رود که متغیرهای رفتاری درون شرکت (اعتماد بیش از حد مدیران) و متغیرهای رفتاری خارج از شرکت مانند دو متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بر بازدهٔ سهام تاثیرگذار باشد.

در ادامه به مبانی نظری مربوط به تأثیر هر یک از سه عامل؛ رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بیش اعتمادی مدیریت بر بازدهی سهام به صورت جداگانه اشاره شده است:

الف. رفتار توده‌وار: رفتار توده‌وار به عنوان یک همگرایی رفتار تعریف می‌شود و به این معنی است که سرمایه‌گذاران از رفتار یکدیگر در خرید و فروش سهام تبعیت می‌کنند (چوی و سکیبا[1]، ۲۰۱۵) در بازارهای نوظهور، وجود عواملی مانند کمیابی اطلاعات، به موقع و دقیق

نبودن اطلاعات در مورد یک شرکت خاص و همچنین اثرگذاری عوامل سیاسی و اقتصادی کلان بر بازارهای مالی، سبب تمرکز سرمایه‌گذاران بر رفتار سایر سرمایه‌گذاران و در نتیجه شکل‌گیری رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران به عنوان یک تورش رفتاری گردیده است که می‌تواند منشأ بروز و پیدایش ناهنجاری‌های متعددی از قبیل حباب و سقوط قیمت‌ها و شکل‌گیری نوسانهای شدید در بازار و در نهایت عدم کارایی در بازار و تاثیرگذاری بر بازدهٔ سهام شود (محمدی و همکاران، ۱۳۸۹). لذا، فرضیهٔ اول پژوهش به صورت ذیل بیان می‌شود:

فرضیهٔ اول: رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام، تأثیر معناداری دارد.

ب. گرایش احساسی: گرایش احساسی را «تمایلات سرمایه‌گذاران به سفته بازی» تعریف کرده‌اند که می‌تواند منجر به ایجاد تقاضای نسبی برای سرمایه‌گذاری‌های سفته بازانه گردیده و این امر اثرات مقطعی در قیمت سهام را در پی خواهد داشت (بیکر و وارگلر[۲]، ۲۰۰۶). نتایج پژوهش‌های مالی رفتاری مدرن، نشان می‌دهد که احساسات فردی و ساختاریافته سرمایه‌گذاران، تأثیر بااهمیتی بر بازار و قیمت سهام دارد (لیستون[۳]، ۲۰۱۶). روزانه تعداد زیادی اخبار خوب و بد اقتصادی و سیاسی در بازار سرمایه به اطلاع سرمایه‌گذاران می‌رسد که منجر به برانگیختگی احساس سرمایه‌گذاران و به تبع آن منجر به تغییر قیمت سهام و بازدهی می‌شود (اسمالزلی[۴]، ۲۰۱۴). از طرفی نتایج برخی تحقیقات (کیم و ها[۵]، ۲۰۱۰) نشان می‌دهد که برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار هیچ دلیل بنیادی نداشته و احساسات سرمایه‌گذاران نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها بازی می‌کند. در واقع، فعل و انفعالات پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران، قیمت‌ها را تعیین می‌کند. تأثیر رفتار احساسی بر روی قضاوت سرمایه‌گذاران از رشد عایدات آتی به طور شهودی استنباط می‌شود. وقتی که احساسات خیلی بالا باشد، سرمایه‌گذاران معمولاً خوش‌بین‌تر می‌شوند و تحلیل‌گران سهام به طور فعال‌تر تمایل به صدور علائم خرید دارند (بیکر و وارگلر، ۲۰۰۷)؛ از این رو حدس زده می‌شود که احساسات بالاتر

باعث افزایش رشد عایدات مورد انتظار سرمایه‌گذاران شود. همچنین احساسات می‌تواند بر نرخ بازده مورد انتظار از طریق تاثیرات آن بر ریسک مورد انتظار و قیمت ریسک تأثیر بگذارد (ژو و نیو[۶]، ۲۰۱۶). در طول یک دوره احساسات بالا، سرمایه‌گذاران تمایل به کمتر از حد تخمین زدن ریسک بالقوه داشته (رایت و باور[۷]، ۱۹۹۲) و باعث می‌شود که ریسک گریزتر شده و قیمت ریسک مورد انتظار آنها افزایش می‌یابد (آندرید[۸]، ۲۰۰۵). با توجه به مطالب فوق فرضیهٔ دوم پژوهش به صورت ذیل بیان می‌شود:

فرضیهٔ دوم: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام، تأثیر معناداری دارد.

ج. اطمینان بیش از حد مدیران: به اعتقاد پژوهشگران مالی، بیش اعتمادی مدیریت یکی از علل درگیر شدن مدیران در فرآیندهای تحصیل مناسب و بیش پرداخت برای شرکت‌های هدف است (رامشه و ملانظری، ۱۳۹۳). اغلب مدیران فکر می‌کنند: احتمال موفقیت شرکت خودشان نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر است. بیش اعتمادی سبب می‌شود مدیر، دانش و مهارت خود را بیش از حد و ریسک‌ها را کمتر از حد تخمین زده و احساس کند روی مسائل و رویدادها کنترل دارد، در حالی که ممکن است در واقع، این گونه نباشد. بیش اعتمادی می‌تواند منجر به اتخاذ تصمیمات نادرستی در آینده گردیده و با تحریف از سیاست‌های مناسب سرمایه‌گذاری، تأمین مالی یا حسابداری، هزینه‌های گزافی بر شرکت تحمیل کند؛ اما بیش اعتمادی مدیریت می‌تواند در برخی شرایط منافعی داشته باشد. برای مثال، انگیزهٔ مدیران بیش اعتماد برای پذیرش ریسک، کم‌هزینه‌تر از سایر مدیران است (رامشه و ملانظری، ۱۳۹۳). از طرفی بر مبنای مطالعهٔ شیکمن و ژیانگ (۲۰۰۳) نوسان قیمت سهام با افزایش اعتماد بیش از حد افزایش می‌یابد. اسکالا (۲۰۰۸) نشان داد که ویژگی‌های رفتاری مدیران، مانند اطمینان بیش ازحد آنها و جنسیت، نقش مهمی درتصمیم‌گیری‌های شرکت در خصوص امور مالی، تقسیم سود و حاکمیت شرکتی بازی می‌کند. با توجه به تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت بر

تصمیم‌گیری‌های وی، انتظار می‌رود که این اریب رفتاری بر قیمت سهام، میزان سودآوری شرکت و در نتیجه میزان سود تقسیمی شرکت تأثیر داشته باشد. با توجه به تأثیر متغیر رفتاری بیش‌اعتمادی مدیریت بر قیمت و سود تقسیمی شرکت، انتظار می‌رود که این متغیر رفتاری در نهایت بر بازدهی سهام تأثیر داشته باشد، لذا، فرضیهٔ سوم پژوهش به صورت ذیل مطرح می‌شود:

فرضیهٔ سوم: بیش اطمینانی مدیریت بر بازدهی سهام تأثیر معناداری دارد.

پیشینهٔ پژوهش

وینهوو و فن[۹] (۲۰۱۷) در پژوهشی به رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بازار ویتنام با استفاده از یک نمونه ۲۹۹ شرکتی در بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ پرداختند و یک تحلیل جامع را با استفاده از فرکانس روزانه، هفتگی و ماهانه ارائه کردند. نتایج تحقیق آنها؛ رفتار توده‌وار را در طول تمام دورهٔ مورد مطالعه نشان داد. علاوه بر این، هنگامی که داده‌ها را به سه دورهٔ پیش از بحران، در طول بحران و پس از بحران تقسیم کردند، نتایج محکم‌تری به دست آمد. فرینجس[۱۰] و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی اینکه آیا اعتماد سرمایه‌گذاران می‌تواند عواملی از قبیل بازدهٔ سهام را توضیح دهد، پرداختند و نتیجه گرفتند که عواید بازدهٔ سهام عمدتاً به دلیل گرایش احساسی سرمایه‌گذاران است.

ژو و نیو (۲۰۱۶) در پژوهش خود در کشور چین، به این نتیجه رسیدند که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار و نرخ بازده مورد توقع را تغییر می‌دهد؛ هر چند این تأثیر در دورهٔ بدبینی و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران متفاوت است. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داد که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران به همراه اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام تأثیر معناداری می‌گذارد. دیگر پژوهشگران مانند کرنل[۱۱] و همکاران (۲۰۱۴) و هریبار و مک اینیس[۱۲] (۲۰۱۲) معتقدند که تحلیل‌گرن سهام، هنگامی که احساسات بالا داشته باشند، نسبت به

سودآوری آتی شرکت‌ها خوش‌بین هستند؛ از این رو آنها تمایل به صدور علائم خرید بیشتر برای سهم‌هایی که به آینده آنها خوش‌بین هستند، دارند.

نیک‌بخت و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار را تغییر می‌دهد و سپس بر روی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر می‌گذارد. زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) در پژوهشی تحت عنوان «تأثیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی بر بازدهٔ سهام» نتیجه گرفتند که بین رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی و بازدهٔ سهام ارتباط معناداری وجود دارد و این رابطه در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک و در شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر از شرکت‌های با اهرم مالی پایین است. ستایش و شمس الدینی (۱۳۹۵) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین رفتار سرمایه‌گذاران با شخصیت آنان و قیمت سهام پرداخت و نتیجه گرفتند که گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

جهانگیری‌راد و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش خود به بررسی رفتار گروهی سرمایه‌گذاران طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۵ پرداختند و نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران دارای رفتار گروهی بوده و این نوع رفتار در بازار افزایشی بیشتر از بازار کاهشی است. نتایج پژوهش ایزدی‌نیا و حاجیان‌نژاد (۱۳۸۸) نشان داد که رفتار توده‌وار در چهار پرتفوی مورد آزمون وجود نداشته است و هم‌چنین نتایج تحقیق برای دوران تنش همراه با افول بازدهٔ سهام و دوران تنش همراه با صعود بازدهٔ سهام یکسان بود. بنابراین، رفتار سرمایه‌گذاران عقلایی به نظر می‌رسید. به عبارت دیگر، مطابق با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، انحراف معیار بازدهٔ سهام در دوران تنش بازار افزایش یافته بود.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، تحقیقی کاربردی و از لحاظ ماهیت، توصیفی است. با توجه به این که رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه را در یک مقطع زمانی مشخص، مورد بررسی قرار می‌دهد، از نوع تحقیقات تحلیل همبستگی است. جامعهٔ آماری این پژوهش متشکل از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۴ است. در پژوهش حاضر، جامعهٔ آماری بر اساس ویژگی‌های نظام‌مند زیر تعدیل شد و در نهایت ۷۵ شرکت (۶۷۵ مشاهده) برای آزمون فرضیه‌ها باقی ماند.

- شرکت مد نظر جزء بانک‌ها، واسطه‌گری مالی، لیزینگ و شرکت‌های بیمه نباشد.
- سهام شرکت در تمام سال‌های دورهٔ پژوهش معامله شده باشد.
- از لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، پایان سال مالی شرکت به پایان اسفندماه ختم شود.
- طی سال‌های مطالعه، تغییر سال مالی یا فعالیت نداده باشد.
- تمام داده‌های لازم از سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ در دسترس باشد.

داده‌های پژوهش از بانک اطلاعاتی سازمان بورس و اوراق بهادار (کدال) و پایگاه‌های اینترنتی بورس گردآوری شد. الگوی رگرسیون به کار رفته برای آزمون سه فرضیه پژوهش به شرح رابطهٔ ۱ است:

$$R_{i,t}= \beta_0+ \beta_1 OVER_{i,t}+ \beta_2 H_{i,t} + \beta_3 SENT_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t}+ \beta_6 MTB_{i,t} \quad (۱)$$

که در آن؛ $R_{i,t}$؛ بازدهٔ سهام شرکت، $OVER_{i,t}$؛ معرف بیش‌اطمینانی مدیریت، $H_{i,t}$؛ نشان دهنده رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران، $SENT_{i,t}$؛ معرف گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، Size؛ اندازهٔ شرکت، LEV؛ اهرم مالی و MTB؛ نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام است.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته متغیر بازدهٔ سهام به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. بازدهٔ واقعی هر سهم ($R_{i,t}$) برای محاسبه بازدهٔ واقعی سهم از رابطهٔ ۲ استفاده‌شده است (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲):

$$r_{i,t} = \frac{P_{i,t}(1+\alpha+\beta) + D_{i,t} - P_{i,t-1} - C\alpha}{P_{i,t-1} + C\alpha} \qquad (۲)$$

که در آن؛ $R_{i,t}$، بازدهٔ واقعی سهم i در دورهٔ t؛ $P_{i,t}$، قیمت سهم i در پایان دورهٔ t؛ $P_{i,t-1}$، قیمت سهم در پایان دورهٔ t-1؛ $D_{i,t}$، سود نقدی پرداختی در سال t؛ α، درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی سهامداران؛ β، درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته؛ و C، مبلغ اسمی پرداخت‌شده از سوی سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی است.

متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل پژوهش شامل رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بیش‌اعتمادی مدیریت است.

بیش اطمینانی مدیریت

در این پژوهش بیش اطمینانی مدیران به کمک معیار سود پیش‌بینی شده اندازه‌گیری شده است. معیار اندازه‌گیری بیش‌اطمینانی مدیریت با توجه به مقالهٔ نیک‌بخت و همکاران (۱۳۹۵)، اندازه‌گیری شده است. بدین صورت که متغیر بیش اطمینانی از طریق محاسبه اختلاف سود پیش‌بینی شده هر سهم با سود واقعی آن محاسبه می‌شود. چنانچه سود پیش‌بینی شده از سود واقعی بیشتر باشد، مدیر بیش‌اطمینان است و امتیاز یک به آن تعلق می‌گیرد. در غیر این صورت مدیر فاقد بیش‌اطمینانی است و امتیاز صفر به آن تعلق می‌گیرد.

گرایش احساسی سرمایه‌گذاران

در این مطالعه برای اندازه‌گیری گرایش احساسی سرمایه‌گذاران از شاخص گرایش احساسی بازار سرمایه (EMSI) استفاده شده است. گرایش احساسی سرمایه‌گذاران با استفاده از رابطهٔ ۳ که در ایران توسط حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) بکار گرفته شده است، قابل محاسبه است.

$$SENT_{pt} = \frac{\sum(R_{it} - \bar{R}_r)(R_{iv} - \bar{R}_v)}{[\sum(R_{it} - \bar{R}_r)^2 \sum(R_{iv} - \bar{R}_v)^2]^{1/2}} \times 100 \quad , -100 \leq EMSI \leq +100 \qquad (۳)$$

که در آن؛ R_{it}، رتبهٔ بازدهٔ ماهانهٔ سهام شرکت i در ماه t؛ R_{iv}، رتبهٔ نوسان‌پذیری تاریخی شرکت i در ماه t برای محاسبه نوسان‌پذیری تاریخی از میانگین انحراف معیار بازدهٔ سهام پنج ماه قبل استفاده شد؛ $\overline{Rr}$، میانگین رتبهٔ بازدهٔ ماهانهٔ سهام شرکت‌های پرتفوی؛ و ،$\overline{Rv}$، میانگین رتبهٔ نوسان‌پذیری تاریخی سهام شرکت‌های پرتفوی است.

رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران

رفتار توده‌وار ($H_{m,t}$): با استفاده از الگوی هوانگ و سالامون (۲۰۰۶) از رابطهٔ ۴ برای اندازه‌گیری رفتار توده‌وار استفاده شده است:

$$H^*_{mt} = 1/N \sum_{i=1}^{N_t} \left(\frac{b^s_{imt}-1}{\sigma_{\varepsilon it}/\sigma_{mt}}\right)^2 \qquad (۴)$$

که در آن؛ H^*_{mt}، مقدار رفتار توده‌وار در زمان t؛ $\sigma_{\varepsilon it}$، انحراف معیار پسماندهای معادلات رگرسیون برای سهام i؛ σ_{mt}، انحراف معیار بازدهٔ سهام که به صورت ماهانه به دست می‌آید؛ و N ، تعداد شرکت‌های پرتفوی مورد نظر است.

در این رابطه b^s_{imt} یا تخمین زننده بتای گروهی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$b^s_{imt} = \frac{\sigma^2_{imt}}{\sigma^2_{mt}} = \frac{cov(r_{it}, r_{mt})}{var(r_{mt})}$$

$$var(b^s_{imt}) = \frac{\sigma^2_{\varepsilon it}}{\sigma^2_{mt}}$$

$COV(r_{it},r_{mt})=E[(r_i-E[r_i])(r_m-E[r_m])]=E[r_i*r_m]-E[r_i]E[r_m]$

$$R_{mt} = 1/n \sum_{i=1}^{N} R\,it$$

$$R_{it} = \beta R_{mt} + \varepsilon$$

در این رابطه σ^2_{imt} کواریانس r_{it} و r_{mt} است، σ^2_{mt} عبارت است از واریانس؛ $\sigma^2_{\varepsilon it}$: واریانس پسماندهای نمونه‌ای که بر اساس آن رگرسیون اجرا شده است. واریانس پسماندها بر اساس معادله رگرسیون بر اساس داده‌های ۵ سال(هر سال و چهار سال قبل آن) به صورت ذیل به دست می‌آید:

$$R_{it} = \beta R_{mt} + \varepsilon$$

r_{it} و r_{mt} به ترتیب بازدهٔ سهم i در زمان t و بازده بازار برای همان دوره است.

در این الگو اگر H^*_{mt}در معادله بالا معادل صفر شود، بتای سه‌های مختلف همسان بازار تغییر کرده که نشان‌دهندهٔ رفتار گروهی کامل است و هرچه مقدار H^*_{mt} افزایش یابد، از مقدار رفتار گروهی کسر می‌شود.

متغیرهای کنترلی

اندازهٔ شرکت: بر مبنای مطالعهٔ فاما و فرنچ (۱۹۹۲) در بازار سرمایهٔ آمریکا، اندازهٔ شرکت تأثیر زیادی در بازدهٔ سهام دارد، به گونه‌ای که بازدهی سهام کوچک نسبت به بزرگ بیشتر است. این موضوع در ایران نیز توسط محققان زیادی (صادقی شریف و همکاران، ۱۳۹۲؛ انصاری و خواجوی، ۱۳۹۰) مورد تأیید قرار گرفته است. برای محاسبهٔ اندازهٔ شرکت از لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت (حاصل ضرب قیمت سهام در تعداد سهام) در پایان سال استفاده شده است.

اهرم مالی: با توجه به اینکه یکی از عوامل تاثیرگذار بر بازدهی سهام، ریسک است. این متغیر به نمایندگی از ریسک، وارد الگو شده است و از تقسیم جمع بدهی‌ها بر جمع دارایی‌ها به دست می‌آید.

نسبت ارزش بازار بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام: یکی ازمسائلی که در ارتباط با بازدهی سهام مورد توجه پژوهشگران مالی (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳) قرار گرفته است، سهام رشدی و ارزشی است که معمولاً بر مبنای نسبت P/B طبقه‌بندی می‌شوند. سهام رشدی، سهامی هستند که قیمت آنها نسبت به جریان نقدی، عایدی، سود تقسیمی و ارزش دفتری آنها بالاتر از میانگین است. به عبارتی دیگر، نسبت ارزش دفتری آنها نسبت به ارزش بازار کمتر است و سهام ارزشی، سهامی هستند که قیمت آنها نسبت به جریان نقدی، عایدی، سود تقسیمی و ارزش دفتری آنها پایین‌تر از میانگین است. ارزش دفتری بر مبنای بهای تمام شده تاریخی است و هیچ گونه انعکاس یا بازتابی از دورنمای مورد انتظار شرکت در آن لحاظ نگردیده است و بر عکس، ارزش بازار سهام منعکس کننده این دور نما است. اگر دورنمای آینده شرکت نشان‌دهندهٔ رشدی بیش از رشد متوسط باشد، ارزش دفتری کوچک‌تر از ارزش بازار خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر چنانچه قیمت بازاری سهام نسبت به ارزش دفتری آن بالا باشد، احتمالاً موردی است که به لحاظ سرمایه‌گذاری از چشم‌انداز خوبی برخوردار است. بر عکس اگر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یک سهم بالا باشد، دلیلی بر آن است که چشم‌انداز مناسبی برای آن سهم وجود ندارد و انظار می‌رود تأثیر چندانی بر بازدهی سهام نداشته باشد (قالیباف اصل و نادری، ۱۳۸۵). این متغیر از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت به ارزش دفتری آن در پایان سال مالی محاسبه شده است.

آزمون‌های مربوط به الگوی رگرسیون خطی

به منظور استفاده از الگوی رگرسیون خطی مفروضاتی وجود دارد از جمله بین خطاها و باقیمانده‌های الگو نباید همبستگی وجود داشته باشد، بین متغیرهای مستقل نباید همبستگی وجود داشته باشد و واریانس خطاها باید ثابت باشد. همچنین باید از آزمون‌های تشخیصی چاو، هاسمن و بروش- پاگان به منظور تعیین نوع داده‌ها از نظر تابلویی یا تلفیقی استفاده نمود.

آزمون مانایی

برای بررسی مانایی و جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب در این پژوهش از آمارهٔ لوین- لین استفاده شده است. در آزمون ریشه واحد لوین- لین چنانچه سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد، حاکی از مانا بودن متغیرها است. نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول شمارهٔ ۱ نشان داده شده است که حاکی از مانا بون تمام متغیرها در سطح معناداری ۰/۰۵ است.

جدول شمارهٔ ۱. نتایج حاصل از آزمون مانایی لوین- لین

متغیر	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری
بازده	-۸۵/۸۶۹	۰/۰۰۰
بیش اطمینانی مدیریت	-۸/۹۵۸	۰/۰۰۰
رفتار توده‌وار	-۳۲/۱۳۹	۰/۰۰۰
گرایش احساسی	-۲۶/۴۵۴	۰/۰۰۰
اندازهٔ شرکت	-۱۲/۳۵۱	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۳۹/۲۳۱	۰/۰۰۰
ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش دفتری	-۲۶/۹۳۸	۰/۰۰۰

آزمون هم‌خطی

هم‌خطی به این معناست که یک متغیر مستقل نباید تابعی خطی از سایر متغیرها باشد که بدین منظور از شاخص VIF استفاده می‌شود. نتایج حاصل از انجام این آزمون در جدول شمارهٔ ۲ آمده است. همانگونه که مشاهده می‌شود مقدار VIF تمامی متغیرها کمتر از ۵ (به عنوان آستانه) است و می‌توان ادعا کرد که مشکل همخطی جدی وجود ندارد.

آزمون ناهمسانی واریانس

در پژوهش حاضر به منظور بررسی مشکل ناهمسانی واریانس پسماندها از آزمون بروش- پاگان استفاده شده است که نتایج خروجی آزمون در جدول شمارهٔ ۳ منعکس شده است. نتایج حاصل از آزمون بروش- پاگان در سطح معناداری ۰/۰۵.حاکی از آن است که الگوی پژوهش

دارای مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشند که برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس در این الگو از روش ضریب تصحیح وایت استفاده شده است.

جدول شمارهٔ ۲. نتایج آزمون هم‌خطی متغیرهای پژوهش

متغیرهای الگو	آزمون هم‌خطی	
	آمارهٔ VIF	هم‌خطی
بیش اطمینانی مدیریت	۱/۰۴۴	ندارد
رفتار توده‌وار	۱/۰۱۰	ندارد
گرایش احساسی	۱/۰۳۲	ندارد
اندازهٔ شرکت	۱/۰۸۴	ندارد
اهرم مالی	۱/۰۵۰	ندارد
ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش دفتری	۱/۰۶۵	ندارد

جدول شمارهٔ ۳. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

آزمون ناهمسانی واریانس بروش- پاگان		
آمارهٔ آزمون	مقدار احتمال	ناهمسانی
۴۲۱۵/۲۳۰	۰/۰۰۰	دارد

آزمون‌های تشخیصی

برای آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون حداقل مربعات معمولی و برای آزمون خود همبستگی بین پسماندها از آمارهٔ دوربین واتسون استفاده شده است. با توجه به ساختار ترکیبی داده‌ها، برای بررسی ترکیب‌پذیری از آزمون‌های تشخیصی چاو و بروش- پاگان و هاسمن استفاده شده است؛ که نتایج آن در جدول شمارهٔ ۴ آمده است.

همانطور که مشاهده می‌شود، نتایج آزمون چاو نشان داد که روش تخمین داده‌های ترکیبی(تلفیقی) مناسب است؛ اما با توجه به اینکه آزمون چاو تنها قدرت تشخیص نوع داده‌ها را از نظر ترکیبی و تابلویی (از نوع اثرات ثابت) را دارد. ممکن است داده‌ها از نوع تابلویی با اثرات ثابت باشند، لذا آزمون بروش پاگان نیز باید انجام شود تا مشخص شود که داده‌ها از نوع

ترکیبی بوده یا اینکه از نوع تابلویی با اثرات تصادفی هستند. از طرفی نتایج آزمون هاسمن نیز نشان داد که داده‌ها از نوع تابلویی با اثرات تصادفی است.

جدول شمارهٔ ۴. نتایج حاصل آزمون F لیمر و ضرایب لاگرانژ بروش-پاگان

آزمون F لیمر			آزمون ضرایب لاگرانژ بروش-پاگان			آزمون هاسمن	
آمارهٔ F	مقدار احتمال	نوع الگو	آماره	مقدار احتمال	نوع الگو	آماره	مقدار احتمال	نوع الگو
۰/۶۴۹	۰/۹۸۸	ترکیبی	۳۹۷/۰۹۲	۰/۰۰۰	اثرات تصادفی	۱۴/۲۶	۰/۰۷	اثرات تصادفی

یافته‌های پژوهش

نتایج آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش به شرح جدول شماره ۵ است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، میانگین متغیر بیش اعتمادی مدیریت ۰/۴۵ است که نشان می‌دهد حدود ۴۵ درصد شرکت‌های مورد بررسی، دارای مدیران بیش اعتماد هستند. از طرفی هرچه مقدار متغیر گرایش احساسی به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان می‌دهد که مقدار گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بازار کم‌تر است. با توجه به این‌که میانگین این متغیر برابر با ۰/۰۹ است، می‌توان نتیجه گرفت که حدود ۹٪ سرمایه‌گذاران دارای گرایش احساسی هستند. از طرفی میانگین رفتار توده‌وار برابر با ۸۵٪ است. با توجه به فرمول محاسبهٔ رفتار توده‌وار، اندازهٔ رفتار توده‌وار می‌تواند عددی بین صفر تا ۱۰۰٪ باشد، با توجه به این‌که هر چه مقدار این عدد بیشتر باشد، به معنای رفتار توده‌وار کم‌تر است، لذا، می‌توان گفت که مقدار رفتار توده‌وار در بازار سرمایهٔ ایران بالا نیست (در حالتی‌که میانگین برابر با صفر است، رفتار توده‌وار کامل و در حالتی‌که میانگین برابر با یک است، اصلاً رفتار توده‌وار وجود ندارد). مقدار اهرم مالی ۰/۵۶۵ است که نشان می‌دهد حدود ۵۷٪ درصد دارایی‌های شرکت‌ها از طریق بدهی‌ها تأمین شده است. در مجموع نتایج آمار توصیفی حاکی از تنوع نمونه انتخابی است، لذا، می‌توان نتایج نمونه را به جامعه تعمیم داد.

جدول شمارهٔ ۵. شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای پژوهش	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
بازده	R	۰/۰۲۳	۰/۰۱۶	۰/۳۹۰	−۰/۲۱۷	۰/۰۵۳
بیش اطمینانی مدیریت	OVER	۰/۴۴۹	۰	۱	۰	۰/۴۹۷
رفتار توده‌وار	H	۰/۸۴۷	۰/۷۲	۱	۰/۱۲	۰/۲۳۶.
گرایش احساسی	SENT	۸۹/۵	۹۱/۹	۹۹/۲	۴۶/۶	۷/۹
اندازهٔ شرکت	SIZE	۶/۰۷۰	۶/۰۳۹	۸/۴۴۲	۴/۳۰۸	۰/۶۷۳
اهرم مالی	LEV	۰/۵۶۵	۰/۵۸۵	۱/۰۸۹	۰/۰۲۵	۰/۲۱۲
ارزش بازار بر ارزش دفتری	MTB	۲/۴۶۲	۱/۹۴۷	۵/۳۶	۱/۲۱	۲/۳۶۱

نتایج حاصل از آزمون سه فرضیه تحقیق با استفاده از الگوی رگرسیون در جدول شمارهٔ ۶ نشان داده شده است. برای بررسی عدم خود همبستگی بین باقیمانده‌ها از آمارهٔ دوربین واتسون استفاده شده است. طبق جدول شمارهٔ ۶ آمارهٔ دوربین واتسون برابر با ۲/۳۶۴ است. با توجه به اینکه این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین، بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. از طرفی همان‌گونه که در جدول شمارهٔ ۶ مشاهده می‌شود مقدار آمارهٔ آزمون F برابر با ۱۲/۲۴۷و سطح معناداری مربوط به آن ۰/۰۰۰ است که معناداری کل الگو را تأیید می‌کند. هم‌چنین مقادیر ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب برابر با ۰/۱۴۷ و ۰/۱۳۹ است که نشان می‌دهد حدود ۱۴٪ بازدهٔ سهام توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌شود.

با توجه به نتایج جدول شمارهٔ ۶ از آنجا که سطح معناداری متغیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران برابر با ۰/۰۰۱ و کمتر از ۰/۰۵ است، لذا، فرضیهٔ اول پژوهش پذیرفته می‌شود و با توجه به مثبت بودن ضریب زاویه این متغیر، می‌توان گفت که رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران دارای تأثیر معکوس معناداری بر بازدهٔ سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

تهران است (طبق الگو مورد استفاده به منظور محاسبه رفتار توده‌وار، بیشتر بودن عدد به دست آمده با استفاده از الگو، به معنای کاهش رفتار توده‌وار است، لذا مثبت بودن ضریب بتا به معنای وجود رابطهٔ معکوس و منفی بودن ضریب به معنای وجود رابطهٔ مستقیم تفسیر می‌شود). از طرف دیگر سطح معناداری دو متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بیش‌اطمینانی مدیران نیز به ترتیب برابر ۰/۰۰۹ و ۰/۰۰۰ و کم‌تر از ۵٪ است، لذا فرضیهٔ دوم و سوم پژوهش نیز پذیرفته می‌شود. از طرفی مقدار ضریب دو متغیر مذکور منفی است که بیانگر تأثیر منفی این اریب‌های رفتاری بر بازدهی سهام است.

جدول شمارهٔ ۶. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

$$R_{i,t}= \beta_0+ \beta_1 OVER_{i,t}+ \beta_2 H_{i,t} + \beta_3 SENT_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t}+ \beta_6\ MTB_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۰۰۶	۰/۸۶	۰/۴۱
بیش اطمینانی مدیریت	-۰/۰۷	-۵/۷۹	۰/۰۰۰
رفتار توده‌وار	۰/۵۶۷	۳/۴۴۱	۰/۰۰۱
گرایش‌های احساسی	-۰/۹۳۶	-۲/۷۳۶	۰/۰۰۹
اندازهٔ شرکت	-۰/۰۱۱	-۲/۴۵۲	۰/۰۳۱
اهرم مالی	۰/۰۰۸	۱/۰۳۱	۰/۳۰۴
ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	۰/۰۰۱	۱/۷۳۴	۰/۰۸۵
آمارهٔ F	۱۲/۲۴۷	ضریب تعیین	۰/۱۴۷
سطح معناداری F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۳۹
مقدار دوربین واتسون	۲/۳۶۴		

به‌طور کلی نتایج پژوهش حاکی از این است که سوگیری‌های رفتاری مورد بررسی در پژوهش حاضر دارای تأثیر منفی بر بازدهی سهام است که مطلوب نبوده و به ضرر سرمایه‌گذاران تمام می‌شود. به عبارتی هر سه فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود. همچنین متغیر کنترلی اندازهٔ شرکت، ارتباط معکوس و معناداری با بازدهٔ سهام دارد که نشان می‌دهد نرخ

بازدهی شرکت‌های کوچک در مقایسه با شرکت‌های بزرگ بیشتر است. این موضوع از دیدگاه الگوهای چند عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و۲۰۱۳) قابل توجیه بوده و جز استثنائات بازار کارا نیز به حساب می‌آید. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود که بازدهی سرمایه‌گذاران از محل شرکت‌های کوچک در مقایسه با شرکت‌های بزرگ، بازدهی بیشتر باشد. از طرفی دو متغیر اهرم مالی و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام دارای ارتباطی معنادار و مستقیمی با بازدهٔ سهام می‌باشند ولی از نظر آماری معنادار نیستند.

استحکام نتایج

به منظور استحکام نتایج پژوهش حاضر، علاوه بر آزمون فرضیه‌های پژوهش به صورت داده‌های تابلویی، فرضیه‌های پژوهش به صورت مقطعی برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ (دورهٔ پژوهش) مورد آزمون قرار گرفت که نتایج به صورت جدول ۷ نشان داده شده است. همانگونه در جدول شمارهٔ ۷ مشاهده می‌شود، بین متغیر بیش‌اطمینانی با بازدهی سهام طی سال‌های۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۳ رابطهٔ منفی معنادار و در سال ۱۳۹۲ دارای رابطهٔ مثبت معنادار است. ولی در سال ۱۳۹۴ رابطهٔ معناداری یافت نشد. متغیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران طی سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ دارای رابطهٔ منفی معنادار و سال ۱۳۹۰ دارای رابطهٔ مثبت معناداراست، ولی در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۴رابطهٔ معناداری یافت نشد.

جدول شمارهٔ ۷. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش به صورت مقطعی (سالانه)

متغیر	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴
C	۰/۲۴۶*	۰/۰۷۴	۰/۰۴۰	-۰/۰۱۳	۰/۳۳۱*	۰/۳۴۰*	-۰/۱۱۸*
	(۲/۶۰۷)	(۱/۴۷۷)	(۰/۵۳۳)	(-۰/۳۸۸)	(۲/۴۶۰)	(۴/۲۴۵)	(-۲/۱۶۶)
OVER	-۰/۰۴۵*	-۰/۰۱۱*	-۰/۰۱۵*	۰/۰۲۴*	۰/۳۸۱*	-۰/۳۴۸*	۰/۰۲۰
	(-۲/۱۱۹)	(-۲/۲۹۳)	(-۲/۸۳۵)	(۲/۲۷۵)	(۳/۳۱۳)	(-۲/۷۴۵)	(۱/۹۲۵)
H	-۰/۰۳۸*	۰/۰۳۰	۰/۵۸۴	-۰/۱۲۰*	-۰/۲۵۳*	-۰/۰۳۴*	۰/۰۹۲
	(-۲/۷۷۱)	(۱/۲۴۸)	(۳/۲۳۴)	(-۳/۳۶۰)	(-۴/۲۸۶)	(-۲/۳۶۴)	(۱/۵۳۴)

متغیر	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴
SENT	-۰/۲۳۹*	-۰/۰۳۱	-۰/۲۴۱*	۰/۲۲۷*	-۰/۲۹۰*	-۰/۳۰۵*	۰/۰۳۱۲
	(-۲/۷۷۲)	(-۰/۷۶۲)	(-۳/۰۸۷)	(۲/۸۱۶)	(-۲/۳۰۳)	(-۴/۳۳۹)	(۲/۴۵۳)
SIZE	-۰/۰۳۷*	۰/۰۰۷	۰/۵۳۱*	-۰/۰۰۴*	-۰/۱۰۱*	-۰/۰۰۳	۰/۱۳۴*
	(-۲/۷۵۲)	(۱/۴۵۶)	(۲/۴۳۱)	(-۲/۶۸۰)	(-۲/۲۹۵)	(-۰/۲۹۹)	(۳/۷۹۲)
LEV	۰/۰۲۱	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	-۰/۰۲۶	۰/۰۳۰	۰/۰۴۱	۰/۰۵۴*
	(۰/۷۲۶)	(-۰/۹۹۶)	(۰/۰۳۱)	(-۰/۹۰۲)	(۰/۹۵۰)	(۱/۶۳۱)	(۳/۲۸۳)
MTB	۰/۰۵۹	-۰/۲۱۴	-۰/۹۹۲	-۰/۰۷۱	-۰/۰۱۲۷	-۰/۰۳۶	۰/۱۱۲
	(۰/۶۴۲)	(-۰/۳۲۹)	(-۰/۳۶۲)	(-۰/۷۹۲)	(-۱/۱۷۱)	(-۰/۶۳۵)	(۰/۹۰۴)
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۸۹۲	۱/۹۶۳	۱/۸۲۸	۱/۹۶۴	۱/۸۳۹	۱/۸۰۲	۱/۷۳۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۹۸	۰/۰۲۲	۰/۱۴۶	۰/۰۸۱	۰/۰۴۳	۰/۲۴۵	۰/۲۳۳
آمارهٔ F	۴/۰۵۸	۳/۰۵۰	۳/۱۲۰	۳/۰۹۹	۲/۸۹۷	۵/۰۱۹	۴/۵۷۶
سطح معناداری F	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

* در سطح ۵٪ معنادار است.

از نظر متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۰، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ رابطهٔ منفی معنادار و در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۱ رابطهٔ مثبت معنادار یافت شد، ولی در سال ۱۳۸۹ رابطهٔ معناداری یافت نشد. به‌طور کلی نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش به صورت مقطعی نشان داد که بین متغیرهای رفتاری مورد بررسی با بازدهی سهام رابطهٔ منفی معناداری وجود دارد که با یافته‌های پژوهش به صورت تابلویی همخوانی دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که متغیرهای رفتاری درون سازمانی (بیش اطمینانی مدیریت) و برون سازمانی (رفتار توده‌وار و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران) دارای تأثیر معکوس و معناداری بر بازدهٔ سهام شرکت‌ها هستند. به این صورت که هر چه میزان اطمینان

بیشتر از حد مدیران، رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران و همچنین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بیشتر باشد، بازدهی سهام کم‌تر می‌شود. در توجیه تأثیر منفی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام، باید گفت که طبق دیدگاه مالی رفتاری، برخی از تغییرات قیمت سهام هیچ دلیل بنیادی نداشته و احساسات سرمایه‌گذاران نقش مهمی بر قیمت سهام بازی می‌کند. به عبارتی، طبق اعتقاد لین(۲۰۱۰) فعل و انفعال پویای بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران منطقی قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهم معامله‌گران اختلال‌زای بیشتر یا معامله‌گرهای منطقی کم‌تری داشته باشد، نوسان قیمتی آن بیشتر است. زیرا که این سرمایه‌گذاران در برگرداندن سطح قیمت‌ها به سطح بنیادی پرتکاپو نبوده و قیمت‌گذاری نادرست اصلاح نخواهد نشد. نتیجهٔ حاصل از آزمون فرضیهٔ گرایش احساسی مطابق با نتایج پژوهش هنگل براک و همکاران (۲۰۰۹) در بازار سرمایهٔ آمریکا، ستایش و شمس‌الدینی (۱۳۹۵) در بازار سرمایهٔ ایران و متناقض با نتایج پژوهش هنگل براک و همکاران (۲۰۰۹) در بازار سرمایهٔ آلمان است.

در توجیه رابطهٔ متناقض بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام، باید گفت که اریب‌های رفتاری همیشه بد نبوده و باعث کاهش بازدهی سهام نخواهد شد و ممکن است به نفع سرمایه‌گذاران نیز تمام شود. این موضوع در تحقیق هنگل براک و همکاران(۲۰۰۹) که در دو بازار آلمان و امریکا انجام شد، اثبات گردید. به گونه‌ای که آنها در بازار سرمایهٔ آمریکا یک رابطهٔ منفی و در بازار سرمایهٔ آلمان رابطهٔ مثبتی را بین بازدهی و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران گزارش کردند. از طرفی نتایج پژوهش نشان داد که رابطهٔ منفی بین رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام وجود دارد. در توجیه این رابطه می‌توان گفت که به علت ایجاد تقاضای اضافی خرید سهام به علت وجود رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران، انتظار افزایش قیمت وجود دارد. از آنجایی‌که این افزایش قیمت سهام به علت رفتار غیر منطقی

سرمایه‌گذاران است، لذا ریسک سقوط قیمت سهام افزایش یافته و انتظار می‌رود با ترکیدن این حباب قیمت، بازدهی سهام کاهش یابد. این مطابق با نتایج مطالعهٔ زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) و سیرپریانی و گارینو[۱۳] (۲۰۰۸) است.

نتیجه آزمون فرضیهٔ سوم نیز نشان داد که متغیر بیش اعتمادی مدیریت، تأثیر منفی معناداری بر بازدهی سهام دارد. در توجیه این تأثیر می‌توان گفت که بیش اعتمادی معمولاً باعث می‌شود که مدیریت خود را بهتر از آنچه که هست، بپندارد و این اریب رفتاری باعث می‌شود که گاهی تصمیم‌های منطقی نگیرند. به عنوان مثال، مدیران برای تصمیم سرمایه‌گذاری در یک شرکت خاص، اغلب انتظار زیان را نادیده گرفته و بعداً در صورتی که شرکت عملکرد ضعیفی داشته باشد، احساس تعجب یا نارضایتی می‌کنند (پمپین، ۲۰۰۶). نتیجهٔ این فرضیه متناقض با تحقیق خوش‌طینت و نادری قمی (۱۳۸۸) است. در توجیه نتیجهٔ متناقض این پژوهش با پژوهش خوش‌طینت و نادری قمی (۱۳۸۸) می‌توان گفت که بیش اعتمادی مدیریت همیشه بد نیست. مثلاً رامشه و ملانظری (۱۳۹۳) بیان می‌کنند که بیش اعتمادی می‌تواند منجر به اتخاذ تصمیم‌های نادرست و تحمیل هزینهٔ گزاف به شرکت شود. از طرفی بیش اعتمادی می‌تواند در برخی شرایط منافعی داشته باشد. برای مثال، انگیزش مدیران بیش اعتماد برای پذیرش ریسک نسبت به سایر مدیران بیشتر است.

با توجه به نتایج حاصل از تحقیق حاضر به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که به عواقب منفی رفتارهای خود بر بازدهی سهام توجه داشته و از تصمیم‌گیری‌های احساسی و انجام رفتار توده‌وار خودداری نمایند و در شرایطی که تعداد خریداران سهام خاصی زیاد هستند، حتماً با مشورت اقدام به خرید سهم نمایند. به مدیران بیش اعتماد شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که از این به بعد به تأثیر بیش اعتمادی خود بر تصمیم‌گیری خود و عواقبی که این تصمیم‌گیری‌ها بر عملکرد و بازدهی سهام دارند، توجه نموده و تصمیمات عقلایی اتخاذ نمایند. هم‌چنین به

محققان آتی پیشنهاد می‌شودکه به بررسی تأثیر سایر متغیرهای رفتاری مانند بیش اعتمادی سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام و بررسی ارتباط بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و بازدهٔ سهام در شرایط رونق و رکود بازار بپردازند.

یادداشت‌ها

1. Choi and Skiba
2. Baker and Wurgler
3. Liston
4. Smales Lee
5. Kim and Ha
6. Zhu and Niu
7. Wright and Bower
8. Andrade
9. Vinh and Phan
10. Frijns
11. Cornell
12. Hribar and McInnis
13. Cipriani and Guarino

منابع

انصاری، عبدالمهدی؛ خواجوی، حسین. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط هموارسازی سود با قیمت بازار سهام و نسبت‌های مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲(۸)، ۵۰-۳۳.

ایزدی‌نیا، ناصر؛ حاجیان‌نژاد، امین. (۱۳۸۹) . بررسی و آزمون رفتار توده‌وار در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران، *بورس اوراق بهادار*، ۲(۷)، ۱۳۲-۱۰۵.

حیدرپور، فرزانه؛ تاری وردی، یداله؛ محرابی، مریم. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازدهٔ سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۷)، ۱۳-۱.

خوش‌طینت، محسن؛ نادی قمی، ولی‌اله. (۱۳۸۸). چارچوب رابطهٔ رفتار اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران با بازدهٔ سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۷(۲۵)، ۸۵-۵۳.

جهانگیری راد، مصطفی؛ مرفوع، محمد؛ سلیمی، محمدجواد. (۱۳۹۳). بررسی رفتار گروهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۱(۴۲)، ۱۵۸-۱۴۱.

رامشه، منیژه؛ ملانظری، مهناز. (۱۳۹۳). بیش‌اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری. *دانش حسابداری*، ۵(۱۶)، ۷۹-۵۵.

زنجیردار، مجید؛ خجسته، صدف. (۱۳۹۵). تأثیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی بر بازدهٔ سهام. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴(۱۵)، ۱۳۴-۱۱۵.

ستایش، محمدحسین؛ شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*۸(۱)، ۱۲۵-۱۰۳.

صادقی شریف، سیدجلال؛ تالانه، عبدالرضا؛ عسکری راد، حسین. (۱۳۹۲). اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فامام وفرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری*، ۴(۲)، ۸۸-۵۹.

قالیباف اصل، حسن؛ نادری، معصومه. (۱۳۸۵). بررسی واکنش بیش از اندازهٔ سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات و اخبار منتشره در شرایط رکود و رونق. *تحقیقات مالی*، ۸(۱)، ۱۱۲-۹۷.

محمدی، شاپور؛ راعی، رضا؛ قالیباف، حسن؛ گل ارضی، غلامحسین. (۱۳۸۹). تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگو فضای حالت. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲(۲)، ۶۰-۴۹.

نیک‌بخت، محمدرضا؛ حسین پور، امیرحسین؛ اسلامی مفیدآبادی، حسین. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲(۲۲)، ۲۵۵-۲۱۹.

نیک‌بخت، محمدرضا؛ شعبان زاده، مهدی؛ کلهر، کورش. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر بیش اعتمادی مدیران بر حق‌الزحمهٔ حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۲(۱)، ۱۸۹-۱۷۱.

Andrade, E. (2005). Behavioral consequences of affect: Combining evaluation and regualatory mechanisms. *Journal of Consumer Research*, 32(3), 355-362.

Ansari, A.M., Khajavi, H. (2011). Survey of relationship between income smoothing and stock price and financial ratios. *Journal of Financial Accounting Research*, 3(2), 33-50 [In Persian].

Baker, M. Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-151.

Baker, M., Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.

Bouwman, C. (2014). Managerial optimism and earnings smoothing. *Journal of Banking & Finance*, 41(1), 283-303.

Choi, N., Skiba, H. (2015). Institutional herding in international markets. *Journal of Banking and Finance*, 55, 245-59.

Cipriani, M., Guarino, A. (2008). Herd behavior and contagion in financial markets. *Journal of Theoretical Economics*, 8(1), 1-56.

Cornell, B., Landsman, V.R., Stubben, S. (2014). Accounting information, investor sentiment, and market pricing. J*ournal of Law, Finance, and Accounting*, 2(2), 325-345.

Fama, E. F., French, K. R. (2012). Size, Value, and Momentum in International Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457-472.

Fama, E.F, French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E.F. French, K.R. (2013) A four-factor model for the size, value, and profitability patterns in stock returns. *SSRN Electronic Journal.*

Fama, E.F., French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.

Frijns, B., Willem F.C., Verschoor, R., Zwinkels, C.J. (2017). Excess stock return comovements and the role of investor sentiment. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 49, 74-87.

Ghalibafasl, H., Naderi, M. (2008). Investigate the excessive reaction of investors in Tehran Stock Exchange to information and news published in conditions of stagnation and prosperity. *Financial Research Journal*, 8(1), 97-112 [In Persian].

Hengelbrock, J., Theissen, E., Westheide, C. (2009). Market response ti investor sentiment. Available at*: www.ssrn.com*.

Hidarpour, F., Tariverdi. Y., Mehrabi, M. (2013). The effect of investors' emotional tendencies on stock returns. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 1(17), 1-13 [In Persian].

Hribar, P., McInnis, J.M. (2012). Investor sentiment and analysts' earnings forecast errors, management science. *Special Issue on Behaviorial Economics and Finance*, 58(2), 293-307.

Hwang, S., Salmon, M. (2006).Sentiment and beta herding. *Financial.Econometrics Research Center*, Warwick Business School.

Izadinia, N., Hajeiannejad, A. (2008). Review and examine the herd behavior in selected industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 2(7), 105-132 [In Persian].

Jahangigrirad, M., Marfoa, M., Salimi, M.J. (2013). Investigation of herding behavior in tehran stock exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 11(42), 141-158 [In Persian].

Khoshtinat, M., Nadi Gbomi, V. (2009). The framework of relation of investors overconfidence behavior with stock return. *Emprical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 7(25), 53-85 [In Persian].

Kim, T., Ha, A. (2010). Investor Sentiment and Market Anomalies. Australasian Finance and Banking Conference, Available at: *www.ssrn.com*.

Lin, M. (2010). The effects of investor sentiment on returns and idiosyncratic risk in the Japanese stock market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 60, 29-43.

Liston, D. (2016). Sin stock returns and investor sentiment. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 63-70.

Mohammadi, Sh., Ghalibaf, H., Golarzi, Gh. (2010). Analysis of herd behavior of investors in Tehran Stock Exchange using with state space model. *Journal of Financial Accounting Researches*, 2(2), 49-60 [In Persian].

Nikbakht, M., Hosseinpour, A., Eslami Mofidabadi, H. (2017). The effect of investors sentiment and accounting information on stock price. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 6(2), 219-255 [In Persian].

Nikbakht, M.R., Shabanzade, M., Kalhor, K. (2017). Investigating the effect of managers' more trust on audit fees in companies acquired in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management and Accounting Studies*, 2(1), 171-189 [In Persian].

Pompian, M.M. (2006). *Behavioral Financial and Wealth Management*. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.

Ramsheh, M., Molanazari, M. (2014). Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Knowledge*, 5(16), 55-79.

Ramsheh, M., Molanzari, M. (2014). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Knowldge*, 5(16), 55-79 [In Persian].

Sadeqi Sharif, Sj., Talaneh, A.R., AskariRad, H. (2013). Momentum factor effect on the explanatory power of fama-french three-factor model: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowldge*, 4(9), 52-88 [In Persian].

Scheinkman, J.A., Xiong, W. (2003). Overconfidence and speculative bubbles. *Journal of Political Economy*,111, 1183-1219.

Seyatesh, M.H., Shamsedini, K. (2016). An investigation of the relationship between investor sentiment and price stocks in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Advances*, 8(1), 103-125 [In Persian].

Skala, D. (2008). Overconfidence in psychology and finance an interdisciplinary literature review. *Bank I Kredyt*, (4), 33-50.

Smales L.A. (2014). News sentiment and the investor fear gauge. *Finance Research Letters*, 11(2), 122-130.

Vinh Vo, X., Phan, D.B.A. (2017). Further evidence on the herd behavior in Vietnam stock market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 13, 33-41.

Wright, W., Bower, G. (1992). Mood effects on subjective probability assessment. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 52, 276-291.

Zanjirdar, M., Khojasteh, S. (2017). The impact of investors' herding behavior on the stock returns using huang and solomon mod. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 4(15), 115-134 [In Persian].

Zhu, B., Niu, F. (2016). Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 38, 125-134.