پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۱ - ۳۱

اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به سطح شفافیت شرکتی

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

تاریخ ۹۵/۰۷/ ۱۳

تاریخ ۹۵/۱۰/ ۲۸

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، اظهارنظر حسابرسی، کیفیت موسسات حسابرسی، مالکیت دولتی و معاملات با اشخاص وابسته) بر میزان خوش‌بینی و بدبینی سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت سهام که معمولا به علت مشکل در ارزش‌گذاری 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. یافته¬های 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 شده 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 اقتصـــادی کشـــورها، بورس‌های اوراق بهادار همواره نقشـــی 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 احســاســی 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 ســنتی بازده ســهام اعتقاد دارد که تغییرات قیمت ســهام به تغییرات ســیســتماتیک در ارزش‌های بنیادی شــرکت مربوط اســت. در حالی که تحقیقات اخیر (برای مثال، بیکر و وگلر[1]، ۲۰۰۶؛ وو و همکاران[2]، ۲۰۱۰) نشـــان می‌دهد گرایش‌های احســـاســـی ســـرمایه‌گذاران نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها و تبیین ســـری‌های زمانی بازده ایفا می‌نمایند، به‌ویژه برای سهم‌هایی که از ارزیابی ذهنی بالاتری برخوردارند (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲).

در اکثر کشــورها، شــناخت فرآیند تصــمیم‌گیری مشــارکت‌کنندگان 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 تاثیرپذیری این عوامل از افشــای اطلاعات و شــفافیت اطلاعات مالی داشــته‌اند، زیرا رفتارهای متاثر از شــفافیت اطلاعات مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند (یوسـفی و شـهرآبادی، ۱۳۸۸) و توجه به این موضوع که رفتار سرمایه‌گذاران از عوامل گوناگون متاثر 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 اســاســی برای دشــواری ارزشــیابی یک شــرکت 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 غیر مقبول، 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 نسبتا یکنواختی در میان شرکت‌ها وجود دارد، مشکلات ارزش‌گذاری عمدتا 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 درست 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 حضیض‌های 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 معمولا 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 می شود. این متغیرها عبارتند از: نرخ کسر 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 کسر صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت: بر اساس تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۶)، ارتباط مثبت و معناداری بین نرخ کسر صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران وجود دارد. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که صندوق‌های سرمایه گذاری با درآمد ثابت در دوره های رونق بورس با نرخی کمتر از خالص ارزش دارایی‌های هر واحد معامله می‌گردد. با این حال، با توجه به این‌که در بازار سرمایه ایران، قیمت صدور 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.

سهم 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 این‌که 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 اصلا تجربه ندارند ممکن است به جای تکیه بر بررسی های منطقی و اصولی در تصمیم‌گیری‌های مربوط به مشارکت و سرمایه‌گذاری، بیش از اندازه بر شرایط احساسی بازار تکیه کنند. به علاوه گرین‌وُد 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 سرمایه گذاران 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 سرمایه در بازارهای 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 پس انداز 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 قابل دسترس‌تر 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 "بوشمن، پیوتروسکی 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 به‌صورتی 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.

اظهار نظر حسابرسی: چوی و جتر[۱۷] (۱۹۹۲) دریافتند اظهارنظر 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

شـرکت را افزایش می‌دهد که این امر توانایی بازار در اسـتنباط 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 افشـا می‌کنند که این امر سـبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شـود. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی در رابطه با سـهام یک شـرکت افزایش یابد، ارزش ذاتی آن با ارزشـی که سـرمایه‌گذاران در بازار برای سـهام مورد نظر قایل می‌شـوند، 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 اصـلی برای توضـیح این‌که چرا شـرکت‌های دولتی شـفافیت اطلاعاتی کمتری نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند وجود دارد. اولین دلیل طبق تحقیقات بوشـمن و همکاران[۲۱] (۲۰۰۴)، بال و همکاران[۲۲] (۲۰۰۰) این اسـت که شـرکت‌های دولتی، انگیزه‌های کمتری برای مدیریت اطلاعات قابل ارائه به بازار نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند. شـلیفر و ویشـنی[۲۳] (۱۹۹۴) اسـتدلال کردند که مالکان دولتی برای ارزیابی شـرکت و عملکرد مدیریت به جای اتکا بر اطلاعات حسـابداری و قیمت سـهام، 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 شـرکت‌هایی با معاملات با اشـخاص وابسـته بیشـتر، نسـبت به شـرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، شفافیت کمتری دارند. اولین دلیل این‌که قیمت‌های استفاده شده برای معاملات با اشخاص وابسته، ضرورتا مبتنی بر اصل ارزش منصفانه نمی‌باشد. دومین دلیل این است که معاملات با اشخاص وابسته، می‌تواند به عنوان و سیله‌ای برای انتقال منابع با ارزش به شـرکت‌های وابسـته به‌کار گرفته شـود (لو و همکاران[۲۵]، ۲۰۱۰). به دلایل مذکور و با توجه به این‌که معاملات با اشخاص وابسته یکی از نشانه‌های حسابداری متهورانه[۲۶] است (گوردن و هنری[۲۷]، ۲۰۰۵)، نگرانی در خصـوص اسـتفاده هدفمند از این معاملات و عدم افشـا یا کافی

نبودن افشـــای آن‌ها در میان ســـرمایه‌گذاران، ممکن اســـت بر ارزیابی اســـتفاده‌کنندگان صورت‌های مالی از عملیات واحد تجاری، شامل ارزیابی ریسک و فرصت‌های پیش روی واحد تجاری، تأثیر بگذارد.

پیشینه تحقیق

فلاح شـــمس لیاســـتانی و رمضـــانی (۱۳۹۵) در تحقیقی تحت عنوان "بررســـی نوســـانات غیرمتعارف بر بروز رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران" به بررســـی 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 ریســـک درک شـــده بر رفتار ســـرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران"، در قالب جمع‌آوری اطلاعات پرسش‌نامه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا آگاهی سرمایه‌گذار و میزان درک او از ریســـک معاملات می‌تواند پیش‌بینی کننده‌ی رفتار وی در زمان انجام معاملات باشـــد یا خیر. نتایج به‌دســـت‌آمده از این پژوهش حاکی از آن اســـت که تصـــمیم‌گیری‌های ســـرمایه‌گذاران در بازار ســـهام متأثر از عوامل آگاهی مالی، یادگیری اجتماعی، شـناخت و تعصـبات روانشـناسـی اسـت. همچنین هر چه میزان آگاهی سـرمایه‌گذار بیشـتر باشـد، درک سـرمایه‌گذار از شـرایط عدم قطعیت بالاتر اسـت و احتمال سـرمایه‌گذاری بیشـتر اسـت اما اگر سـرمایه‌گذار درک درسـتی از ریسـک یک معامله نداشـته باشـد، تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در آن معامله دارد.

جمشـیدی و عطری (۱۳۹۳) در تحقیقی تحت عنوان "بررســی میزان اهمیت عوامل موثر بر رفتار سـرمایه‌گذاران سـهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار قم و مقایسـه تطبیقی آن با رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار تهران"، در قالب جمع‌آوری اطلاعات پرسـش‌نامه‌ای به شـناسـایی عوامل موثر بر رفتار سـرمایه‌گذاران سـهام عادی و مقایسـه تطبیقی عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالارهای بورس قم و تهران پرداختند. نتایج تحقیق نشـــان داد که رابطه مثبت و معناداری بین هر یک از متغیرهای میزان ســـودآوری شرکت‌ها، صحت، کیفیت و سرعت انتشار اطلاعات، قدرت نقدشوندگی 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 سرمایه گذاران پرداختند. در این تحقیق با توجه به مدل استاندارد اند پورز از معیارهای ساختار مالکیت و ترکیب سهامداران، افشاء اطلاعات مالی و شفافیت ساختار هیات مدیره برای سنجش شفاف سازی اطلاعات استفاده گردیده است. ابزار به کار گرفته شده در این پژوهش پرسش نامه‌ایی است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بین هر سه معیار شفاف سازی ساختار مالکیت و افشای اطلاعات مالی و شفاف سازی ساختار هیئت مدیره با متغیر وابسته رفتار سرمایه گذار رابطه معناداری وجود دارد.

فرث و همکاران (۲۰۱۵) در تحقیقی تحت عنوان "شفافیت شرکتی و اثر گرایش های 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 اقلام 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 سرمایه گذاران 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 گرایش های احساسی قرار می‌گیرند. همچنین در این تحقیق، ارتباط بالایی بین گرایش‌های احساسی و بازده کشف شد .

بیکر و وگلر (۲۰۰۶) در تحقیقی تحت عنوان "گرایش های 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 بحران های 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 سرمایه گذاران 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 باگزارش 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 شده 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 آن‌جایی‌که 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 گرسیون 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 سال۱۳۹۳، 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 مقایسه‌پذیری، 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 حا ضر به منظور تعیین نمونه، ابتدا فهر ستی از شرکت‌های حا ضر در بورس اوراق بهادار تهیه شـد و سـپس شـرکت‌های دارای شـرایط فوق انتخاب گردیدند. بدین ترتیب ۷۰ شرکت به عنوان نمونه نهایی تحقیق تعیین شد.

ابزارهای گردآوری اطلاعات و داده‌ها

جهت گردآوری اطلاعات در خصـوص تبیین ادبیات تحقیق، از روش کتابخانه‌ای (مطالعه کتب، مقالات، پایان‌نامه‌ها و...) ا ستفاده شده ا ست و برای د ستیابی به داده‌های مورد نظر برای پردازش فرضـیات تحقیق، از آمار و اطلاعات موجود در نرم‌افزار ره‌آورد نوین، سـایت بانک مرکزی، بولتن ماهانه بورس اوراق بهادار و صـورت‌های مالی شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران با مراجعه به سـایت رسـمی بورس اوراق بهادار تهران، اسـتفاده شـده است.

مدل آزمون فرضیه‌های تحقیق

در این تحقیق بر اساس روش‌شناسی 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.

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_i \quad \text{مدل (۱)}$$

برای آزمون فر ضیات اول و پنجم تحقیق، سهام شرکت‌های نمونه در هر سال بر ا ساس معیار مربوطه (مدیریت سود مبتنی 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 ا ساس بازده ماهانه و ارزش بازار هر شرکت محا سبه خواهد شد و در آخر با اجرای روش رگرسیون سری زمانی بر روی مدل، ضرایب مربوطه تخمین زده خواهد شد. در خصوص هریک از فر ضیات 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 موردنظر بیشتر باشد، فرضیه تأیید می‌شود.

برای آزمون فرضیات دوم، سوم و چهارم تحقیق، سهام شرکت‌های نمونه در هر سال بر اساس معیار مربوطه (اظهارنظر 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 موردنظر (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 قدرمطلق 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 وگلر (۲۰۰۶)، در ابتدا هر یک از مولفه‌های اساسی 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 سرمایه گذاری (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:

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

که در آن:

N_p = تعداد شرکت‌های تشکیل‌دهنده‌پرتفوی؛

M_{it} = ارزش بازار شرکت i در ماه t؛

R_{it} = بازده ماهانه شرکت i در ماه t، 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 می شود. بر اساس این روش جمع اقلام تعهدی، به اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری تفکیک می‌شود .مدل جونز (۱۹۹۱) و مدل تعدیل شده‌ی جونز (دیچو[۳۱] و همکاران، ۱۹۹۵)، فراگیرترین مدل‌هایی هستند که برای این جداسازی به‌کار

می‌روند. در اینجا از مدل تعدیل شـده جونز اسـتفاده می‌شـود. قبل از تخمین اقلام تعهدی اختیاری، اقلام تعهدی کل از رابطهٔ ۲ محاسبه می‌شود:

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

که در آن:

TAC_{it}	مجموع اقلام 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 حصـه‌ی جاری بدهی‌های بلندمدت شـرکت i بین سـال‌های 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.

سـپس با اسـتفاده از مدل تعدیل‌شـده‌ی جونز (۱۹۹۵)، اقلام تعهدی کل به دو بخش اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری تجزیه می‌شود (مدل ۱). با استفاده از مدل ۱، مقادیر α، β و γ به صورت مقطعی برآورد می‌شود.

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

که در آن:

TAC_{it}	مجموع اقلام 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؛
$\alpha.\beta.\gamma$	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 اقلام تعهدی غیراختیاری به صورت زیر است.

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

که در آن:

ΔREC_{it} : تغییرات حساب‌های دریافتنی شرکت i بین سال‌های t و $t-1$.

در نتیجه اقلام تعهدی اختیاری نیز از رابطه ۴ به‌دست می‌آید.

رابطه (۳)
$$DACC = TAC - NDAC$$

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 اقلام تعهدی شرکت i در سال t به شرح رابطه ۴ استفاده می‌کنیم.

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

که در آن:

$rank(|DACC_{t-1}|)$ = رتبه شرکت i از نظر مدیریت سود اقلام تعهدی اختیاری در سال $t-1$ تقسیم بر کل مشاهدات

$rank\,(|DACC_{t-2}|)$ = رتبه شرکت i از نظر مدیریت سود اقلام تعهدی اختیاری در سال $t-2$ تقسیم بر کل مشاهدات

اظهارنظر 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 درصورتی 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 می شود. 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 افشاشده 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}= نسبت سود به قیمت در سطح بازار در ماه t؛

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

$INFL_t$= نرخ تورم در ماه t؛

MKT_t= عامل بازار در ماه t که برابر است با تفاضل نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک؛

SMB_t= عامل اندازه در ماه t 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 می شود و شرکت‌های حاضر در یک سوم بالا به عنوان شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های حاضر در یک‌سوم پایین به‌عنوان 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 بد ست می‌آید (نمونه مورد برر سی، از لحاظ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به سه د سته طبقه‌بندی می شود 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 به‌عنوان 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

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود کمتر	MAMI	۷۰	۰/۰۵۷۲	۰/۰۵۶	۰/۳۲۶	-۰/۱۸	۰/۱۳۰۷
بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود بیشتر	MAMA	۷۰	۰/۰۸۸۱	۰/۰۳۵	۰/۵۲۸	-۰/۱۶	۰/۱۷۳۴
بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر غیر مقبول	CC	۷۰	۰/۰۹۳۸	۰/۰۷۱	۰/۶۱۱	-۰/۱۳	۰/۱۴۸۳
بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر مقبول	UNCC	۷۰	۰/۰۸۶۸	۰/۰۵۵	۰/۳۸۳	-۰/۰۹	۰/۱۲۳۹
بازده سهام در شرکت‌های با کیفیت حسابرسی پایین	AON	۷۰	۰/۰۸۲۷	۰/۰۹۰	۰/۲۹۷	-۰/۱۰	۰/۰۹۵۳
بازده سهام در شرکت‌های با کیفیت حسابرسی بالا	AOY	۷۰	۰/۰۹۶۸	۰/۰۲۲	۰/۶۳۰	-۰/۱۵	۰/۱۷۹۶
بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت خصوصی	GOMI	۷۰	۰/۱۱۸۰	۰/۱۰۹	۰/۷۶۳	-۰/۱۹	۰/۱۷۳۹
بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت دولتی	GOMA	۷۰	۰/۰۷۳۳	۰/۰۶۷	۰/۳۵۳	-۰/۱۲	۰/۱۰۲۸
بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته کمتر	RETMI	۷۰	۰/۰۳۶۳	۰/۰۱۹	۰/۳۰۲	-۰/۱۵	۰/۱۰۱۵
بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر	RETMA	۷۰	۰/۰۸۹۷	۰/۰۵۱	۰/۴۱۸	-۰/۲۰	۰/۱۴۹۸
گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران	SENT	۷۰	۱۹/۸۷۲	۱۹/۷۸	۲۱/۵۱	۱۸/۰۹	۰/۸۱۱۴

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

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 ۶۰. ۲۸٪ درصد از تغییرپذیری (واریانس) متغیرها را توضیح دهند. همانطور که در مدل فوق مشاهده می‌گردد مولفه‌های 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 این‌که 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

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$$

متغیر	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود اقلام تعهدی کمتر				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود اقلام تعهدی بیشتر			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۱/۰۱۷	۰/۴۲۵۵	-۲/۳۹	۰/۱۹۸	۰/۲۴۶۴	۴/۱۰۱۶	۰/۰۶	۰/۹۵۲۳
SENT	۰/۰۲۳۲	۰/۰۰۵۸	۳/۹۴۵	۰/۰۰۰۱	۰/۷۰۴۸۹	۰/۰۱۱۴	۴/۲۹۰۱	۰/۰۰۰
EP	-۰/۲۶۵	۰/۵۷۵۹	-۰/۴۶	۰/۶۴۶۴	۰/۵۴۳۹	۲/۰۰۹	۰/۲۷۰۷	۰/۷۸۷۵
RF	۳/۲۱۳۲۰	۱۲/۹۴۳	۲/۳۳۴۳	۰/۰۲۲۷	-۹۰/۹۹۵	۹۰/۰۸۳	-۱/۰۱	۰/۳۱۶۲
INFL	۰/۰۷۶۴	۱/۵۵۶۵	۰/۰۴۹۱	۰/۹۶۱۰	۲/۵۹۱۲	۲۰/۰۴۹	۰/۱۲۹۲	۰/۸۹۷۶
MKT	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۵۹	۲/۲۱۰۱	۰/۰۳۰۷	۰/۰۸۲۳	۰/۰۱۸۷	۴/۳۹۷۳	۰/۰۰۰
SMB	۰/۷۸۵۸	۰/۲۲۰۹	۳/۵۵۶۶	۰/۰۰۰۷	۰/۳۸۲۵	۰/۰۵۵۵	۶/۸۸۸۱	۰/۰۰۰
HML	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۸	-۴/۳۳۴	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۱۷	-۲/۷۶	۰/۰۰۶۳
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۲۷/۳۲				٪ ۳۱/۵۴			
دوربین واتسون	۱/۸۷۶				۲/۰۶۲			
آماره F	۴/۸۱۲۸				۲۲/۱۲۷۳			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۲				۰/۰۰۰			

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 ۰/۰۵است، 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 این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران 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	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر غیرمقبول				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر مقبول			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۰/۶۷۳۶	۰/۳۱۸	-۲/۱۱	۰/۰۳۸	-۰/۰۳۳	۰/۳۱۷۵۱	-۰/۱۰۶۲	۰/۹۱۵
SENT	۰/۰۲۶۲۲	۰/۰۱۱۸	۲/۲۱۳	۰/۰۲۷	-۰/۰۲۰	۰/۰۰۷۰۱	-۲/۹۰۱۰	۰/۰۰۳۹
EP	۰/۳۸۳۶۴	۰/۲۷۳۵	۱/۴۰۲	۰/۱۶۵۶	-۰/۱۹۲	۰/۱۵۵۵	-۱/۲۳۵۸	۰/۲۲۱۰
RF	۱۵/۰۱۱۰	۸/۷۶۵۸	۱/۷۱۲	۰/۰۹۱	۱۵/۹۲۲	۶/۹۷۳۶	۲/۲۸۳۲	۰/۰۲۵۷
INFL	-۲/۹۰۰۹	۱/۹۰۱۳	-۱/۵۲۵	۰/۱۳۲	۰/۲۹۷۲	۱/۵۵۲۱	۰/۱۹۱۵	۰/۸۴۸۷
MKT	۰/۰۱۶۸۶	۰/۰۰۳۸	۴/۳۶۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳۳	۰/۰۰۳۱	۴/۱۹۸۷	۰/۰۰۰۱
SMB	۱/۱۵۵۱۲	۰/۲۳۲۱	۴/۹۷۶	۰/۰۰۰	۰/۴۴۰۵	۰/۱۴۷۹	۲/۹۷۷۳	۰/۰۰۴۱
HML	-۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۰۷	-۳/۶۷۹	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۳	۱/۰۲۰۳	۰/۳۱۱۴
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۵۲/۲۹				٪ ۳۶/۷۳			
دوربین واتسون	۱/۸۶۷				۲/۱۳۹			
آماره F	۱۲/۱۲۰۹				۰/۸۸۸۱			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				۰/۰۰۰			

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 شده توسط سایر موسسات) کمتر از ۰/۰۵ 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 حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی و شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سایر موسسات حسابرسی، به ترتیب ۰/۰۰۸۴ و ۰/۰۰۷۷- می‌باشد. ولی با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران 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 گرایش های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی نسبت به شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات، از لحاظ آماری معنادار نیست.

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

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 ۲/۱۲۱و 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 می‌با شد. با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران 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	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت بخش خصوصی				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت دولتی			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	۰/۱۲۳	۱/۰۶۹۹	۰/۱۱۵	۰/۹۰۸	-۰/۴۶۴۲	۰/۲۷۹۹	-۱/۶۵۸	۰/۱۰۲
SENT	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۷۷	-۳/۷۶	۰/۰۰۰	۷۰/۰۳۲۷	۰/۰۰۵۹	۵/۴۹۹۹	۰/۰۰۰
EP	۰/۵۱۵	۰/۷۴۴۹	۰/۶۹۱	۰/۴۹۱	۰/۰۲۸۹	۰/۱۳۷۱	۰/۲۱۱	۰/۸۳۳
RF	۶/۷۵۳	۱۸/۶۸۴	۰/۳۶۱	۰/۷۱۹	۴/۰۲۲۵	۶/۱۴۹۱	۰/۶۵۴۱	۰/۵۱۵
INFL	-۵/۶۵	۳/۵۶۳۷	-۱/۵۸۶	۰/۱۱۷	-۰/۳۲۵۳	۱/۳۶۸۶	-۰/۲۳۷	۰/۸۱۲
MKT	۰/۰۰۶	۰/۰۰۸۴	۰/۸۲	۰/۴۱۵	۰/۰۱۳۶	۰/۰۰۲۸	۴/۸۶۱۲	۰/۰۰۰
SMB	۱/۷۱۳	۰/۵۷۲۷	۲/۹۹۱	۰/۰۰۳	۰/۸۱۳۴	۰/۱۳۰۴	۶/۲۳۴۵	۰/۰۰۰
HML	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۲	-۳/۱۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۶۲	۰/۰۰۱۱	۰/۵۴۴۵	۰/۵۸۸
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۱۹/۷۳				٪ ۵۵/۲۵			
دوربین- واتسون	۲/۱۲۱				۲/۲۵۷			
آماره F	۳/۴۹۳۴				۱۳/۵۲۴۱			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۳۱				۰/۰۰۰			

فرضـــیه پنجم: با توجه به نگاره ۶، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شـــرکت‌ها (شرکت‌های دارای معاملات با اشخاص وابسته کمتر و بیشتر) کمتر از۰/۰۵ است، مدل نهم و دهم معنی‌دار اســت. مقدار آماره دوربین واتســون به ترتیب ۱/۹۸۶ و ۲/۰۶۲ می‌باشــد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بد ست 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	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته کمتر				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	۰/۸۱۲	۰/۸۹۶۲	۰/۹۰۶۶	۰/۳۶۸۰	-۰/۰۳۴	۴/۰۹۲۱	-۰/۰۰۸	۰/۹۹۳۳
SENT	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۹۸	-۲/۲۶۰	۰/۰۲۴۸	۰/۰۸۰۱	۰/۰۳۳۸	۲/۳۶۷	۰/۰۱۸۸
EP	-۰/۴۰	۰/۴۳۸	-۰/۹۱۹	۰/۳۶۱۱	۰/۵۲۳۷	۲/۰۰۴۴	۰/۲۶۱۲	۰/۷۹۴۷
RF	۳۸/۹۰	۱۹/۶۸۳	۱/۹۷۶۵	۰/۰۵۲۴	۷۳/۵۳۴	۲۱/۹۰۴	۳/۳۵۷	۰/۰۰۰۸
INFL	-۰/۳۰	۴/۳۸۱	-۰/۰۶۹	۰/۹۴۴۴	-۲/۶۹	۲۰/۰۰۳	-۰/۱۳۴	۰/۸۹۳۴
MKT	۰/۰۱۴	۰/۰۰۶۹	۲/۰۰۸	۰/۰۴۵۲	۰/۰۴۴۵	۰/۰۴۱۰۶	۱/۰۸۴	۰/۲۸۲۴
SMB	۰/۵۹۵	۰/۱۸۸	۳/۱۶۷۷	۰/۰۰۱۶	۰/۵۵۷۴	۰/۱۸۴۸	۳/۰۱۵	۰/۰۰۲۶
HML	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱۵	۳/۰۹۰۵	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۱۸۳	۳/۰۲۳	۰/۰۰۲۶
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۳۷/۶۹				٪ ۳۶/۸۷			
دوربین واتسون	۱/۹۸۶				۲/۰۶۲			
آماره F	۵/۸۸۲۲				۵/۹۰۱۴			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				۰/۰۰۰			

با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران 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، اثرگرایش‌های 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 نتیجه‌گیری

نتایج بدست آمده از تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها در خصوص هریک 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 کاملا 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 به‌وسیله سازمان حسابرسی الزاما 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 تبعیض‌آمیز اقدام به ارائه گزارشات مالی غیر شفاف کنند. این نگرانی در خصوص ارائه اطلاعات غیرشفاف 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، ضرورتا 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.

پیشنهادهای 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 تصمیات 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 شاخص گرایش‌های 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 بپردازند.

محدود یت‌ها

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 اعضاء 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	Samual Dipiazza 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 ۱۸۵-۱۵۷.

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 بهادارتهران، کنفرانس بین المللی دست آوردهای نوین پژوهشی مدیریت حسابداری اقتصاد، تهران، موسسه

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

حیدرپور، فرزانه؛ تاری وردی، یداله و مریم محرابی. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران بر بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۶، شماره ۱*، صص ۱۳-۱.

خالقی مقدم، حمید و علیرضا خالق. (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 سرمایه-گذاران 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 رمضانی. (۱۳۹۵). بررسی نوسانات غیرمتعارف 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. Financ,e* 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 valve 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)

Corporate Transparency and Impact of Investor Sentiment on Stock Prices

Javad Shekarkhah*, Ghasem Bulu, Asem Hazrati*****

Received : 2016/10/08
Approved: 2017/01/17

Abstract

This study is aimed to examine the effects of corporate transparency (measured by some proxies including accruals-based earnings management, audit opinions, the quality of audit firms, state ownership and the related party transactions) on the investors' optimism and pessimism toward stock prices, which usually occur due to difficulties in firm valuations. To highlight the important role of corporate transparency in decision making of investors, we test five hypotheses. For this purpose, monthly data of 70 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2009 to 2014 is analyzed through the time series analysis. The findings approves the first, second, fourth and fifth hypotheses suggesting more effects of investor sentiment on stock prices in firms with more accruals-based management, unqualified audit reporting, more related party transactions and State-controlled firms, as compared to firms with less accruals-based management, qualified audit reporting, less related party transactions, and private companies. Also, in respect to the third hypothesis which is not confirmed, the findings show that there is no significant difference between investor sentiment effects on stock prices in firms audited by the Audit Organization and those of firms audited by the other audit institutions. As a whole, the findings confirm the important role of corporate transparency in mitigating the effects of investor sentiment on stock prices.

Keywords: Investor sentiment, stock prices, corporate transparency
Jel clacification: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.12034.1458

* Faculty member at Allameh Tabataba'i University, (j_shekarkhah@yahoo.com) ,
** Faculty member at Allameh Tabataba'i University, (bolo_gh@yahoo.com) ,
*** MSc. Allameh Tabataba'i University, (hazraty.asem@yahoo.com).