

اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام

با توجه به سطح شفافیت شرکتی

جواد شکرخواه*، قاسم بولو**، عاصم حضرتی***

تاریخ ۱۳ / ۰۷ / ۹۵

تاریخ ۲۸ / ۱۰ / ۹۵

چکیده

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سوال است که آیا سطح شفافیت شرکتی (اندازه‌گیری شده به وسیله مجموعه ای از معیارها شامل مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، اظهار نظر حسابرسی، کیفیت موسسات حسابرسی، مالکیت دولتی و معاملات با اشخاص وابسته) بر میزان خوش بینی و بدبینی سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت سهام که معمولاً به علت مشکل در ارزش گذاری شرکت‌ها رخ می‌دهد تأثیر دارد یا نه؟ برای مشخص کردن اهمیت شفافیت شرکتی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، پنج فرضیه مورد آزمون قرار گرفته و برای این منظور داده‌های ماهانه ۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ از طریق تحلیل سری زمانی بررسی شده است. یافته‌های این پژوهش حاکی از تأیید فرضیات اول، دوم، چهارم و پنجم تحقیق مبنی بر بیشتر بودن اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران یا به عبارتی تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر، گزارش حسابرسی غیرمقبول، شرکت‌های تحت کنترل دولتی و معاملات با اشخاص وابسته بیشتر به ترتیب نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، گزارش حسابرسی مقبول، شرکت‌های تحت کنترل بخش خصوصی و معاملات با اشخاص وابسته کمتر می‌باشد. همچنین در خصوص فرضیه سوم تحقیق که مورد تأیید قرار نگرفت یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تفاوت میان اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی نسبت به شرکت‌های حسابرسی نشده توسط سایر موسسات، معنی‌دار نمی‌باشد. در مجموع یافته‌های این پژوهش اهمیت شفافیت شرکتی در کاهش تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام را مورد تأیید قرار می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: گرایش احساسی سرمایه‌گذار، قیمت سهام، شفافیت شرکتی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.12034.1458

* عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، نویسنده مسئول، (j_shekarkhah@yahoo.com)

** عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، (bolo_gh@yahoo.com)

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، (hazraty.asem@yahoo.com)

مقدمه

در تحولات اقتصادی کشورها، بورس‌های اوراق بهادار همواره نقشی غیر قابل انکار برعهده داشته و دولت‌ها نتیجه تصمیمات اتخاذ شده تیم مدیریتی خود را در پنجره بازارهای مالی رهگیری می‌کنند. در فضای کنونی حاکم بر بازار سرمایه ایران و جهان (شرایط بحران و نااطمینانی)، تجزیه و تحلیل عوامل تأثیرگذار روانی و احساسی از درجه اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد و در این بین باید به شاخص‌هایی همچون میزان تأثیرگذاری احساسات در بورس اوراق بهادار نیز توجه کرد.

از طرفی دیدگاه سنتی بازده سهام اعتقاد دارد که تغییرات قیمت سهام به تغییرات سیستماتیک در ارزش‌های بنیادی شرکت مربوط است. در حالی که تحقیقات اخیر (برای مثال، بیکر و گلر^۱، ۲۰۰۶؛ وو و همکاران^۲، ۲۰۱۰) نشان می‌دهد گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها و تبیین سری‌های زمانی بازده ایفا می‌نمایند، به‌ویژه برای سهم‌هایی که از ارزیابی ذهنی بالاتری برخوردارند (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲).

در اکثر کشورها، شناخت فرآیند تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان در بورس، همواره موضوعی مهم برای سرمایه‌گذاران در بازار بوده است. در این کشورها، محققان تلاش‌های قابل توجهی جهت مطالعه و درک رفتار سرمایه‌گذاران و به دنبال آن تأثیرپذیری این عوامل از افشای اطلاعات و شفافیت اطلاعات مالی داشته‌اند، زیرا رفتارهای متأثر از شفافیت اطلاعات مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند (یوسفی و شهرآبادی، ۱۳۸۸) و توجه به این موضوع که رفتار سرمایه‌گذاران از عوامل گوناگون متأثر می‌گردد نیز حایز اهمیت بسیاری می‌باشد. این عوامل به وجودآورنده ابهامات رفتاری در رفتار سرمایه‌گذاران است و یکی از علل اصلی این ابهامات رفتاری، موضوع عدم اطمینان و عدم شفافیت اطلاعات مالی است که تحلیل‌های نادرست و گمراه‌کننده‌ای به همراه خواهد داشت.

بیان مسئله و اهمیت آن

دو دلیل اساسی برای دشواری ارزشیابی یک شرکت وجود دارد. اولین دلیل مربوط به عوامل بنیادی شامل عدم قطعیت محیط کسب و کار می‌باشد. دلیل مهم دوم، سطح شفافیت شرکتی پایین (شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول، مدیریت سود اقلام تعهدی بالا،

مالکیت دولتی، معاملات با اشخاص وابسته بالا و حسابرسی شده توسط موسساتی غیر از موسسات بزرگ^۳ است. در بازارهای مالی توسعه یافته مانند ایالات متحده که شفافیت شرکتی بالا و نسبتاً یکنواختی در میان شرکت‌ها وجود دارد، مشکلات ارزش‌گذاری عمدتاً ناشی از عدم قطعیت محیط کسب و کار می‌باشد، در حالی که در بازارهای نوظهور که سرمایه‌گذاران به اندازه کافی اطلاعات درون شرکتی قابل اتکا ندارند، شفافیت شرکتی پایین، ممکن است مهم‌ترین عامل در به وجود آمدن مشکلات ارزش‌گذاری باشد (فرث و همکاران^۴، ۲۰۱۵).

شفافیت شرکتی پایین، عرضه در ست و بی‌عیب اطلاعات درون شرکتی را کاهش و عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و شرکت را افزایش می‌دهد. چنین محیط اطلاعاتی توانایی سرمایه‌گذاران در ارزیابی دقیق پارامترهای ارزش‌گذاری که منجر به شکل‌گیری قیمت سهام می‌شود را محدود می‌کند. اطلاعات قابل اتکای کمتر باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران و دیگر شرکت‌کنندگان در بازار در تصمیم‌گیری‌هایشان بر قضاوت‌های ذهنی خود تکیه کنند که نتیجه آن اتکای زیاد بر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران است. اخبار اوج و حسیض‌های هیجانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران به طور ضمنی شواهدی را در مورد این موضوع فراهم می‌کند که بازده سهام علاوه بر عوامل خاص شرکت، تحت تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران نیز، قرار می‌گیرد. در واقع صف‌های خرید و فروش در بورس تهران سبب می‌شوند معامله‌گران فارغ از ارزنده بودن یا نبودن قیمت یک سهم به تبعیت از رفتار سایر فعالان بازار اقدام به قرار گرفتن در این صف‌ها کنند که این موضوع خود عاملی برای تحریک و تشدید هیجان در زمان رونق و رکود بازار است. این گونه رفتارهای غیرعقلایی، باعث ناکارایی بازار و همچنین قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار خواهد شد و در صورت تشدید و تداوم آن، موجبات بی‌اطمینانی و فرار سرمایه‌گذاران از بازار را فراهم خواهد نمود. با این حال تاکنون اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به سطح شفافیت شرکتی به صورت تجربی بررسی نشده است. با توجه به موارد فوق این سوال در بازار سرمایه کشور ما که در مسیر توسعه قرار دارد مطرح می‌گردد که آیا گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با توجه به سطح شفافیت شرکتی، بر قیمت سهام تأثیرگذار است یا خیر. برای یافتن پاسخی به این پرسش تحقیق حاضر در دستور کار قرار گرفته است.

مبانی نظری تحقیق

گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران

طبق تعریف حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، میزان خوش‌بینی و بدبینی سهامداران نسبت به یک سهام می‌باشد و معمولاً به علت مشکل در ارزش‌گذاری شرکت‌ها رخ می‌دهد که منجر به تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی می‌شود.

از مهم‌ترین روش‌های اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران می‌توان به شاخص ترکیبی ارائه شده توسط بیکر و وگلر (۲۰۰۶) اشاره نمود. این شاخص بر مبنای تغییرات متداول در ۵ متغیر اساسی موثر بر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران محاسبه می‌شود. این متغیرها عبارتند از: نرخ کسب صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت^۵ (CEFD)، گردش مالی بازار^۶ (TURN)، تعداد عرضه‌های اولیه سهام^۷ (NIPO)، بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام^۸ (RIPO)، سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت^۹ (Eshare). نکته قابل ذکر این‌که، مطالعات بیکر و وگلر (۲۰۰۶) بر مبنای شرکت‌های آمریکایی بود که بازاری توسعه یافته دارند در حالی که مطالعه ما در مورد شرکت‌های فعال در بازارهای نوظهور می‌باشد. فرث و همکاران (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن این نکته، با اضافه کردن دو مولفه رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری^{۱۰} (NACT) و رشد سپرده‌های پس‌انداز^{۱۱} (DSG) اقدام به بسط مدل مزبور نمودند. در ذیل به توضیح هر یک از مولفه‌های مذکور می‌پردازیم:

نرخ کسب صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت: بر اساس تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۶)، ارتباط مثبت و معناداری بین نرخ کسب صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران وجود دارد. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت در دوره‌های رونق بورس با نرخی کمتر از خالص ارزش دارایی‌های هر واحد معامله می‌گردد. با این حال، با توجه به این‌که در بازار سرمایه ایران، قیمت‌های هر واحد و ابطال صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، با نرخ خالص ارزش دارایی‌های هر واحد برابر می‌باشد، در پژوهش حاضر اثر مولفه مذکور حذف گردیده است.

گردش مالی بازار: طبق تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۶)، در بازارهایی با عدم شفافیت اطلاعاتی، خوش‌بینی سرمایه‌گذاران غیرمنطقی منجر به نقدینگی اضافی و در نتیجه ارزش‌گذاری بیشتر از واقع سهام می‌گردد.

تعداد عرضه‌های اولیه سهام و بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام: طبق تحقیقات ریتر^{۱۲} (۱۹۹۱)، عرضه‌های اولیه سهام اغلب به عنوان معیاری برای سنجش میزان اشتیاق سرمایه‌گذاران به‌شمار می‌رود. بیکر و وگلر (۲۰۰۶) دریافتند در بازارهایی با تعداد بالای عرضه‌های اولیه و بازده بالای اولین روز عرضه‌های اولیه سهام، اشتیاق سرمایه‌گذاران بالا می‌باشد و بالعکس. در نتیجه ایشان از دو مولفه مذکور به عنوان معیارهایی برای سنجش گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمودند.

سهام سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت: طبق تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۰)، بازده بازار یک سال بعد از این که شرکت‌ها، بر تامین مالی از طریق انتشار سهام نسبت به انتشار اوراق بدهی و اخذ تسهیلات مالی تمرکز نمودند، بیشتر می‌باشد. در نتیجه ایشان در سال ۲۰۰۶، از نسبت مذکور به عنوان معیاری برای محاسبه شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمودند.

رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری: فرث و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه یافته دارای بازار سرمایه‌ای نوپا و سرمایه‌گذارانی تازه وارد به بازار سهام می‌باشند. از آنجا که سرمایه‌گذاران جدید دارای تجربه کمی می‌باشند یا اصلاً تجربه ندارند ممکن است به جای تکیه بر بررسی‌های منطقی و اصولی در تصمیم‌گیری‌های مربوط به مشارکت و سرمایه‌گذاری، بیش از اندازه بر شرایط احساسی بازار تکیه کنند. به علاوه گرین‌وُِد و ناگِل^{۱۳} (۲۰۰۹) در تحقیقات خود نشان دادند این سرمایه‌گذاران بی‌تجربه که هنوز تجربه کافی کسب نکرده‌اند، بیش از اندازه خوشبین هستند و می‌توانند به عنوان محرکی برای به‌وجود آمدن حباب قیمتی عمل کنند. بنابراین می‌توان از سرعت نرخ ورود سرمایه‌گذاران تازه وارد به بازار سرمایه به عنوان یک مولفه برای محاسبه گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمود.

رشد سپرده‌های پس‌انداز: فرث و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند به خاطر ماهیت توسعه نیافته بازارهای مالی و کنترل‌های سرمایه‌داران نوظهور، سرمایه‌گذاران اغلب پول خود را بین

بانک و بازار سرمایه جابه‌جا می‌کنند. زمانی که آن‌ها جذب بازار سهام می‌شوند به شدت از شیوه‌های سنتی سپرده‌گذاری در بانک دوری می‌کنند. به همین علت در مدل خود از میزان رشد سپرده‌های پس‌انداز به عنوان مولفه‌ای برای بدست آوردن شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمودند.

شفافیت شرکتی

اطلاعات جزء جدایی‌ناپذیر فرآیند تصمیم‌گیری است و هر چه شفاف‌تر و قابل‌دسترس‌تر باشد، می‌تواند به اتخاذ تصمیمات صحیح‌تری در زمینه تخصیص بهینه منابع منجر گردد و در نهایت باعث کارایی تخصیصی و شفافیت بازار شود که هدف نهایی بازار سرمایه است. نقصان اطلاعات شفاف در بازار موجب افزایش هزینه معاملات و شکست بازار خواهد شد. به همین دلیل، در بسیاری از شکست‌های اخیر بازار سرمایه، فقدان شفافیت به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار قلمداد شده است (دیپازا و اکلس^{۱۴}، ۲۰۰۲).

در پژوهش حاضر با توجه به معیارهای پیشنهادی مدل "بو شمن، پیوترو سکی و اسمیت^{۱۵}" از مولفه‌های ارائه شده توسط فرث و همکاران (۲۰۱۵) به شرح ذیل برای سنجش شفافیت شرکتی استفاده شده است.

مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی: مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیران، قضاوت خویش را در گزارش‌گری مالی و در نحوه ثبت و گزارش‌های مالی به صورتی وارد نمایند که تغییر در محتوای گزارش‌های مالی، دیدگاه برخی سهامداران را نسبت به عملکرد اقتصادی و ارقام حسابداری گزارش شده، تغییر دهد (کارول و کریستین^{۱۶}، ۲۰۰۴). از آنجایی که این رفتار مداخله‌گرایانه (مدیریت سود) ممکن است بر کیفیت اطلاعات افشا شده و مفید بودن آن‌ها برای تصمیمات سرمایه‌گذاری اثر داشته باشد، احتمال دارد اعتماد سرمایه‌گذاران به فرآیند گزارش‌گری مالی را تقلیل داده و گذشته از این، ممکن است موجب تخصیص نادرست منابع کمیاب اقتصادی به سمت سرمایه‌گذاری‌ها با کارایی اندک گردد.

اظهاری نظر حسابرسی: چوی و جتر^{۱۷} (۱۹۹۲) دریافتند اظهار نظر حسابرسی مشروط، واکنش بازار سهام به اطلاعیه‌های بعدی در مورد سود شرکت را کاهش می‌دهد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که اظهار نظر مشروط سطح عدم قطعیت یا اخلال^{۱۸} نسبت به اعداد سود آینده و حال

شرکت را افزایش می‌دهد که این امر توانایی بازار در استنباط جریان‌های نقدی حال و آینده شرکت را با توجه به اطلاعات مالی محدود می‌کند.

کیفیت موسسات حسابرسی: دی‌فوند و همکاران^{۱۹} (۲۰۰۰) نشان دادند شرکت‌هایی که توسط حسابرسان مستقل‌تر و بزرگ‌تری حسابرسی می‌شوند، اطلاعات معتبرتر و با کیفیت‌تری افشا می‌کنند که این امر سبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی در رابطه با سهام یک شرکت افزایش یابد، ارزش ذاتی آن با ارزشی که سرمایه‌گذاران در بازار برای سهام مورد نظر قایل می‌شوند، متفاوت خواهد بود و در نتیجه، ارزش واقعی سهام شرکت‌ها با ارزش مورد انتظار سهامداران تفاوت خواهد داشت (هامیلتون^{۲۰}، ۱۹۷۸).

مالکیت دولتی: دو دلیل اصلی برای توضیح این که چرا شرکت‌های دولتی شفافیت اطلاعاتی کمتری نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند وجود دارد. اولین دلیل طبق تحقیقات بوشمن و همکاران^{۲۱} (۲۰۰۴)، بال و همکاران^{۲۲} (۲۰۰۰) این است که شرکت‌های دولتی، انگیزه‌های کمتری برای مدیریت اطلاعات قابل ارائه به بازار نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند. شلیفر و ویشنی^{۲۳} (۱۹۹۴) استدلال کردند که مالکان دولتی برای ارزیابی شرکت و عملکرد مدیریت به جای اتکا بر اطلاعات حسابداری و قیمت سهام، بر کانال‌های اطلاعاتی خاص و شبکه‌های سیاسی خود اتکا می‌کنند. دومین دلیل طبق تحقیق شلیفر و ویشنی (۱۹۹۴) این است که شرکت‌های دولتی ممکن است برای کسب کمک‌های دولتی و تبعیض‌آمیز اقدام به ارائه گزارشات مالی غیر شفاف کنند.

معاملات با اشخاص وابسته^{۲۴} (RPT): دو دلیل اصلی برای توضیح این قضیه وجود دارد که چرا شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر، نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، شفافیت کمتری دارند. اولین دلیل این که قیمت‌های استفاده شده برای معاملات با اشخاص وابسته، ضرورتاً مبتنی بر اصل ارزش منصفانه نمی‌باشد. دومین دلیل این است که معاملات با اشخاص وابسته، می‌تواند به عنوان وسیله‌ای برای انتقال منابع با ارزش به شرکت‌های وابسته به کار گرفته شود (لو و همکاران^{۲۵}، ۲۰۱۰). به دلایل مذکور و با توجه به این که معاملات با اشخاص وابسته یکی از نشانه‌های حسابداری متهورانه^{۲۶} است (گوردن و هنری^{۲۷}، ۲۰۰۵)، نگرانی در خصوص استفاده هدفمند از این معاملات و عدم افشا یا کافی

نبودن افشای آن‌ها در میان سرمایه‌گذاران، ممکن است بر ارزیابی استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی از عملیات واحد تجاری، شامل ارزیابی ریسک و فرصت‌های پیش روی واحد تجاری، تأثیر بگذارد.

پیشینه تحقیق

فلاح شمس لیاستانی و رمضانی (۱۳۹۵) در تحقیقی تحت عنوان "بررسی نوسانات غیرمتعارف بر بروز رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی رفتار توده‌واری و انحراف غیرمتعارف نرخ ارز پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار وجود دارد همچنین انحرافات غیرمتعارف نرخ ارز با رفتار توده‌واری رابطه معناداری دارد.

تقی پوریان گیلانی و همکاران (۱۳۹۴)، در تحقیقی تحت عنوان "اثر آگاهی سرمایه‌گذار و نگرش به ریسک درک شده بر رفتار سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران"، در قالب جمع‌آوری اطلاعات پرسش‌نامه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا آگاهی سرمایه‌گذار و میزان درک او از ریسک معاملات می‌تواند پیش‌بینی‌کننده‌ی رفتار وی در زمان انجام معاملات باشد یا خیر. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش حاکی از آن است که تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران در بازار سهام متأثر از عوامل آگاهی مالی، یادگیری اجتماعی، شناخت و تعصبات روانشناسی است. همچنین هر چه میزان آگاهی سرمایه‌گذار بیشتر باشد، درک سرمایه‌گذار از شرایط عدم قطعیت بالاتر است و احتمال سرمایه‌گذاری بیشتر است اما اگر سرمایه‌گذار درک درستی از ریسک یک معامله نداشته باشد، تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در آن معامله دارد.

جمشیدی و عطری (۱۳۹۳) در تحقیقی تحت عنوان "بررسی میزان اهمیت عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار قم و مقایسه تطبیقی آن با رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار تهران"، در قالب جمع‌آوری اطلاعات پرسش‌نامه‌ای به شناسایی عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی و مقایسه تطبیقی عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالارهای بورس قم و تهران پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین هر یک از متغیرهای میزان سودآوری شرکت‌ها، صحت، کیفیت و سرعت انتشار اطلاعات، قدرت نقد شوندگی سهام عادی، وجود

عوامل فرهنگی خاص و میزان ریسک در سودآوری شرکت‌ها با رفتار خریداران در بورس اوراق بهادار قم وجود دارد. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد نقش عوامل موثر بر رفتار خریداران سهام عادی در بورس قم و تهران یکسان است.

حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) اثر گرایش‌های احساسی بر بازده سهام را با توجه به مولفه‌های عدم قطعیت تجاری (شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی) بررسی کردند. در این تحقیق برای محاسبه گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران از شاخص گرایش‌های احساسی بازار سرمایه^{۲۸} (EMSI) استفاده گردید و نتایج این تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام در شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی می‌باشد.

سینایی و داودی (۱۳۸۸)، در تحقیقی تحت عنوان "بررسی رابطه شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی اثر شفاف‌سازی اطلاعات مالی بر رفتار سرمایه‌گذاران پرداختند. در این تحقیق با توجه به مدل استاندارد اند پورز از معیارهای ساختار مالکیت و ترکیب سهامداران، افشای اطلاعات مالی و شفافیت ساختار هیات مدیره برای سنجش شفاف‌سازی اطلاعات استفاده گردیده است. ابزار به کار گرفته شده در این پژوهش پرسش‌نامه‌ای است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بین هر سه معیار شفاف‌سازی ساختار مالکیت و افشای اطلاعات مالی و شفاف‌سازی ساختار هیات مدیره با متغیر وابسته رفتار سرمایه‌گذار رابطه معناداری وجود دارد.

فرث و همکاران (۲۰۱۵) در تحقیقی تحت عنوان "شفافیت شرکتی و اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام" به بررسی اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به معیارهای شفافیت شرکتی شامل مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی، کیفیت موسسات حسابرسی، اظهار نظر حسابرسی، معاملات با اشخاص وابسته و مالکیت دولتی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با شفافیت شرکتی کمتر نسبت به شرکت‌هایی با شفافیت شرکتی بیشتر، بالاتر می‌باشد.

وو و همکاران (۲۰۱۰) در تحقیقی تحت عنوان "اثر گرایش‌های احساسی و روزهای هفته بر بازده سهام" برای اولین بار اثر روزهای هفته و بازده سهام را با گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران مرتبط کردند. تخمین‌های تجربی حاکی از آن است که اثر روزهای هفته بر بازده، مشابه اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده است و متعلق به سهم‌هایی با ارزیابی ذهنی بالاست. به عنوان مثال سهم‌هایی با ارزش بازار پایین در زمانی که اثر روزهای هفته قوی‌تر است، بیشتر تحت تأثیر گرایش‌های احساسی قرار می‌گیرند. همچنین در این تحقیق، ارتباط بالایی بین گرایش‌های احساسی و بازده کشف شد.

بیکر و وگلر (۲۰۰۶) در تحقیقی تحت عنوان "گرایش‌های احساسی و بازده مقطعی سهام" چگونگی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده مقطعی سهام را مورد مطالعه قرار دادند. بر اساس یافته‌های آن‌ها هنگامی که شاخص گرایش‌های احساسی در سطح بالا باشد، سهام شرکت‌های کوچک، تازه تأسیس، پرنوسان، غیر سودده، فاقد سود تقسیمی، مستعد رشد و دچار بحران‌های مالی، بیشتر (کمتر) از واقع قیمت‌گذاری می‌شود. هیسو^{۲۹} (۲۰۰۶) در تحقیقی با عنوان "اثر شفاف‌سازی اطلاعات مالی بر رفتار سهامداران در بورس اوراق بهادار تایوان" به بررسی نقش ابعاد شفاف‌سازی اطلاعات مالی در افزایش میزان سرمایه‌گذاری در بازار بورس پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان داد که رابطه مثبت و معناداری در ادراک سرمایه‌گذاران بورس از ابعاد شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار آن‌ها وجود دارد.

فرضیات تحقیق

فرضیه اول: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، بیشتر است.

فرضیه دوم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول نسبت به شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، بیشتر است.

فرضیه سوم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی نسبت به شرکت‌های حسابرسی نشده توسط سایر موسسات، کمتر است.

فرضیه چهارم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های تحت کنترل دولتی نسبت به شرکت‌های تحت کنترل خصوصی، بیشتر است.

فرضیه پنجم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، بیشتر است.

روش تحقیق

این تحقیق از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی بوده و از بعد نحوه استنباط در خصوص فرضیه‌های پژوهش، در گروه تحقیقات همبستگی قرار می‌گیرد. همچنین، از آنجایی که از طریق آزمایش داده‌های موجود به استنتاج می‌پردازد، جزء تحقیقات اثباتی به شمار می‌رود. در این پژوهش ابتدا از روش‌های آمار توصیفی (میانگین، میانه و...) و سپس از آمار استنباطی (تحلیل سری زمانی و تحلیل گرسینون حداقل مربعات معمولی) برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه مطالعاتی تحقیق در برگیرنده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۳، به مدت ۶ سال می‌باشد. برای انتخاب نمونه آماری این تحقیق، محدودیت‌های زیر بر روی شرکت‌های جامعه آماری اعمال می‌شود:

۱. شرکت‌های مورد نظر از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۳ عضو بورس اوراق بهادار تهران باشند.
۲. به منظور رعایت قابلیت مقایسه پذیری، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.
۳. صورت‌های مالی و اطلاعات آن‌ها در دسترس باشند.
۴. جزء شرکت‌های فعال در صنعت بیمه، بانک و سرمایه‌گذاری نباشند.
۵. طی دوره مورد بررسی، به طور فعال، سهام آن‌ها در بورس معامله شده باشد.
۶. طی دوره مورد بررسی، تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.

در تحقیق حاضر به منظور تعیین نمونه، ابتدا فهرستی از شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهیه شد و سپس شرکت‌های دارای شرایط فوق انتخاب گردیدند. بدین ترتیب ۷۰ شرکت به عنوان نمونه نهایی تحقیق تعیین شد.

ابزارهای گردآوری اطلاعات و داده‌ها

جهت گردآوری اطلاعات در خصوص تبیین ادبیات تحقیق، از روش کتابخانه‌ای (مطالعه کتب، مقالات، پایان‌نامه‌ها و...) استفاده شده است و برای دستیابی به داده‌های مورد نظر برای پردازش فرضیات تحقیق، از آمار و اطلاعات موجود در نرم‌افزار ره‌آورد نوین، سایت بانک مرکزی، بولتن ماهانه بورس اوراق بهادار و صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با مراجعه به سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران، استفاده شده است.

مدل آزمون فرضیه‌های تحقیق

در این تحقیق بر اساس روش شناسی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، و با توجه به مدل ارائه شده توسط فرث و همکاران (۲۰۱۵)، آزمون‌ها در سطح پرتفوی و بر اساس مدل (۱) انجام می‌شود.

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

برای آزمون فرضیات اول و پنجم تحقیق، سهام شرکت‌های نمونه در هر سال بر اساس معیار مربوطه (مدیریت سود مثبتی بر اقلام تعهدی، معاملات با اشخاص وابسته) در پایان سال t مرتب و سپس در پنج پرتفوی مساوی از کوچک به بزرگ طبقه‌بندی شده‌اند. به طوری که پرتفوی شماره ۱ شامل شرکت‌هایی با بیشترین مقدار معیار مورد نظر و پرتفوی شماره ۵ شامل شرکت‌هایی با کمترین مقدار معیار در آن سال باشد. سپس میانگین موزون بازده ماهانه هر پرتفوی بر اساس بازده ماهانه و ارزش بازار هر شرکت محاسبه خواهد شد و در آخر با اجرای روش رگرسیون سری زمانی بر روی مدل، ضرایب مربوطه تخمین زده خواهد شد. در خصوص هر یک از فرضیات مذکور در صورت معنی‌دار بودن مدل و ضرایب، اگر قدرمطلق

اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در پرتفوی با بیشترین معیار مورد نظر از پرتفوی با کمترین معیار مورد نظر بیشتر باشد، فرضیه تأیید می‌شود.

برای آزمون فرضیات دوم، سوم و چهارم تحقیق، سهام شرکت‌های نمونه در هر سال بر اساس معیار مربوطه (اظهار نظر حسابرسی، کیفیت موسسات حسابرسی و مالکیت دولتی) بر اساس متغیر مجازی در پایان سال t مرتب و سپس در دو پرتفوی طبقه‌بندی می‌شوند. به طوری که پرتفوی شماره ۱ شامل شرکت‌های فاقد معیار مورد نظر (شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیر مقبول، حسابرسی شده توسط سایر موسسات حسابرسی و مالکیت دولتی) و پرتفوی شماره ۲ شامل شرکت‌های دارای معیار مورد نظر (شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی و مالکیت بخش خصوصی) باشد. سپس میانگین موزون بازده ماهانه هر پرتفوی بر اساس بازده ماهانه و ارزش بازار هر شرکت محاسبه خواهد شد و در آخر با اجرای روش رگرسیون سری زمانی بر روی مدل، ضرایب مربوطه تخمین زده خواهد شد. در خصوص هر یک از فرضیات مذکور در صورت معنی‌دار بودن مدل و ضرایب، اگر قدر مطلق اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در پرتفوی فاقد معیار مورد نظر از پرتفوی دارای معیار مورد نظر بیشتر باشد، فرضیه تأیید می‌شود.

متغیر مستقل تحقیق

گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران: در مطالعه حاضر به منظور اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران طبق روش ترکیبی ارائه شده توسط بیکر و گلر (۲۰۰۶)، در ابتدا هر یک از مولفه‌های احساسی ارائه شده توسط ایشان و فرث و همکاران (۲۰۱۵) را با توجه به داده‌های ماهانه سال‌های ۸۶ الی ۹۳، به شرح ذیل محاسبه می‌نماییم:

گردش مالی بازار (TURN): عبارت است از لگاریتم طبیعی حجم معاملات تقسیم بر ارزش بازار در هر ماه. تعداد عرضه‌های اولیه سهام (NIPO): عبارت است از تعداد عرضه‌های اولیه سهام در هر ماه. بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام (RIPO): به خاطر محدودیت نوسان در بازار ایران، برای محاسبه این مولفه، از میانگین موزون بازده هفته اول عرضه‌های اولیه سهام در هر ماه استفاده شده است (عادل آذر و همکاران، ۱۳۹۲). سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت (Eshare): عبارت است از مجموع ارزش عرضه‌های اولیه و افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات تقسیم بر کل

ارزش بازار سهام و بدهی بلندمدت در هر ماه. رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری (NACT): عبارت است از لگاریتم طبیعی کدهای معاملاتی جدید در هر ماه. رشد سپرده‌های پس‌انداز (DSG): عبارت است از لگاریتم طبیعی سپرده‌های پس‌انداز در هر ماه.

سپس با استفاده از روش آماری تحلیل عاملی^{۳۰}، شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران را ایجاد و با توجه به شاخص مذکور، گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران را طی دوره تحقیق محاسبه می‌نماییم.

متغیر وابسته تحقیق

بازده: طبق تعریف، بازده شامل تغییر در اصل سرمایه (قیمت سهام) و سود نقدی می‌باشد. در نتیجه در تحقیق حاضر از بازده سهام به عنوان معیاری جهت نشان دادن تغییرات در قیمت سهام استفاده گردیده است. متغیر وابسته این تحقیق برابر است با بازده پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس هریک از معیارهای مالکیت دولتی، معاملات با اشخاص وابسته، مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، اظهار نظر حسابرسی و کیفیت موسسات حسابرسی. در تحقیق حاضر، بازده پرتفوی (R_{pt}) به صورت ماهانه و بر اساس رابطه ۱ محاسبه خواهد شد:

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^{N_p} M_{it} R_{it}}{\sum_{i=1}^{N_p} M_{it}} \quad \text{رابطه ۱}$$

که در آن:

$$N_p = \text{تعداد شرکت‌های تشکیل دهنده پرتفوی؛}$$

$$M_{it} = \text{ارزش بازار شرکت } i \text{ در ماه } t؛$$

$$R_{it} = \text{بازده ماهانه شرکت } i \text{ در ماه } t, \text{ مستخرج از نرم‌افزار ره آورد نوین.}$$

متغیرهای تعدیل‌کننده

مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی: در پژوهش حاضر از اقلام تعهدی اختیاری برای اندازه‌گیری مدیریت سود استفاده می‌شود. بر اساس این روش جمع اقلام تعهدی، به اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری تفکیک می‌شود. مدل جونز (۱۹۹۱) و مدل تعدیل‌شده جونز (دیچو^{۳۱} و همکاران، ۱۹۹۵)، فراگیرترین مدل‌هایی هستند که برای این جداسازی به کار

می‌روند. در اینجا از مدل تعدیل شده جونز استفاده می‌شود. قبل از تخمین ارقام تعهدی اختیاری، ارقام تعهدی کل از رابطه ۲ محاسبه می‌شود:

$$TAC_{it} = (\Delta CA_{it} - \Delta Cash_{it}) - (\Delta CL_{it} - \Delta LTD_{it} - \Delta ITP_{it}) - DPA_{it} \quad (۲)$$

رابطه

که در آن:

TAC_{it}	مجموع ارقام تعهدی شرکت i در سال t ؛
ΔCA_{it}	تغییر در دارایی‌های جاری شرکت i بین سال‌های t و $t - 1$ ؛
$\Delta Cash_{it}$	تغییر در مانده وجه نقد شرکت i بین سال‌های t و $t - 1$ ؛
ΔCL_{it}	تغییر در بدهی‌های جاری شرکت i بین سال‌های t و $t - 1$ ؛
ΔLTD_{it}	تغییر در حصه‌ی جاری بدهی‌های بلندمدت شرکت i بین سال‌های t و $t - 1$ ؛
ΔITP_{it}	تغییر در مالیات بر درآمد پرداختنی شرکت i بین سال‌های t و $t - 1$ ؛
DPA_{it}	هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت و نامشهود شرکت i در سال t .

سپس با استفاده از مدل تعدیل شده‌ی جونز (۱۹۹۵)، ارقام تعهدی کل به دو بخش ارقام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری تجزیه می‌شود (مدل ۱). با استفاده از مدل ۱، مقادیر α ، β و γ به صورت مقطعی برآورد می‌شود.

$$\frac{TAC_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_{it} \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \beta_{it} \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \gamma_{it} \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varepsilon_i \quad (مدل ۱)$$

که در آن:

TAC_{it}	مجموع ارقام تعهدی شرکت i در سال t ؛
TA_{it-1}	مجموع دارایی شرکت i در پایان سال $t - 1$ ؛
ΔREV_{it}	تغییرات فروش خالص شرکت i بین سال‌های t و $t - 1$ ؛
PPE_{it}	ناخالص دارایی‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t ؛
α ، β ، γ	پارامترهای برآوردی مختص هر شرکت؛
ε_i	میزان خطا.

مقدار α ، β و γ محاسبه شده، در مدل ۲ جای‌گذاری شده و سپس مقدار NDAC محاسبه می‌شود. مدل محاسبه ارقام تعهدی غیراختیاری به صورت زیر است.

$$NDAC = \alpha_{it} \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \beta_{it} \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \gamma_{it} \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varepsilon_i \quad \text{مدل (۲)}$$

که در آن:

$$\Delta REC_{it} : \text{تغییرات حساب‌های دریافتی شرکت } i \text{ بین سال‌های } t \text{ و } t - 1.$$

در نتیجه ارقام تعهدی اختیاری نیز از رابطه ۴ به دست می‌آید.

رابطه

$$DACC = TAC - NDAC \quad (۳)$$

و در نهایت طبق تحقیقات هوتون^{۳۲} و همکاران (۲۰۰۹)، از معیار ابهام به عنوان متغیری برای نشان دادن میزان ابهام در گزارشگری مالی ناشی از مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی شرکت i در سال t به شرح رابطه ۴ استفاده می‌کنیم.

رابطه

$$OPAQUE = rank(|DACC_{t-1}|) + rank(|DACC_{t-2}|) \quad (۴)$$

که در آن:

$$\text{رتبه شرکت } i \text{ از نظر مدیریت سود ارقام تعهدی} = rank(|DACC_{t-1}|)$$

اختیاری در سال $t - 1$ تقسیم بر کل مشاهدات

$$\text{رتبه شرکت } i \text{ از نظر مدیریت سود ارقام تعهدی} = rank(|DACC_{t-2}|)$$

اختیاری در سال $t - 2$ تقسیم بر کل مشاهدات

اظهار نظر حسابرسی: این متغیر، یک متغیر مجازی است که با مقادیر صفر و یک نشان داده می‌شود. مقدار یک برای گزارش حسابرسی مقبول و مقدار صفر در صورتی که گزارش غیرمقبول باشد استفاده می‌شود.

کیفیت موسسات حسابرسی: این متغیر، یک متغیر مجازی است که با مقادیر صفر و یک نشان داده می‌شود. در صورتی که حسابرس شرکت صاحبکار در طی دوره پژوهش، سازمان حسابرسی بوده است، مقدار متغیر مجازی برابر با یک و در غیر این صورت مقدار آن برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود.

مالکیت دولتی: در این نوع مالکیت بیش از ۵۰ درصد سهام شرکت متعلق به دولت و یا بخش‌های دولتی دیگر می‌باشد. این متغیر، یک متغیر مجازی است که با مقادیر صفر و یک نشان داده می‌شود. مقدار یک برای شرکت‌هایی با مالکیت دولتی و مقدار صفر برای سایر شرکت‌ها استفاده می‌شود.

معاملات با اشخاص وابسته: در پژوهش حاضر برای سنجش معاملات با اشخاص وابسته، مطابق با شاخص به‌کار گرفته‌شده‌ی کوآن و همکاران^{۳۳} (۲۰۱۰)، از جمع کل مبالغ معاملات با اشخاص وابسته‌ی افشا شده در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی سالانه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تقسیم بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره‌ی شرکت، استفاده شده است.

متغیرهای کنترلی

$$EP_{it} = \text{نسبت سود به قیمت در سطح بازار در ماه } t;$$

$Rf_t = \text{نرخ بازده بدون ریسک در ماه } t \text{ که برای محاسبه آن از نرخ سود سپرده سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت استفاده می‌شود؛}$

$$INFL_t = \text{نرخ تورم در ماه } t;$$

$MKT_t = \text{عامل بازار در ماه } t \text{ که برابر است با تفاضل نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک؛}$

$SMB_t = \text{عامل اندازه در ماه } t \text{ که از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های بزرگ و سهام شرکت‌های کوچک بدست می‌آید (نمونه مورد بررسی، از لحاظ لگاریتم دارایی‌ها به سه دسته طبقه‌بندی می‌شود و شرکت‌های حاضر در یک سوم بالا به عنوان شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های حاضر در یک سوم پایین به عنوان شرکت‌های کوچک شناسایی می‌شوند)؛}$

HML_t = عامل نسبت ارزش دفتری به بازار در ماه t که از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های با نسبت بالای ارزش دفتری به بازار و بازده سهام شرکت‌های با نسبت پایین ارزش دفتری به بازار بدست می‌آید (نمونه مورد بررسی، از لحاظ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به سه دسته طبقه‌بندی می‌شود و شرکت‌های حاضر در یک سوم بالا به عنوان شرکت‌های دارای نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و شرکت‌های حاضر در یک سوم پایین به عنوان شرکت‌های دارای نسبت پایین ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شناسایی می‌شوند).

یافته‌های تحقیق

نگاره (۱)، خلاصه کمیت‌های آماری متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد:

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	تعداد	نماد	نام متغیر
۰/۱۳۰۷	-۰/۱۸	۰/۳۲۶	۰/۰۵۶	۷۰	MAMI	بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود کمتر
۰/۱۷۳۴	-۰/۱۶	۰/۵۲۸	۰/۰۳۵	۷۰	MAMA	بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود بیشتر
۰/۱۴۸۳	-۰/۱۳	۰/۶۱۱	۰/۰۷۱	۷۰	CC	بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر غیر مقبول
۰/۱۲۳۹	-۰/۰۹	۰/۳۸۳	۰/۰۵۵	۷۰	UNCC	بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر مقبول
۰/۰۹۵۳	-۰/۱۰	۰/۲۹۷	۰/۰۹۰	۷۰	AON	بازده سهام در شرکت‌های با کیفیت حساسی پایین
۰/۱۷۹۶	-۰/۱۵	۰/۶۳۰	۰/۰۲۲	۷۰	AOY	بازده سهام در شرکت‌های با کیفیت حساسی بالا
۰/۱۷۳۹	-۰/۱۹	۰/۷۶۳	۰/۱۰۹	۷۰	GOMI	بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت خصوصی
۰/۱۰۲۸	-۰/۱۲	۰/۳۵۳	۰/۰۶۷	۷۰	GOMA	بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت دولتی
۰/۱۰۱۵	-۰/۱۵	۰/۳۰۲	۰/۰۱۹	۷۰	RETMI	بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته کمتر
۰/۱۴۹۸	-۰/۲۰	۰/۴۱۸	۰/۰۵۱	۷۰	RETMA	بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر
۰/۸۱۱۴	۱۸/۰۹	۲۱/۵۱	۱۹/۷۸	۷۰	SENT	گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میان	میانگین	تعداد	نماد	نام متغیر
۰/۰۶۸۹	۰/۰۴۵	۰/۳۵۴	۰/۱۵۸	۰/۱۶۷۹	۷۰	EP	نسبت سود به قیمت سهام
۰/۰۰۱۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۳	۰/۰۱۳	۷۰	RF	نرخ بازده بدون ریسک
۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۳	۰/۰۳۴	۰/۰۱۳	۰/۰۱۵	۷۰	INFL	نرخ تورم ماهانه
۴/۸۸۶۷	-۷/۰۵	۱۱/۲۹	۱/۳۵۸	۱/۳۷۵۸	۷۰	MKT	عامل بازار یا صرف ریسک بازار
۰/۰۸۰۹	-۰/۱۲	۰/۲۱۹	۰/۰۴۳	۰/۰۴۰۴	۷۰	SMB	عامل اندازه پرتفوی
۱/۱۳۸۸	-۳/۲۵	۳/۸۵۷	-۰/۰۶	-۰/۰۵۹	۷۰	HML	عامل ارزش پرتفوی

با توجه به تحلیل عاملی مؤلفه‌های اساسی، شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$SENT = 0.3 Eshare + 0.847 NIPO + 0.687 RIPO + 0.129 TURN + 0.783 DSG + 0.87 NACT$$

نتایج تحلیل مؤلفه‌های اساسی نشان می‌دهد که این شش عامل می‌توانند تقریباً ۲۸.۶۰٪ درصد از تغییرپذیری (واریانس) متغیرها را توضیح دهند. همانطور که در مدل فوق مشاهده می‌گردد مؤلفه‌های رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری (NACT)، تعداد عرضه‌های اولیه (NIPO)، رشد سپرده‌های پس انداز (DSG)، بازده هفته اول عرضه‌های اولیه سهام (RIPO)، سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت (Eshare) و گردش مالی بازار (Turn) به ترتیب بیشترین سهم را در توضیح‌دهندگی شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران دارند.

نتایج آزمون فرضیات پژوهش

فرضیه اول: با توجه به نگاره ۲، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های دارای مدیریت سود اقلام تعهدی کمتر و بیشتر) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل اول و دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۱/۸۷۶ و ۲/۰۶۲ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۲) نشان می‌دهد که، قدر مطلق ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با مدیریت اقلام تعهدی کمتر و بیشتر، به ترتیب ۰/۰۲۳۲ و ۰/۰۴۸۹۷ می‌باشد. با توجه به این که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه اول پژوهش

را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، بیشتر است.

نگاره (۲): نتایج تخمین مدل‌های اول و دوم

$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 \text{SENT}_t + \beta_2 \text{EP}_t + \beta_3 \text{RF}_t + \beta_4 \text{INFL}_t + \beta_5 \text{MKT}_t + \beta_6 \text{SMB}_t + \beta_7 \text{HML}_t + \varepsilon_{it}$									
متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود اقلام تعهدی بیشتر				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود اقلام تعهدی کمتر				متغیر	
احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی	احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی		
۰/۹۵۲۳	۰/۰۶	۴/۱۰۱۶	۰/۲۴۶۴	۰/۱۹۸	-۲/۳۹	۰/۴۲۵۵	-۱/۰۱۷	C	
۰/۰۰۰	۴/۲۹۰۱	۰/۰۱۱۴	۰/۷۰۴۸۹	۰/۰۰۰۱	۳/۹۴۵	۰/۰۰۵۸	۰/۰۲۳۲	SENT	
۰/۷۸۷۵	۰/۲۷۰۷	۲/۰۰۹	۰/۵۴۳۹	۰/۶۴۶۴	-۰/۴۶	۰/۵۷۵۹	-۰/۲۶۵	EP	
۰/۳۱۶۲	-۱/۰۱	۹۰/۰۸۳	-۹۰/۹۹۵	۰/۰۲۲۷	۲/۳۳۴۳	۱۲/۹۴۳	۳/۲۱۳۲	RF	
۰/۸۹۷۶	۰/۱۲۹۲	۲۰/۰۴۹	۲/۵۹۱۲	۰/۹۶۱۰	۰/۰۴۹۱	۱/۵۵۶۵	۰/۰۷۶۴	INFL	
۰/۰۰۰	۴/۳۹۷۳	۰/۰۱۸۷	۰/۰۸۲۳	۰/۰۳۰۷	۲/۲۱۰۱	۰/۰۰۵۹	۰/۰۱۳۲	MKT	
۰/۰۰۰	۶/۸۸۸۱	۰/۰۵۵۵	۰/۳۸۲۵	۰/۰۰۰۷	۳/۵۵۶۶	۰/۲۲۰۹	۰/۷۸۵۸	SMB	
۰/۰۰۶۳	-۲/۷۶	۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۱	-۴/۳۳۴	۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۳	HML	
٪ ۳۱/۵۴				٪ ۲۷/۳۲				ضریب تعیین تعدیل شده	
۲/۰۶۲				۱/۸۷۶				دوربین واتسون	
۲۲/۱۲۷۳				۴/۸۱۲۸				آماره F	
۰/۰۰۰				۰/۰۰۰۲				احتمال (آماره F)	

فرضیه دوم: با توجه به نگاره ۳، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های دارای اظهار نظر غیرمقبول و مقبول) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل سوم و چهارم معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۱/۸۶۷ و ۲/۱۳۹ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۳) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با اظهار

نظر غیرمقبول و اظهار نظر مقبول، به ترتیب ۰/۰۲۶۲۲ و ۰/۰۲۰- می‌باشد. با توجه به این که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه دوم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان‌دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول نسبت به شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، بیشتر است.

نگاره (۳): نتایج تخمین مدل‌های سوم و چهارم

$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$									
متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با اظهار نظر مقبول			متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با اظهار نظر غیرمقبول			متغیر			
احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی	احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی		
۰/۹۱۵	-۰/۱۰۶۲	۰/۳۱۷۵۱	-۰/۰۳۳	۰/۰۳۸	-۲/۱۱	۰/۳۱۸	-۰/۶۷۳۶	C	
۰/۰۰۳۹	-۲/۹۰۱۰	۰/۰۰۷۰۱	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۷	۲/۲۱۳	۰/۰۱۱۸	۰/۰۲۶۲۲	SENT	
۰/۲۲۱۰	-۱/۲۳۵۸	۰/۱۵۵۵	-۰/۱۹۲	۰/۱۶۵۶	۱/۴۰۲	۰/۲۷۳۵	۰/۳۸۳۶۴	EP	
۰/۰۲۵۷	۲/۲۸۳۲	۶/۹۷۳۶	۱۵/۹۲۲	۰/۰۹۱	۱/۷۱۲	۸/۶۵۸	۱۵/۰۱۱۰	RF	
۰/۸۴۸۷	۰/۱۹۱۵	۱/۵۵۲۱	۰/۲۹۷۲	۰/۱۳۲	-۱/۵۲۵	۱/۹۰۱۳	-۲/۹۰۰۹	INFL	
۰/۰۰۰۱	۴/۱۹۸۷	۰/۰۰۳۱	۰/۰۱۳۳	۰/۰۰۰	۴/۳۶۲	۰/۰۰۳۸	۰/۰۱۶۸۶	MKT	
۰/۰۰۴۱	۲/۹۷۷۳	۰/۱۴۷۹	۰/۴۴۰۵	۰/۰۰۰	۴/۹۷۶	۰/۲۳۲۱	۱/۱۵۵۱۲	SMB	
۰/۳۱۱۴	۱/۰۲۰۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۵	-۳/۶۷۹	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۲۸	HML	
			٪۳۶/۷۳			٪۵۲/۲۹			ضریب تعیین تعدیل شده
			۲/۱۳۹			۱/۸۶۷			دوربین واتسون
			۰/۸۸۸۱			۱۲/۱۲۰۹			آماره F
			۰/۰۰۰			۰/۰۰۰			احتمال (آماره F)

فرضیه سوم: با توجه به نگاره ۴، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی و شرکت‌های حسابرسی نشده توسط سایر موسسات) کمتر از ۱۰/۰۵ است، مدل پنجم و ششم معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۱/۷۱۷ و ۱/۹۵۰ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۴) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر

گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های حساسی شده به وسیله سازمان حساسی و شرکت‌های حساسی شده به وسیله سایر موسسات حساسی، به ترتیب ۰/۰۰۸۴ و ۰/۰۰۷۷- می‌باشد. ولی با توجه به این که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در هیچ یک از دو گروه از شرکت‌ها معنادار نمی‌باشد، نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه سوم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، تفاوت اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌های حساسی شده به وسیله سازمان حساسی نسبت به شرکت‌های حساسی شده توسط سایر موسسات، از لحاظ آماری معنادار نیست.

تکانه (۴): نتایج تخمین مدل‌های پنجم و ششم

$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$								
متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های حساسی شده به وسیله سایر موسسات حساسی				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های حساسی شده به وسیله سازمان حساسی				متغیر
احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی	احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی	
۰/۳۹۲	-۰/۸۶	۱/۳۲۸۹	-۱/۱۴۳	۰/۶۹۳	-۰/۳۹۶	۰/۲۰۲۹	-۰/۰۸۰	C
۰/۹۲۷	-۰/۰۹۱	۰/۰۸۵	-۰/۰۰۷	۰/۳۵۶	۰/۹۲۸	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۸۴	SENT
۰/۷۹۸	۰/۲۵۵	۰/۷۵۲۱	۰/۱۹۲	۰/۷۴۴	۰/۳۲۷	۰/۱۳۳۴	۰/۰۴۳۶	EP
۰/۰۷۴	۱/۸۱۲	۶۴/۴۸۳	۱۱۶/۸۸	۰/۷۰۳	-۰/۳۸۲	۶/۷۸۱۶	-۲/۵۹۲	RF
۰/۰۵۹	-۱/۹۱۹	۵/۱۴۰۴	-۹/۸۶۹	۰/۶۰۷	-۰/۵۱۶	۱/۷۶۹	-۰/۹۱۳	INFL
۰/۳۰۷	۱/۰۲۹	۰/۰۱۸۸	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰	۴/۳۴۱	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۹۸	MKT
۰/۰۳۱	۲/۲۰۵	۰/۷۲۶۶	-۱/۶۰۲۳	۰/۰۰۵	۲/۸۷۲	۰/۲۷۳۵	۰/۷۸۵۸	SMB
۰/۰۱۵	-۲/۴۷۷	۰/۰۰۴۵	-۰/۰۱۱	۰/۵۲۱	۰/۶۴۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۲	HML
٪۲۱/۰۸				٪۴۷/۵۹				ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۹۵۰				۱/۷۱۷				دوربین واتسون
۳/۷۰۸۸				۱۰/۲۱۰۵				آماره F
۰/۰۰۱۹				۰/۰۰۰				احتمال (آماره F)

فرضیه چهارم: با توجه به نگاره ۵، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های با مالکیت خصوصی و مالکیت دولتی) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل هفتم و هشتم معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۲/۱۲۱ و ۲/۲۵۷ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۵) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با مالکیت خصوصی و دولتی، به ترتیب ۰/۰۲۹- و ۰/۰۳۲۷۷+ می‌باشد. با توجه به این که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه چهارم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌های تحت کنترل دولتی نسبت به شرکت‌های تحت کنترل بخش خصوصی، بیشتر است.

نگاره (۵): نتایج تخمین مدل‌های هفتم و هشتم

$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$								
متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت دولتی				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت بخش خصوصی				متغیر
احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی	احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآوردی	
۰/۱۰۲	-۱/۶۵۸	۰/۲۷۹۹	-۰/۴۶۴۲	۰/۹۰۸	۰/۱۱۵	۱/۰۶۹۹	۰/۱۲۳	C
۰/۰۰۰	۵/۴۹۹۹	۰/۰۰۵۹	۷۰/۰۳۲۷	۰/۰۰۰	-۳/۷۶	۰/۰۰۷۷	-۰/۰۲۹	SENT
۰/۸۳۳	۰/۲۱۱	۰/۱۳۷۱	۰/۰۲۸۹	۰/۴۹۱	۰/۶۹۱	۰/۷۴۴۹	۰/۵۱۵	EP
۰/۵۱۵	۰/۶۵۴۱	۶/۱۴۹۱	۴/۰۲۲۵	۰/۷۱۹	۰/۳۶۱	۱۸/۶۸۴	۶/۷۵۳	RF
۰/۸۱۲	-۰/۲۳۷	۱۳/۶۸۶	-۰/۳۲۵۳	۰/۱۱۷	-۱/۵۸۶	۳/۵۶۳۷	-۵/۶۵	INF
۰/۰۰۰	۴/۸۶۱۲	۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۳۶	۰/۴۱۵	۰/۸۲	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۶	MKT
۰/۰۰۰	۶/۲۳۴۵	۰/۱۳۰۴	۰/۸۱۳۴	۰/۰۰۳	۲/۹۹۱	۰/۵۷۲۷	۱/۷۱۳	SMB
۰/۵۸۸	۰/۵۴۴۵	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۶۲	۰/۰۰۲	-۳/۱۴	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰	HML
٪۵۵/۲۵				٪۱۹/۸۳				ضریب تعیین تعدیل شده
۲/۲۵۷				۲/۱۲۱				دوربین- واتسون
۱۳/۵۲۴۱				۳/۴۹۳۴				آماره F
۰/۰۰۰				۰/۰۰۳۱				احتمال (آماره F)

فرضیه پنجم: با توجه به نگاره ۶، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های دارای معاملات با اشخاص وابسته کمتر و بیشتر) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل نهم و دهم معنی‌دار است. مقدار آماره دورین واتسون به ترتیب ۱/۹۸۶ و ۲/۰۶۲ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۶) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های دارای معاملات با اشخاص وابسته کمتر و بیشتر، به ترتیب ۰/۰۴۴- و ۰/۰۸۰۱ می‌باشد.

نگاره (۶): نتایج تخمین مدل‌های نهم و دهم

$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$							
متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته کمتر			
متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t
C	۰/۸۱۲	۰/۸۹۶۲	۰/۹۰۶۶	۰/۳۶۸۰	-۰/۰۳۴	۴/۰۹۲۱	-۰/۰۰۸
SENT	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۹۸	-۲/۲۶۰	۰/۰۲۴۸	۰/۰۸۰۱	۰/۰۳۳۸	۲/۳۶۷
EP	-۰/۴۰	۰/۴۳۸	-۰/۹۱۹	۰/۳۶۱۱	۰/۵۲۳۷	۲/۰۰۴۴	۰/۲۶۱۲
RF	۳۸/۹۰	۱۹/۶۸۳	۱۹/۶۶۵	۰/۰۵۲۴	۷۳/۵۳۴	۲۱/۹۰۴	۳/۳۵۷
INFL	-۰/۳۰	۴/۳۸۱	-۰/۰۶۹	۰/۹۴۴۴	-۲/۶۹	۲۰/۰۰۳	-۰/۱۳۴
MKT	۰/۰۱۴	۰/۰۰۶۹	۲/۰۰۸	۰/۰۴۵۲	۰/۰۴۴۵	۰/۰۴۱۰۶	۱/۰۸۴
SMB	۰/۵۹۵	۰/۱۸۸	۳/۱۶۷۷	۰/۰۰۱۶	۰/۵۵۷۴	۰/۱۸۴۸	۳/۰۱۵
HML	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱۵	۳/۰۹۰۵	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۱۸۳	۳/۰۲۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۳۷/۶۹٪			۳۶/۸۷٪			
دورین واتسون	۱/۹۸۶			۲/۰۶۲			
آماره F	۵/۸۸۲۲			۵/۹۰۱۴			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰			

با توجه به این که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه پنجم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، بیشتر است.

بحث و نتیجه گیری

نتایج بدست آمده از تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها در خصوص هر یک از فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه اول: نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذار بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، بیشتر است. همان‌طور که در مبانی نظری تحقیق بیان شد، بازی با ارقام مالی (مدیریت سود) می‌تواند تأثیر کاملاً منفی، در هنگام کشف شدن برجا گذارد و تصور سایرین نسبت به عملکرد شرکت را تغییر دهد. به عبارتی هنگامی که دستکاری در ارقام مالی کشف می‌شود، شرکت ممکن است اطمینان بازار را از دست دهد و این امر باعث کاهش شدید قیمت اوراق بدهی و سرمایه شرکت در نتیجه واکنش‌های احساسی سرمایه‌گذاران شود. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق‌های مافورد و کومیسکی (۲۰۰۲) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه دوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول نسبت به شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، بیشتر است. به عبارت دیگر اظهار نظر غیرمقبول سطح عدم قطعیت یا جنجال نسبت به اعداد سود آینده و حال شرکت را افزایش می‌دهد که این امر توانایی بازار در استنباط جریان‌های نقدی حال و آینده شرکت را با توجه به اطلاعات مالی محدود می‌کند. و منجر به تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی می‌گردد. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق چوی و جتر (۱۹۹۲) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه سوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم که مورد تأیید قرار نگرفت نشان داد تفاوت میان اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی و شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات، معنادار نمی‌باشد. علت این امر وجود دیگر موسسات حسابرسی بزرگ (بر اساس معیارهایی از قبیل رتبه، درآمد و...) علاوه بر سازمان حسابرسی در میان موسسات حسابرسی معتمد بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همچنین در نمونه مورد بررسی به طور

متوسط بیشتر از نصف شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده‌اند، دولتی می‌باشند. بنابراین با توجه به یافته پنجم پژوهش حاضر مبنی بر بیشتر بودن اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام شرکت‌های با مالکیت دولتی نسبت به شرکت‌های با مالکیت خصوصی و همچنین ادبیات نظری تحقیق می‌توان بیان داشت که شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی الزاماً شرکت‌های با شفافیت شرکتی بیشتر نمی‌باشند. نتیجه این تحقیق مغایر با نتایج تحقیق فرث و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه چهارم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های تحت کنترل دولتی نسبت به شرکت‌های تحت کنترل بخش خصوصی، بیشتر است. طبق ادبیات تحقیق، شرکت‌های دولتی انگیزه‌های مبتنی بر بازار و مبتنی بر مدیریت کمتری برای ارائه اطلاعات حسابداری معتبر به بازار نسبت به آنچه که شرکت‌های خصوصی انجام می‌دهند دارند. همچنین از آن‌جا که شرکت‌های دولتی ممکن است برای کسب کمک‌های دولتی و تبعیض آمیز اقدام به ارائه گزارشات مالی غیر شفاف کنند. این نگرانی در خصوص ارائه اطلاعات غیر شفاف در میان سرمایه‌گذاران می‌تواند واکنش‌های غیرمنطقی ایشان را به همراه داشته باشد. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲)، اعتمادی و همکاران (۱۳۸۸) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه پنجم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، بیشتر است. مطابق با ادبیات تحقیق، قیمت‌های استفاده شده برای معاملات با اشخاص وابسته، ضرورتاً مبتنی بر اصل ارزش منصفانه نمی‌باشد و شرکت‌ها از معاملات با اشخاص وابسته، به عنوان وسیله‌ای برای انتقال منابع با ارزش به شرکت‌های وابسته استفاده می‌نمایند و با توجه به این‌که معاملات با اشخاص وابسته یکی از نشانه‌های حسابداری متهورانه است، نگرانی در خصوص استفاده هدفمند از این معاملات و عدم افشا یا کافی نبودن افشای آن‌ها در میان سرمایه‌گذاران وجود دارد. که این امر می‌تواند تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی سرمایه‌گذاران را به همراه داشته باشد. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق لو و همکاران (۲۰۱۰) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

پیشنادهای کاربردی

نتایج تحقیق حاضر نشان داد که شفافیت شرکتی می‌تواند نقش مهمی را در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا نماید. بر مبنای نتایج بدست آمده از تحقیق حاضر به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی از جمله سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد که با توجه به نقش شفافیت شرکتی در اتخاذ تصمیمات مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی و منطقی سهامداران و اهمیت آن در تغییرات قیمت سهام، قبل از اتخاذ تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها، به معیارهای شفافیت شرکتی و شاخص‌گرایی‌های احساسی سرمایه‌گذاران به عنوان یک عامل تغییرات در بازارهای مالی، که در این تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، توجه بیشتری مبذول دارند.

پیشنهاد برای تحقیقات آتی

در تحقیقات آتی محققان می‌توانند اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهم را با توجه به معیارهای دیگر از قبیل کارایی بازار، شاخص‌های کلان اقتصادی، سیاست‌های پولی، فرهنگ و... مورد بررسی قرار دهند. همچنین به بررسی نقش گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در ایجاد حباب‌های قیمتی پردازند.

محدودیت‌ها

۱. با توجه به روش نمونه‌گیری مورد استفاده در این پژوهش، بسیاری از شرکت‌های عضو جامعه‌ی آماری به دلیل نداشتن برخی ویژگی‌های موردنظر از نمونه‌ی آماری حذف شده‌اند لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، باید احتیاط لازم به عمل آید.

۲. تعداد کم اعضای جامعه و نمونه تحقیق که ممکن است نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

۳. به دلیل محاسبات در دستیابی به رقم نهایی یک متغیر، از خطای موجود محاسباتی نیز به عنوان یکی از عوامل محدود کننده می‌توان نام برد.

۴. با توجه به محدود بودن قلمرو زمانی به سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳، در تعمیم نتایج به بازه‌ی زمانی قبل و بعد از دوره مذکور باید احتیاط لازم عمل شود.

پی‌نوشت‌ها

- | | |
|---|--|
| ۱ Baker & Wurgler | ۲ Wu & Et. al. |
| ۳ Big 4 | ۴ Firth et al. |
| ۵ Closed-end fund discounts | ۶ market turnover |
| ۷ The number of initial public offerings | ۸ IPO first-day returns |
| ۹ The share of equity issues in new financing | ۱۰ the growth of investment accounts |
| ۱۱ the growth of savings deposits | ۱۲ Ritter |
| ۱۳ Greenwood and Nagel | ۱۴ Samuel D. Dittmar and Robert Eccles |
| ۱۵ Bushman, Piotroski and Smith | ۱۶ Carol & Christine |
| ۱۷ Choi and Jeter | ۱۸ Noise |
| ۱۹ Defond et al. | ۲۰ Hamilton |
| ۲۱ Bushman et al. | ۲۲ Ball et al. |
| ۲۳ Shleifer and Vishny | ۲۴ Related-Party Transactions |
| ۲۵ Lo et al. | ۲۶ Aggressive accounting |
| ۲۷ Gordon & Henry | ۲۸ Equity Market Sentiment Index |
| ۲۹ Hsiu J. F. | ۳۰ Factor Analysis |
| ۳۱ Dechow | ۳۲ Hutton |
| ۳۳ Kuan et al. | |

منابع

- آذر، عادل؛ رستمی، محمدرضا و محمد صفری. (۱۳۹۲). تحلیل مقایسه‌ای عوامل مؤثر در قیمت‌گذاری زیر ارزش ذاتی در عرضه عمومی اولیه سهام شرکت‌های دولتی و غیردولتی؛ مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸. دو فصلنامه اندیشه مدیریت راهبردی، سال هفتم، شماره اول، صص ۱۵۷-۱۸۵.
- تقی پوریان گیلانی، یوسف؛ سیدمحمدرضا رئیس زاده و محبوبه زره داریان. (۱۳۹۴). اثر آگاهی سرمایه‌گذار و نگرش به ریسک درک شده بر رفتار سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس بین‌المللی دست‌آوردهای نوین پژوهشی مدیریت حسابداری اقتصاد، تهران، موسسه

آموزش عالی نیکان، https://www.civilica.com/Paper-ACONF01-ACONF01_074.html

حیدریور، فرزانه؛ تاری وردی، یداله و مریم محرابی. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۶، شماره ۱، صص ۱۳-۱. خالقی مقدم، حمید و علیرضا خالقی. (۱۳۸۸). شفافیت شرکتی در ایران و عوامل موثر بر آن. مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۲۱، صص ۳۱-۶۰. رهنمای رودپشتی، فریدون؛ حاجی‌ها، زهره و علی زارعی سودانی. (۱۳۸۷). کارکرد مالی رفتاری در تبیین پایگاه علمی برای تجزیه و تحلیل سهام. فصلنامه تولید علم، سال سوم، شماره ۷، تابستان. سینایی، حسنعلی و عبدالله داودی. (۱۳۸۸). بررسی رابطه شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. دوفصلنامه تحقیقات مالی، دوره ۱۱، شماره ۲۷، صص ۶۰-۴۳.

عطری، حسن و معصومه جمشیدی. (۱۳۹۳). بررسی میزان اهمیت عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار قم و مقایسه تطبیقی آن با رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی. فلاح شمس لیاستانی، میرفیض و راضیه رضوانی. (۱۳۹۵). بررسی نوسانات غیرمعارف بر بروز رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی. یوسفی، راحله و ابوالفضل شهرآبادی. (۱۳۸۸). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار. فصلنامه مدیریت توسعه و تحول، پیش‌شماره دوم، صص ۶۴-۵۷.

Atri, H., Jamshidi, M. (2015). Investigating the Importance of Factors Affecting the Behavior of Common Stock Investors in Qom Stock Exchange, And Comparing It With the Behavior of Common Stock Investors In Tehran Stock Exchange, MSc. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. (In Persian)

Azar, A., Rostami, M. R., and Safari, M. (2014). A Comparative Analysis of Determinants of the Underpricing IPOs of Governmental and Non-governmental Companies; A Case Study of Accepted Governmental and Non-governmental Companies in Tehran Stock Exchange in 2002-2010. *Semi-Annully Strategic Management Thought (Management Thought)*, 7 (1), 157-185. (In Persian)

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

- Ball R, Kothari SP, Robin A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *J. Accounting Econom*, 29: 151.
- Bushman R. M. , O. Chen, E. Engle and A. Smith. (2004). Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance system, Working Paper, University of North Carolina.
- Bushman RM, Piotroski JD, Smith AJ. (2004). What determines corporate transparency. *J. Accounting Res*, 42: 207–252.
- Carol A. Marquardt and Christine I. wide man. (2004). the effect of earning management on the value relevance of accounting information. *journal of business finance and accounting*, 31 (3) & (4): 297- 332.
- Choi SK. , Jeter DC.) 1992 (. The effects of qualified audit opinion on earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 15 (2): 229-248.
- Dechow Patricia, Sloan Richard and Sweeney Amy P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70, 2: 193–225.
- Defond, M. L. , T. J. Wong and S. Li. (2000). The impact of improved auditor independence on audit market concentration in Chian. *Journal of Accounting and Economics*, 28: 269-305.
- Dipiazza, S. and Eccles, R. (۲۰۰۲). Building Public Trust, The future of Corporate Reporting John wiley & sons .
- Fallahshams , M. , Ramezani , R. (2017). Investigating Unconventional Fluctuations on Massive Behavior In Tehran Stock Exchange, MSc. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. (In Persian)
- Fama EF, French KR. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *J. Financial Econom*, 33: 3–56.
- Firth, M. , Wong, K. P. , & Wong, S. M. L. (2015). Corporate transparency and the impact of investor sentiment on stock prices. *Management Science*, 61 (7) , 1630–1647.
- Gordon, E. A. and Henry, E. (2005). Related Party Transactions and Earnings Management. Retrieved from http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=612234&rec=1&srcabs=993532&alg=1&pos=1 .
- Greenwood R, Nagel S. (2009). Inexperienced investors and bubbles. *J. Financial Economic*, 93: 239–258.
- Hamilton, J. (1978). Marketplace organization and marketability: NASDAQ, the stock exchange and the national market system. *Journal of Finance*, Vol. 33: 487-503.
- Heidarpoor, F. , Tariverdi, Y. , and Mehrabi, M. (2014). The Impact of Investor Sentiment on The Stock Returns. *Quarterly Financial*

- Knowledge of Security Analysis (Financial Studies)* , 6 (1) , 1-13. (In Persian)
- Hsiu J. F. (2006). Effect of Financial Information Transparency on Investor Behavior in Taiwan Stock Market. *ProQuest Database*, 16 (3) , 6- 22.
- Hutton AP, Marcus AJ, Tehranian H. (2009). Opaque financial reports, r2, and crash risk. *J. Financial Econo*, 94: 67–86.
- Khaleghi Moghaddam, H. , Khalegh, A. (2010). Corporate Transparency in Iran and Its Influential Factors. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 6 (21) , 31-60. (In Persian)
- Kuan, L, Tower, G. , Rusmin, R. , J-L. W. Mitchell Van der Zahn. (2010). Related Party Transactions and Earnings Management. *Journal Akuntansi & Auditing Indonesia*, 14 (2): 93–115.
- Lo AWY, Wong RMK, Firth M. (2010). Tax, financial reporting, and tunneling incentives for income shifting: An empirical analysis of the transfer pricing behavior of Chinese-listed companies. *J. Amer. Taxation Assoc*, 32 (2): 1–26.
- Rahnamarodposhti , F. , Hajiha , Z. , and zareisodani , A. (2009). The Financial-Behavioral Function in Explaining The Scientific Base For Analyzing Stocks. *Quarterly Science Productin*, 3 (7). (In Persian)
- Ritter, J. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *Journal of Finance*, 46, 3-27.
- Sinaei , H. , Davodi , A. (2010). Financial Information Transparency and Investor Behavior in Tehran Stock Exchange. *Semi-Annually Financial Research*, 11 (27). (In Persian)
- Taghipouryan, Y. , Raiiszadeh, S. , and zarehdarian, M. (2016). The Impacts of Investor's Perception and Perceived Risk Perception on The investors Behavior of The Companies Listed in Tehran Stock Exchange. The International Conference on New Research in Management, Accounting and Economy, https://www.civilica.com/PaperACONF01ACONF01_074.html. (In Persian)
- Wu, Yanran. Han, Liyan. Tao, Ke. & Zhang, Zhongyuan. (2010). Investor Sentiment and the Day-of-the-Week Effect of Cross-Sectional Return. Available at www.ssrn.com
- Yosefi, R. , Shahrabadi , A. (2010). Investigating and Testing the Massive Behavior of Investors in The Stock Exchange. *Quarterly Journal of Development & Evolution Management*, 1388 (2) , 57-64. (In Persian)